

Estudio de Caso N° 69

**DETERMINACIÓN DE LOS FACTORES
EXPLICATIVOS DE LOS RESULTADOS
ESCOLARES DE LA EDUCACIÓN
PRIMARIA EN EL PERÚ**

JOSÉ CARLOS CHÁVEZ CUENTAS

Esta es una versión resumida del Estudio de Caso realizado por el autor para obtener el grado de Magíster en Gestión y Políticas Públicas de la Universidad de Chile.

Agradecemos el apoyo proporcionado por el Banco Interamericano de Desarrollo (BID) y Woodrow Wilson Center - Fundación Ford.

Diciembre 2002



Av. República 701 • Fono: (562) 678 4067 • Fax: (562) 689 4987

E-mail: mgpp@dii.uchile.cl

Sitio web: <http://www.mgpp.cl>

Santiago - Chile

RESUMEN EJECUTIVO

A partir de la prueba Crecer 1998, este estudio indaga en las variables educativas y sociales que están en la base del rendimiento en matemáticas de los centros educativos urbanos de 4° año de primaria en Perú. Para este propósito, se mide la efectividad y equidad presente en las escuelas. Las hipótesis subyacentes se evalúan a través de dos estrategias de estimación. La primera de ellas corresponde al análisis de regresión clásico (OLS) y la segunda al análisis lineal jerárquico (HLM).

En relación con la efectividad, tanto OLS como HLM encuentran que las escuelas privadas son más efectivas que las públicas. En cuanto a la equidad, ambos métodos no presentan resultados concluyentes y, en general, los resultados están condicionados a la disponibilidad de un mejor conjunto de variables socioeconómicas que permitan enfrentar el problema de multicolinealidad en este análisis.

El efecto «composición» encontró que éste es significativo como predictor de la efectividad de las escuelas. En OLS, se encontró significado estadístico a la presencia de sesgo de selección, cuya corrección es uno de los importantes condicionantes de la efectividad de las escuelas privadas frente a las públicas. Sin embargo, estos resultados son sólo preliminares y requieren un estudio que profundice en métodos de corrección e interpretación de los resultados. En HLM se encontró que la asociación entre las variables socioeconómicas y el puntaje en matemáticas es mucho más fuerte a nivel de la escuela que a nivel del alumno.

Ambos métodos encuentran que las variables que condicionan en forma sistemática el desempeño de los alumnos son: número de alumnos en el aula y biblioteca en el aula. Sin embargo, OLS también encuentra significado a variables asociadas al director como años de educación u alumno hombre dummy. El mismo método encontró importantes efectos de interacción para biblioteca en el aula, director hombre y director edad, que presentan un impacto negativo y positivo en escuelas privadas y públicas, respectivamente.

INTRODUCCIÓN

El objetivo de este estudio es indagar sobre las variables educativas, sociales e institucionales que están en la base del logro académico de los colegios primarios urbanos en Perú. Para este propósito se estima una Función de Producción Educacional (FPE), cuyo modelo representa el rendimiento como función tanto de variables escolares como extraescolares. En general, los estudios de FPE han tendido a demostrar la importancia de las variables socioeconómicas de las familias en el resultado académico de los estudiantes¹.

Sin embargo, al estimar la FPE se presenta un conjunto de problemas: ineficiencia en los datos debido a que un conjunto importante de colegios está al interior de su frontera técnica; sesgo de selección en la medida que las escuelas y padres «seleccionan» y determinan un acceso no aleatorio en los colegios; efectos heterogéneos o ventajas relativas en unos tipos de colegio en algún tipo de estudiante; no-independencia y no homocedasticidad de alumnos que comparten un conjunto de variables al ser parte de la misma escuela (multinivel); endogeneidad de insumos educativos y el hecho de que el logro es una variable acumulativa, pero sólo se dispone de medidas contemporáneas². Cada uno de estos problemas limita la disponibilidad de resultados robustos sobre los determinantes del rendimiento.

Este estudio se concentra -a escala preliminar- en los sesgos de selección, efectos heterogéneos y multinivel en la estimación de la FPE en los colegios primarios urbanos de Perú a partir de la prueba Crecer de 1998.

¹ En Mizala y Romaguera (2000) hay una revisión de los resultados de la estimación de funciones de producción para países desarrollados y en desarrollo.

² En el caso del rendimiento, sólo un dato para cada generación.

I. PANORAMA DEL SECTOR EDUCACIÓN

1. EFICIENCIA INTERNA ³

Perú ha alcanzado notables progresos en cobertura educativa. Entre 1960 y 1993, la tasa de escolarización en primaria pasó de 75% a 98%, consistente con un incremento anual de la matrícula en ese nivel de 4,5%, mientras la población en edad escolar sólo crecía en 2,7%. En las zonas rurales el aumento también fue elevado y la cobertura alcanzó límites casi universales (96%).

CUADRO 1: CARACTERIZACIÓN GENERAL DE LA EDUCACIÓN PRIMARIA DE MENORES PÚBLICA Y PRIVADA

1998

INDICADOR	SECTOR PÚBLICO	SECTOR PRIVADO	TOTAL
Alumnos matriculados	3.639.109	505.189	4.144.298
Porcentaje urbano	55%	95%	60%
Total maestros	126.940	34.218	161.158
Total escuelas	27.491	5.432	32.923
Escuelas urbanas	16%	91%	28%
Escuelas rurales	84%	9%	72%
Porcentaje de escuelas polidocentes completas	22%	54%	27%
Alumnos por maestro	30	19	27
Alumnos por escuela	132	93	126
Alumnos por aula (en uso)	29	16	27
Tasa de repetición*	16,2	3,2	14,6
Atraso escolar*1/	57,4	20,8	52,9

1/ Se define como la proporción de alumnos matriculados en un grado menor al que correspondería según su grupo de edad.

* Los datos corresponden al Censo Escolar 1993.

FUENTE: MINISTERIO DE EDUCACIÓN, UNIDAD DE ESTADÍSTICA EDUCATIVA.

³ La información proviene de Saavedra y Díaz (1999).

Las tasas netas de matrícula en Perú son mucho más bajas que las tasas brutas⁴. En áreas rurales solamente promedian un 15% en educación inicial, 88% en educación primaria, 49% en educación secundaria y 8% en educación superior. Además, difieren sustancialmente según el género y el quintil de consumo. En general, altas tasas de repetición y bajas tasas de retención indican la reducida eficiencia interna del sistema.

La distribución geográfica de las escuelas presenta marcadas diferencias dependiendo de si la gestión es pública o privada. La educación pública cubre el 87% de la matrícula en primaria, y la cobertura privada sólo crece para niveles educativos mayores, y llega a 50% en la educación superior. Ocho de cada diez alumnos de áreas urbanas y el 98% de los niños de zonas rurales asisten a escuelas públicas.

En 1993 había 33 mil escuelas primarias en todo el país, a las que asistían 4,1 millones de alumnos y donde trabajaban 161 mil maestros. El 16% de las escuelas primarias es privada, atiende al 12% de la matrícula y se rige por las leyes de educación y legislación laboral privadas. Si bien su número se multiplicó 2,3 veces entre 1990 y 1997, la matrícula sólo lo hizo en 9,2%.

A pesar de la heterogeneidad de la educación privada, diversos indicadores la muestran con mayores recursos y más efectiva que la escuela pública. En la primera hay un tercio menos de alumnos por profesor; menos alumnos por aula y una mayor proporción de escuelas polidocentes completas. La tasa de repitencia promedio en la primaria pública es cinco veces la que exhibe la privada y la tasa de deserción es 25% mayor. Asimismo, el atraso escolar es mucho mayor en la escuela pública.

2. ORGANIZACIÓN

La estructura educacional comprende cuatro niveles: inicial, primaria, secundaria y superior. La educación inicial se ofrece a niños menores de tres años y a los de tres a cinco, en centros separados. También existe un sistema no escolarizado de educación

⁴ La tasa bruta es una medida de cobertura que considera a todos los alumnos matriculados, independientemente de su edad, en relación con la población en edad de participar. La tasa neta sólo considera a los alumnos matriculados que no sobrepasan la edad correspondiente al grado que cursan.

inicial. Se calcula que alrededor del 20% de los niños menores de cinco años recibe algún tipo de educación inicial.

La educación primaria comprende seis grados dirigidos al grupo de edad entre seis y 11 años. La mayoría de las escuelas particulares es mixta y su programa de estudio comprende 30 horas por semana, durante 38 semanas al año.

La educación secundaria se ofrece al grupo cuyas edades fluctúan entre 12 y 16 años, así como a adultos que no la recibieron. Las clases se brindan durante 36 horas por semana y 38 semanas en un año.

La educación superior comprende la educación no universitaria y la universitaria. La extra-universitaria incluye a los institutos superiores pedagógicos, las instituciones de educación técnica y las escuelas de arte.

A diferencia de las escuelas públicas, las escuelas privadas son muy heterogéneas y, en general, su administración es menos compleja que la pública, con una estructura organizativa más sencilla y menos burocratizada. Entre ellas hay importantes diferencias en calidad, remuneraciones, actualización y capacitación, condiciones de trabajo en el aula e incentivos al esfuerzo; pero también sanción al bajo rendimiento y a la irresponsabilidad.

3. FINANCIAMIENTO

Con algunas excepciones, todas las escuelas públicas son administradas por el Ministerio de Educación y financiadas con aportes del Estado. En principio, todos los gastos de operación, incluido el pago de maestros y personal administrativo, los cubre el Estado; pero en la práctica hay gastos no cubiertos por el presupuesto público (algunos materiales o equipos, mantenimiento de la infraestructura y mobiliario, etc.) que son asumidos con aportes de los padres y, en algunos casos, con recursos propios de las escuelas o donaciones de terceros.

En 1997, el gasto por alumno en la educación primaria pública ascendía a US\$ 142, cifra que duplicaba a la observada en 1990, año en que el gasto en educación en general, incluida la primaria, llegó a los niveles históricos más bajos.

El gasto en primaria pública representa un 42% del gasto público educativo corriente total, debido a la elevada cobertura. Sin embargo, el gasto público en educación (2,4% del PBI) no es sólo más bajo que el promedio latinoamericano (4,6%), sino que también es menor que el gasto de países con similar nivel de ingreso. Por otro lado, hay una alta inversión de los hogares en educación, que representa cerca del 2% del PBI (más que el 1,3% de la OCDE). Si se toma en cuenta el gasto de hogares, las diferencias en el total del gasto educativo entre hogares ricos y pobres son significativas.

La principal fuente de financiamiento de las escuelas privadas son las pensiones que cancelan los padres. Muchas escuelas religiosas las autofinancian las mismas congregaciones y las familias, en tanto que otras -las parroquiales- se ubican en las áreas rurales o marginales urbanas y reciben una subvención del Estado. Este asume el pago de los maestros, quienes tienen todos los derechos y obligaciones de uno que trabaja para una escuela pública. Las escuelas parroquiales cobran a las familias, pero por debajo de los costos de operación.

4. INCENTIVOS⁵

En el sector público, la carrera docente otorga menores remuneraciones, un perfil de ingresos achatado a través de los años y poca varianza. Si se compara a los maestros con otros profesionales, los primeros ganan menos aunque las diferencias son menores cuando se realiza el cálculo sobre la base del ingreso horario.

El perfil achatado se debe a que si bien la escala de salarios implica sueldos diferenciados en función de la jornada de trabajo y los años de servicio, también promueve un trato igualitario para todos los que trabajan en un mismo nivel magisterial. Así, hay

⁵ La información referida al sistema de incentivos en la carrera docente se basa en Saavedra y Díaz (1999).

sólo un 10% de diferencia en las remuneraciones entre el grado máximo y mínimo por la misma cantidad de trabajo. Las bonificaciones por asignación rural son poco significativas. Esto es lo que determina que haya poca varianza en los ingresos.

Por otro lado, la docencia en el sector público es la única ocupación que goza de estabilidad laboral en Perú. Si bien es un elemento atractivo de la carrera, también genera problemas de eficiencia en la administración de los recursos humanos. Los directores no pueden contratar ni seleccionar a sus maestros, ya que los mecanismos de reclutamiento están centralizados. Tampoco pueden despedir o separar ni ascender a un profesor porque los nombramientos se determinan en el ámbito central.

Los maestros privados se sujetan al régimen privado general, cuya legislación laboral es una de las más flexibles de América Latina. El personal permanente puede ser despedido con el pago de una indemnización. El ingreso medio de los maestros en el sector privado y la dispersión de sus ingresos es mucho mayor y similar a la de otros profesionales. Una maestra en el sector privado gana en promedio US\$ 450 y un maestro US\$ 315, mientras que la media para el sector público es de US\$ 205. En el ingreso horario, las diferencias son aún mayores.

En conclusión, los maestros públicos perciben ingresos mensuales y trabajan en horarios menores a cambio de estabilidad laboral y certidumbre de ingresos. Los maestros privados ganan más, pero afrontan una mayor volatilidad de ingresos y no poseen estabilidad laboral. La baja dispersión salarial en el sector público es un problema tan grave como el de los bajos sueldos, y un factor que desincentiva el ingreso a la docencia de profesionales con deseos de lograr un perfil creciente de ingresos a lo largo de su carrera, ya que no genera los incentivos correctos para un mejor rendimiento.

Hay otros elementos como el origen del financiamiento, características del modelo de gestión y la evaluación de resultados que permiten concluir que el sistema de incentivos del conjunto del sector público es deficiente.

El financiamiento opera mediante transferencias del gobierno central y la asignación de recursos se basa en el «subsidio a la oferta» en función de la dotación de insumos educativos preexistente (tamaño de escuela, número de aulas y maestros).

El modelo de gestión se caracteriza por una provisión de servicios altamente centralizada por una dirección regional. El director no gestiona los recursos y los usuarios tampoco participan en estas decisiones. Por último, no hay un sistema de evaluación de resultados. Los sistemas de información del sector se han especializado en recopilar y procesar estadísticas sobre la escolaridad y la eficiencia interna del sector (repetición y deserción) así como cuantificar los insumos (número de profesores y aulas). No hay pruebas en los colegios para identificar en qué medida los resultados son atribuibles al esfuerzo de los docentes, a los insumos educativos (infraestructura y equipos), al esfuerzo de las familias o a factores externos (situación económica).

La acción del Estado en sus órganos intermedios como en los centros educativos no es observable por los agentes de la sociedad. Esta es una de las principales razones de las fallas en el sistema de incentivos. Por consiguiente, no hay incentivos para mejorar el rendimiento en los órganos de supervisión intermedios y en los centros educativos.

II. MARCO TEÓRICO Y EVIDENCIA EMPÍRICA

1. MARCO TEÓRICO

La Función de Producción Educativa se basa en la teoría microeconómica de la firma. Procura explicar el producto o *output* -en este caso el rendimiento- en función de los insumos utilizados (*inputs*). Los *inputs* se organizan en variables características del colegio y características socioeconómicas del estudiante. El trabajo pionero corresponde a Coleman (1966) y desde el inicio la literatura se ha concentrado en evaluar las interacciones entre estos dos conjuntos de variables⁶.

Sin embargo, este enfoque ha acumulado un contenido fuertemente empírico, de tal forma que lo que se encuentra es un desarrollo metodológico en el ámbito de la econometría. Esto se debe a que en la estimación de las funciones de producción se presenta un conjunto de problemas que inciden sobre la robustez de los coeficientes estimados. A continuación se revisan los más importantes.

a. Eficiencia interna y frontera de producción

Hay dos tipos de eficiencia: en la asignación de recursos y la técnica. La primera se refiere a la capacidad de los colegios de combinar adecuadamente sus insumos dados sus precios. Es decir, producir a costos mínimos. La segunda se refiere a la capacidad de los colegios de generar un máximo producto dado un nivel determinado de insumos. Es relevante medir la eficiencia técnica porque permite determinar si es posible aumentar el producto aumentando la eficiencia, sin necesidad de incrementar los insumos. Además,

⁶ El modelo teórico es $L_{it} = f(F_{it}, P_{it}, S_{it}, A_{it}) + E_i$ $i = 1, 2, \dots, N$, donde L_i es el rendimiento del estudiante i en el período t . Se utilizan pruebas estandarizadas como variable proxy de variables más complejas como habilidad de los estudiantes para competir en el mercado laboral, mejoras de productividad, etc. que son imposibles de medir. F_i son los factores acumulativos de la familia del estudiante (se utilizan características sociodemográficas como educación de los padres, ingresos y tamaño familiar). P_i son características de los pares (ambiente) del estudiante i . Características sociodemográficas de otros estudiantes en la escuela. S_i son características de la escuela y profesores del estudiante i . (como el nivel de educación de los profesores, experiencia, sexo, etc.). En cuanto a las características de la escuela se consideran variables como número de alumnos, modalidad pública o privada, entre otras. A_i son características del estudiante i . (sexo y edad). E es el error aleatorio. Contiene la variedad de factores no medidos. Entre estos los más importantes son habilidades innatas y motivación de los alumnos, diferencias cualitativas de las conductas de los profesores y un enfoque de la educación como un proceso acumulativo (Mizala y Romaguera, 2000).

la detección de colegios más y menos eficientes permitiría diseñar mecanismos de incentivos que premien a los mejores.

Para determinar los factores asociados al rendimiento este punto es relevante en la medida que un conjunto importante de colegios está al interior de su frontera de eficiencia técnica. Es decir, la ineficiencia en los datos no permite estimar la frontera productiva, sino un punto al interior de ella (Deller y Rudnicki, 1993; Mizala, Romaguera y Farren, 1998).

b. Modelos de valor agregado vs. modelos de medición de nivel

El modelo de valor agregado (*gain indicator*) mide el desempeño de la escuela controlando sus diferencias y las características de los estudiantes. Permite estimar para cada escuela la mejora esperada de rendimientos de cada alumno. Los modelos de nivel (*level form*) miden el crecimiento promedio de rendimientos de una cohorte de estudiantes entre dos puntos del tiempo, y lo hace de forma tal que mide la contribución conjunta, y no separada, de la escuela o la familia. Algunos autores plantean que estimar una función de producción educativa sin valor agregado no resuelve el problema de las variables no medibles y la acumulación en el tiempo (Meyer 1997).

c. Asignación aleatoria vs. sesgo de selección

La asignación no aleatoria de alumnos entre escuelas se puede deber a factores de demanda: alumnos y familias que eligen ciertos colegios pueden tener características diferentes, o de oferta debido a localización de la escuela o a exámenes de admisión. En ambos casos se refiere a variables no observables (por ejemplo, motivación), de tal forma que controlar por variables observables (por ejemplo, educación de la madre) no es suficiente. Es decir, mejores colegios sólo estarían reflejando «mejores» alumnos. En los modelos que asumen la existencia de sesgo de selección, el procedimiento más usual es hacer una corrección del modelo a lo Heckman: en una primera etapa se estima el sesgo mediante un modelo probit, y en una segunda etapa se estima mediante MCO

considerando la presencia del sesgo. Hay una variedad de otros procedimientos para corregir el sesgo y, en general, se clasifican mediante la relajación de supuestos distribucionales o la modelación de diferentes reglas de selección (Vella, 1998).

d. Efectos homogéneos (ventaja absoluta) vs. efectos heterogéneos

Las escuelas privadas son más eficientes para todos los tipos de estudiantes (ventaja absoluta) y de esta forma las funciones de producción son paralelas, o existen efectos heterogéneos (ventaja comparativa) y las funciones de producción se cruzan.

Es decir, los colegios públicos serían más eficientes en mejorar el rendimiento de los alumnos de menor nivel socioeconómico que los colegios privados. Esto permitiría justificar la existencia de colegios públicos focalizados en población en «desventaja» (como la de los sectores rurales, por ejemplo), a pesar de que habría algún tipo de evidencia de que los colegios privados presentarían un mejor desempeño para el promedio de los alumnos (Tokman, 2001).

e. Efectos lineales en un nivel (OLS) vs. efectos lineales multinivel

La estimación OLS supone homocedasticidad e independencia. Sin embargo, se encuentra que los estudiantes de la misma escuela son menos disímiles que estudiantes de diferentes escuelas. De esta forma, los alumnos del mismo colegio comparten valores de una gran cantidad de variables, se genera una fuerte correlación al interior de una escuela o clase (no independientes) y algunas escuelas (o clases) serán más homogéneas que otras (no homocedasticidad). El análisis multinivel permite distinguir los efectos netos relacionados con las escuelas o nivel grupal (interescuelas) de aquellos relacionados con las familias y estudiantes o nivel individual (diferencias intraescolares), y la interacción entre ambos (Byrk y Raudenbusch, 1992).

2. EVIDENCIA EMPÍRICA

En general, los estudios de la función de producción educacional han tendido a demostrar la importancia de los resultados socioeconómicos de las familias en el resultado académico de los estudiantes (Hanusheck 1995; Deller y Rudnicki, 1993; Berger y Toma, 1994; Fuller y Clarke, 1994; Mizala y Romaguera, 1998 y 2000).

En relación con las variables institucionales, Mizala y Romaguera (1998 y 1999) encuentran para Chile y Bolivia que las escuelas privadas presentan mayores rendimientos que las escuelas públicas. Sin embargo, estas diferencias tienden a disminuir -aunque no desaparecen- cuando se realizan controles por las variables socioeconómicas. En el caso de Chile, en 4° medio no hay diferencias significativas en el desempeño de los colegios municipales y particulares subvencionados, mientras que sí hay diferencias para 2° medio. Por otro lado, se mantiene la ventaja de los particulares pagados frente a otros tipos de establecimientos.

La evidencia sobre la incidencia de los insumos educacionales tampoco es concluyente. Fuller y Clarke (1994) encuentran que la infraestructura y los recursos del colegio como tiempo de instrucción, disponibilidad de textos y material de lectura y ciertos métodos de enseñanza tienden a mejorar el rendimiento. Por otro lado, Hanusheck (1995) señala que cursos menores, profesores con mayor experiencia y mejores salarios no tienen un efecto sobre el rendimiento. En general, en los países en desarrollo se tiende a encontrar una mayor asociación entre las variables ligadas al colegio que la hallada en países desarrollados. Urquiola (2000) encuentra -con la hipótesis de endogeneidad del tamaño de la clase para la educación rural en Bolivia- que ésta tiene efectos negativos sobre el rendimiento.

El Cuadro 2 presenta un resumen de la evidencia encontrada por diversos estudios para un conjunto de variables que presentan una fuerte asociación con el rendimiento. Destacan las variables socioeconómicas como años de educación de la madre, años de educación del padre, posesión de bienes de la familia e ingreso familiar.

CUADRO 2: ESTUDIOS ACERCA DE DETERMINANTES DE LA CALIDAD DE LA EDUCACIÓN. RELACIÓN FUERTE

	RELACIÓN POSITIVA		SIN RELACIÓN		RELACIÓN NEGATIVA		TOTAL ESTUDIOS	
	NÚMERO	%	NÚMERO	%	NÚMERO	%	TOTAL	%
Colegio								
Biblioteca en el colegio	13	76%	4	24%	0	0%	17	100%
Urbana/Rural	3	50%	3	50%	0	0%	6	100%
Turno matutino (1)/Otro (0)	6	50%	4	33%	2	17%	12	100%
Socioeconómicas								
Años de educación de la madre	49	61%	29	36%	2	3%	80	100%
Años de educación del padre	49	61%	29	36%	2	3%	80	100%
Número de personas en la familia	2	3%	25	37%	40	60%	67	100%
Posesión de bienes de la familia	17	57%	10	33%	3	10%	30	100%
Apoyo en tareas y libros en la familia	26	58%	19	42%	0	0%	45	100%
Experiencia preescolar del alumno	11	55%	9	45%	0	0%	20	100%
Actitudes hacia el estudio del alumno	7	50%	7	50%	0	0%	14	100%
Ingreso familiar	17	57%	10	33%	3	10%	30	100%
Rendimiento cognitivo previo	9	64%	5	36%	0	0%	14	100%
Cociente intelectual	5	100%	0	0%	0	0%	5	100%

FUENTE: ELABORACIÓN PROPIA A PARTIR DE DATOS DE WINTER ET. AL. (1994).

También hay variables asociadas al alumno y la familia como apoyo en las tareas y libros, experiencia preescolar, actitudes hacia el estudio del alumno, rendimiento cognitivo previo y cociente intelectual. Dentro de las variables asociadas a la escuela sólo «biblioteca en el colegio» presenta una fuerte relación. Por consiguiente, las variables sujetas a modificación de política serían, además de biblioteca, la experiencia preescolar del alumno (promoción de la educación prebásica) y apoyo en las tareas y libros por parte de los padres.

El Cuadro 3 muestra estos mismos resultados para un conjunto de variables que presentan una relación débil con el rendimiento. Entre éstas hay variables vinculadas

con el profesor como años de experiencia, titulación y años de formación inicial. Algunas de las variables asociadas al colegio son la infraestructura y el equipamiento. Este conjunto de variables puede ser modificado por las políticas públicas.

El Cuadro 4 muestra las variables que no presentan ningún tipo de relación con el rendimiento como capacitación del director y profesor.

CUADRO 3: ESTUDIOS ACERCA DE DETERMINANTES DE LA CALIDAD DE LA EDUCACIÓN. RELACIÓN DÉBIL

	RELACIÓN POSITIVA		SIN RELACIÓN		RELACIÓN NEGATIVA		TOTAL ESTUDIOS	
	NÚMERO	%	NÚMERO	%	NÚMERO	%	TOTAL	%
Colegio								
Número de años de experiencia del profesor	25	0,40	35	0,56	2	0,03	62	1,00
Profesores con título pedagógico dummy	31	0,46	33	0,49	4	0,06	68	1,00
Años de formación inicial del docente	31	0,46	33	0,49	4	0,06	68	1,00
Infraestructura del colegio	23	0,33	45	0,64	2	0,03	70	1,00
Equipamiento del colegio	23	0,33	45	0,64	2	0,03	70	1,00
Socioeconómicas								
Alumno hombre dummy	14	0,42	11	0,33	8	0,24	33	1,00
Autoestima del alumno	2	0,40	3	0,60	0	0,00	5	1,00
Opinión sobre la escuela del alumno	8	0,47	9	0,53	0	0,00	17	1,00
Tareas laborales/domésticas del alumno	4	0,36	7	0,64	0	0,00	11	1,00

FUENTE: ELABORACIÓN PROPIA A PARTIR DE DATOS DE WINTER ET. AL. (1994).

CUADRO 4: ESTUDIOS ACERCA DE DETERMINANTES DE LA CALIDAD DE LA EDUCACIÓN. NINGUNA RELACIÓN

	RELACIÓN POSITIVA		SIN RELACIÓN		RELACIÓN NEGATIVA		TOTAL ESTUDIOS	
	NÚMERO	%	NÚMERO	%	NÚMERO	%	TOTAL	%
Colegio								
Privado dummy	2	0,40	1	0,20	2	0,40	5	1,00
Número de alumnos	1	0,13	6	0,75	1	0,13	8	1,00
Número de profesores	2	0,10	10	0,48	9	0,43	21	1,00
Horas de enseñanza del profesor	13	0,29	30	0,67	2	0,04	45	1,00
Profesor hombre dummy	2	0,11	10	0,53	7	0,37	19	1,00
Número de capacitaciones del profesor	0	0,00	7	0,88	1	0,13	8	1,00
Número de años de experiencia del director	1	0,25	0	0,00	3	0,75	4	1,00
Número de capacitaciones del director	2	0,20	6	0,60	2	0,20	10	1,00
Jornada Completa / Parcial	2	0,25	6	0,75	0	0,00	8	1,00
Satisfacción con la tarea del docente	4	0,09	37	0,86	2	0,05	43	1,00
Nivel económico-social del docente	0	0,00	3	0,60	2	0,40	5	1,00
Ausentismo docente	8	0,13	34	0,57	18	0,30	60	1,00
Grupo de compañeros	3	0,27	7	0,64	1	0,09	11	1,00
Años de formación del director	2	0,20	6	0,60	2	0,20	10	1,00
Socioeconómicas								
Tareas laborales/domésticas del alumno	4	0,36	7	0,64	0	0,00	11	1,00
Ingreso promedio del vecindario	15	0,30	35	0,70	0	0,00	50	1,00

FUENTE: ELABORACIÓN PROPIA A PARTIR DE DATOS DE WINTER ET. AL. (1994).

Una primera conclusión es que la evidencia empírica ha encontrado que las características de la escuela son poco significativas para explicar el rendimiento educativo. Por el contrario, la evidencia tiende a hallar un fuerte significado en las variables socioeconómicas de los alumnos.

Una segunda conclusión es que los resultados son muy controvertidos debido a los diversos enfoques metodológicos que subyacen en estos estudios y que se mencionaron al inicio de la sección. Los más importantes son la presencia de sesgo de selección, la ausencia de la medición del rendimiento en valor agregado, endogeneidad de insumos y efectos multinivel.

La tercera conclusión es que un resultado importante en el conjunto de estudios es que normalmente un residuo muy amplio de las variaciones del rendimiento queda sin explicar. En este sentido, Hanusheck, Kain y Rivkin (1998) consideran que todavía están pendientes temas básicos como:

- si las escuelas son significativamente distintas en su habilidad para mejorar el rendimiento de los estudiantes;
- si las diferencias entre las escuelas tienen que ver con los maestros o con aspectos relativos a la organización y el sistema de incentivos, y
- si las diferencias entre las escuelas están o no sistemáticamente relacionadas con sus recursos o con otros aspectos medibles de las escuelas o los alumnos.

Estos temas ponen atención en un conjunto de aspectos que aún desconocemos de los determinantes del rendimiento educativo.

III. ESTRATEGIA DE ESTIMACIÓN

Las hipótesis que se quieren indagar son las que plantean Hanusheck, Kain y Rivkin (1998): *i*) si las escuelas son significativamente distintas en su habilidad para mejorar el rendimiento de los estudiantes, y *ii*) si las diferencias entre las escuelas están o no sistemáticamente relacionadas con sus recursos o con otros aspectos medibles de las escuelas o los alumnos.

Una primera formalización de estas hipótesis se establece con la relación entre nivel socioeconómico (SES) y el rendimiento (Y_{ij}) a nivel del estudiante (puntaje en matemáticas) en dos escuelas (por ejemplo, públicas y privadas).

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}SES_{ij} + r_{ij}, j=1,2$$

(3.1)

El intercepto, β_{0j} se define como la media del rendimiento y la pendiente, β_{1j} es el cambio en el rendimiento asociado con una unidad de incremento en SES. El término de error, r_{ij} representa un único efecto asociado con la persona i ⁷.

La relación 3.1 muestra que la escuela 1 y la escuela 2 pueden diferir de dos maneras. Primero, la escuela 1 puede tener una media más alta que la escuela 2. Esta diferencia la reflejan los dos interceptos: $\beta_{01} > \beta_{02}$. Segundo, SES puede ser menos predictivo sobre el puntaje en matemáticas en la escuela 1 que en la escuela 2, como lo indicaría la comparación de las dos pendientes: $\beta_{11} < \beta_{12}$. El grado de efectividad se indica por un promedio más alto en el nivel de puntaje en la escuela 1 ($\beta_{01} > \beta_{02}$). El grado de equidad se indica por la menor pendiente ($\beta_{11} < \beta_{12}$).

El análisis precedente ha obviado aspectos importantes. En primer lugar, si los estudiantes no se asignan aleatoriamente en las dos escuelas, su composición en ambas difiere en variables que generalmente no observamos (por ejemplo, motivación). En segundo lugar, los resultados deben condicionarse a variables presentes en las escuelas y que se pueden descomponer en sus recursos (por ejemplo, biblioteca en el aula) y en las características de sus profesores (por ejemplo, años de educación, capacitación) y

⁷ Se asume que el error es normalmente distribuido con media 0 y varianza s^2 , esto es, $r_{ij} \sim N(0, s^2)$.

de sus alumnos (por ejemplo, sexo). En tercer lugar, considerar la presencia de tratamientos heterogéneos en diferentes escuelas (públicas y privadas) mediante variables de interacción que vinculen la efectividad con diferentes variables. Por ejemplo, el tamaño del aula puede ser más predictivo del rendimiento en una escuela pública que en una privada. Por consiguiente, estos elementos deberían estar presentes para poder determinar qué escuela es más «efectiva» y/o más «equitativa».

El fenómeno de estudiantes no asignados aleatoriamente (sesgo de selección) en las escuelas se puede formalizar a través de un modelo que considera las diferencias en la composición de estudiantes de la siguiente forma:

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + b_{1j}SES_{ij} + b_{2j}SES_j + r_{ij}, j=1,2$$

(3.2)

El efecto composición es la medida en que la relación en el ámbito de la escuela β_{2j} difiere de la relación a nivel del alumno β_{1j} .

El sesgo de selección o el efecto composición sólo son equivalentes si toman en cuenta que la composición de los estudiantes difiere en las escuelas privadas y públicas. Es un aspecto a incluir para poder hacer correctas inferencias en el análisis. Sin embargo, la corrección por sesgo de selección parte en hacer coincidir las medias muestrales con las poblacionales, mientras que la determinación del efecto composición pretende distinguir los efectos asociados a la escuela de los efectos individuales.

El condicionamiento de la efectividad y equidad se puede formalizar de la siguiente forma:

$$Y_j = \beta_{0j} + b_{1j}SES_j + b_{2j}X_j + b_{3j}W_j + r_j, j=1,2$$

(3.3)

Donde X_j corresponde a las variables asociadas al alumno y W_j son las variables asociadas a la escuela. De esta forma, β_{0j} y β_{1j} , serán medidas de la efectividad y equidad en ambas escuelas condicionadas a estas variables. Y, al mismo tiempo, los

parámetros β_{2j} y β_{3j} son las medidas de la relación de los efectos sistemáticos sobre el rendimiento de las características del alumno y la escuela, respectivamente.

Por último, los efectos heterogéneos se asumen a través de la interacción de una variable dummy sobre la dependencia del colegio, sobre las variables relativas al alumno (SES_{ij} y X_{ij}), las variables asociadas a la escuela (SES_j y W_{ij}) en 3.4; donde los efectos heterogéneos se pueden evaluar a partir de $b_{1j} + b_{6j}$, $b_{2j} + b_{7j}$, $b_{3j} + b_{8j}$ y $b_{4j} + b_{9j}$ para SES_{ij} , X_{ij} , W_{ij} y SES_j , respectivamente.

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + b_{1j}SES_{ij} + b_{2j}X_{ij} + b_{3j}W_{ij} + b_{4j}SES_j + b_{5j}CPRIV_j + b_{6j}CPRIV_j * SES_{ij} + b_{7j}CPRIV * X_{ij} \\ + b_{8j}CPRIV_j * W_{ij} + b_{9j}CPRIV_j * SES_j + r_{ij} \\ j=1,2 \\ (3.4)$$

Este es el conjunto de hipótesis que se evaluará mediante dos estrategias de estimación. La primera corresponde al análisis de regresión lineal clásico (OLS) y la segunda al análisis lineal jerárquico (HLM).

1. ESTIMACIÓN MEDIANTE OLS

a. Con asignación aleatoria y efectos heterogéneos

Una primera aproximación es el modelo definido por la ecuación (3.5):

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + b_{1j}SES_{ij} + b_{2j}X_{ij} + b_{3j}W_{ij} + b_{4j}SES_j + b_{5j}CPRIV_j + b_{6j}CPRIV_j * SES_{ij} + b_{7j}CPRIV * X_{ij} \\ + b_{8j}CPRIV_j * W_{ij} + b_{9j}CPRIV_j * SES_j + r_{ij} \\ (3.5)$$

b. Con sesgo de selección y efectos heterogéneos

En este caso, las asignaciones y el puntaje de la prueba no son independientes y la población difiere de las muestras observadas. Usando las propiedades de una distribución normal, los términos se pueden calcular e incluir en la regresión:

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + b_{1j}SES_{ij} + b_{2j}X_{ij} + b_{3j}W_{ij} + b_{4j}SES_j + b_{10j}\hat{l}_{priv} + r_{ij}$$

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + b_{1j}SES_{ij} + b_{2j}X_{ij} + b_{3j}W_{ij} + b_{4j}SES_j + b_{10j}\hat{l}_{pub} + r_{ij}$$

(3.6)

$$l_{priv} = \frac{f(Z_i\Pi)}{\Phi(Z_i\Pi)}, l_{pub} = -\frac{f(Z_i\Pi)}{1-\Phi(Z_i\Pi)}$$

(3.7)

Donde 3.7 corresponde a la razón inversa de Mill estimada mediante un modelo probit de selección. Siguiendo a Heckman (1979) las λ 's se estiman en una primera etapa utilizando un modelo probit de $P(Z)$ como una función individual de las variables Z_i y usando los coeficientes estimados en las fórmulas λ 's. De esta forma, los β obtenidos a partir de las ecuaciones (3.6) y (3.7) son estimadores insesgados, pues incorporan el hecho de que los estudiantes se puede asignar de manera no aleatoria.

2. LA TÉCNICA DE ANÁLISIS MULTINIVEL (HLM)

En 3.8 y 3.9 tenemos las relaciones a nivel del alumno y la escuela, respectivamente. Si reemplazamos 3.9 en 3.8, tenemos la relación definida por 3.10:

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + b_{1j}SES_{ij} + b_{2j}X_{ij} + r_{ij} \quad (3.8)$$

$$\begin{aligned} \beta_{0j} &= g_{00} + g_{01}W_j + g_{02}SES_j + g_{03}CPRIV_j + u_{0j} \\ \beta_{1j} &= g_{10} + g_{11}W_j + g_{12}SES_j + g_{13}CPRIV_j + u_{1j} \\ \beta_{2j} &= g_{20} + g_{21}W_j + g_{22}SES_j + g_{23}CPRIV_j + u_{2j} \end{aligned} \quad (3.9)$$

$$\begin{aligned} Y_{ij} &= g_{00} + g_{10} + g_{01}W_j + g_{02}SES_j + g_{03}CPRIV_j + g_{11}W_j * SES_{ij} + g_{12}SES_j * SES_{ij} + g_{13}CPRIV_j * SES_{ij} \\ &+ g_{21}W_j * X_{ij} + g_{22}SES_j * X_{ij} + g_{23}CPRIV_j * X_{ij} + (u_{0j} + u_{1j}SES_{ij} + u_{2j}X_{ij} + r_{ij}) \end{aligned} \quad (3.10)$$

3.10 ilustra que el producto puede ser visto como una función de un intercepto total (g_{00}), un gran efecto de la W_j (g_{01}), un gran efecto de la media SES_{ij} (g_{02}), el gran efecto del alumno SES_{ij} (g_{10}), y los efectos interacción entre los dos niveles: $W_j * SES_{ij}$ (g_{11}), $SES_j * SES_{ij}$ (g_{12}), $CPRIV_j * SES_{ij}$ (g_{13}), $W_j * X_{ij}$ (g_{21}), $SES_j * X_{ij}$ (g_{22}) y $CPRIV_j * X_{ij}$ (g_{23})

HLM se diferencia de OLS al suponer que cada escuela tiene su propio intercepto y su propia pendiente, y pueden ser estimados a partir de una muestra aleatoria de una población de interceptos y pendientes. Los errores se presentan al nivel de la escuela y el alumno.

Este efecto se determina a través del componente del error $(u_{0j} + u_{1j}SES_{ij} + u_{2j}X_{ij})$ en la ecuación 3.10. Si este componente del error es 0, entonces la ecuación 3.10 converge a un modelo OLS. El segundo elemento son los efectos cruzados entre el nivel estudiante y el colegio: $W_j * SES_{ij} (g_{11})$, $SES * SES_{ij} (g_{12})$, $CPRIV_j * SES_{ij} (g_{13})$, $W_j * X_{ij} (g_{21})$, $SES_j * X_{ij} (g_{22})$ y $CPRIV * X_{ij} (g_{23})$ (Bryk y Raudenbush, 1992).

IV. ANÁLISIS DESCRIPTIVO DE LOS DATOS

La fuente de datos utilizada es la prueba estandarizada Crecer realizada en 1998 para los 4° grados de primaria, con una muestra nacional de 17 mil estudiantes. Esta representa aproximadamente el 58% del alumnado nacional de las escuelas polidocentes urbanas. Por consiguiente, excluye a las escuelas polidocentes y unidocentes rurales y determinará que las brechas entre educación privada y pública que se quiere indagar estén subestimadas, en tanto que el 98% de los niños de áreas rurales asiste a colegios públicos. Estos colegios representan cerca del 72% del total y en ellos estudia el 40% de la población de 4° grado. En general, se espera que las escuelas rurales tengan un menor rendimiento pues la tasa de repitencia promedio es cinco veces la privada y la tasa de deserción un 25% mayor (Saavedra y Díaz, 1999).

La prueba venía acompañada de cuatro cuestionarios para el director de la escuela, el profesor de la asignatura, los padres de los 30 alumnos y una guía de observación del aula registrada por el evaluador. Este conjunto de datos contiene información sobre el rendimiento de los alumnos; la preparación pedagógica y condiciones laborales de los directores y los profesores; la ayuda de los padres de las tareas, etc.

También se releva un conjunto de variables representativas de los recursos de la escuela (por ejemplo, tipo de paredes, pisos y servicios sanitarios, disponibilidad de agua, electricidad, biblioteca, laboratorio, etc.) recursos familiares (por ejemplo, tipo de vivienda, disponibilidad de agua, electricidad y tipo de servicios sanitarios, etc.), educación de los padres y número de hermanos en casa. Es decir, es un conjunto amplio de variables que la literatura identifica como determinantes claves del rendimiento.

Este conjunto de variables se organiza en cinco bases de datos: resultados del rendimiento, alumnos, padres, directores y profesores. Para el presente estudio se han unido estas bases de datos y se encontraron datos completos para 5.871 observaciones con las que se trabajó finalmente.

Para determinar la presencia de sesgos en esta submuestra se evaluaron los rendimientos por tipo de dependencia y sexo en ambas bases de datos. Los resultados no arrojaron problemas de sesgos.

En los Cuadros 5 y 6 se muestran las distribuciones del puntaje bruto del rendimiento de los alumnos según distintas variables consideradas en la muestra de colegios públicos y privados.

CUADRO 5: DISTRIBUCIÓN DEL PUNTAJE BRUTO DEL RENDIMIENTO DE ALUMNOS

	COLEGIOS PÚBLICOS		COLEGIOS PRIVADOS	
	N	MEAN	N	MEAN
COLEGIO				
Número de alumnos en el aula	5179	34.545	793.000	34.195
Infraestructura en el aula	5179	64.530	793.000	66.072
Biblioteca en el aula	5179	0.441	793.000	0.470
Jornada escolar	5179	5.935	793.000	6.648
Años de educación del profesor	5179	15.807	793.000	15.825
Años de experiencia del profesor	5179	12.340	793.000	15.602
Horas de enseñanza del profesor	5179	5.641	793.000	6.134
Profesor Hombre dummy	5179	0.316	793.000	0.318
Edad del profesor	5179	37.237	793.000	40.218
Años de educación del director	5179	16.064	793.000	18.034
Años de experiencia del director	5179	6.693	793.000	11.149
Director hombre dummy	5179	0.391	793.000	0.658
Edad del director	5179	43.647	793.000	49.108
CARACTERÍSTICAS SOCIOECONÓMICAS				
Años de educación de la madre	5179	7.704	793.000	13.129
Años de educación del padre	5179	9.180	793.000	13.816
Índice de Vivienda (0-100)	5179	77.560	793.000	92.234
Apoyo en tareas y libros familia	5179	1.984	793.000	1.982
Alumno hombre dummy	5179	0.499	793.000	0.504

FUENTE: CRECER 1998, MINISTERIO DE EDUCACIÓN. ELABORACIÓN PROPIA.

Las diferencias según los recursos del colegio sólo son significativas para las variables asociadas al director como «experiencia» y «años de educación». Las diferencias en el nivel de escolaridad de los padres muestra que éste aumenta a medida que crece la escolaridad de los padres. Sin embargo, estas diferencias se mantienen independientemente del nivel de escolaridad de los padres. Además, las escuelas privadas parecen obtener mayor retorno respecto de la escolaridad de los padres.

CUADRO 6: DISTRIBUCIÓN DEL PUNTAJE BRUTO DEL RENDIMIENTO DE ALUMNOS

	PÚBLICO		PRIVADO		TOTAL		DIFERENCIA RELATIVA (PRIV/PUB)
	MEAN	N	MEAN	N	MEAN	N	
Educación de ambos padres							
Mayor de 30 años							
Puntaje test Matemática	318	251	357	280	339	531	12%
Puntaje prueba Lenguaje	326	253	365	283	347	536	12%
Promedio test Matemática y Lenguaje	322	251	361	280	342	531	12%
Mayor que 23 y menor de 30							
Puntaje prueba Matemática	307	963	339	307	315	1270	10%
Puntaje prueba Lenguaje	308	978	350	309	318	1287	14%
Promedio test Matemática y Lenguaje	307	962	344	307	316	1269	12%
Mayor que 12 y menor que 23							
Puntaje prueba Matemática	290	2607	321	177	292	2784	10%
Puntaje prueba Lenguaje	289	2641	323	177	291	2818	12%
Promedio pruebas Matemática y Lenguaje	290	2606	322	177	292	2783	11%
Mayor que 6 y menor que 12							
Puntaje prueba Matemática	278	985	300	21	279	1006	8%
Puntaje prueba Lenguaje	275	1000	294	21	276	1021	7%
Promedio pruebas Matemática y Lenguaje	277	984	297	21	277	1005	7%
Menor que 6 años							
Puntaje prueba Matemática	272	301	333	3	272	304	23%
Puntaje prueba Lenguaje	267	304	277	3	267	307	4%
Promedio pruebas Matemática y Lenguaje	270	301	305	3	270	304	13%
Sexo							
Hombre							
Puntaje prueba Matemática	294	2546	342	397	300	2943	16%
Puntaje prueba Lenguaje	290	2582	342	400	297	2982	18%
Promedio pruebas Matemática y Lenguaje	292	2545	341	397	298	2942	17%

CUADRO 6 (PARTE 2): DISTRIBUCIÓN DEL PUNTAJE BRUTO DEL RENDIMIENTO DE ALUMNOS

	PÚBLICO		PRIVADO		TOTAL		DIFERENCIA RELATIVA (PRIV/PUB)
	MEAN	N	MEAN	N	MEAN	N	
Mujer							
Puntaje prueba Matemática	289	2561	339	391	296	2952	17%
Puntaje prueba Lenguaje	292	2594	354	393	300	2987	21%
Promedio pruebas Matemática y Lenguaje	290	2559	346	391	298	2950	19%
Tamaño de la clase							
Menor o igual que 16							
Puntaje prueba Matemática	296	180	349	155	321	335	18%
Puntaje prueba Lenguaje	284	179	351	157	315	336	24%
Promedio pruebas Matemática y Lenguaje	290	179	350	155	318	334	21%
Mayor que 16 y menor que 30							
Puntaje prueba Matemática	289	2502	340	444	297	2946	17%
Puntaje prueba Lenguaje	287	2542	350	445	296	2987	22%
Promedio pruebas Matemática y Lenguaje	288	2500	345	444	297	2944	20%
Mayor o igual que 31							
Puntaje prueba Matemática	293	2425	334	189	296	2614	14%
Puntaje prueba Lenguaje	295	2455	338	191	298	2646	15%
Promedio pruebas Matemática y Lenguaje	294	2425	336	189	297	2614	14%

FUENTE: CRECER 1998, MINISTERIO DE EDUCACIÓN. ELABORACIÓN PROPIA.

V. RESULTADOS

1. OLS CON ASIGNACIÓN ALEATORIA

a. Efectos homogéneos (ventaja absoluta) vs. efectos heterogéneos

El Cuadro 8 presenta los resultados usando controles de las características del colegio y socioeconómicas del alumno, respectivamente.

Se observa que en el resultado bruto de la prueba, los colegios privados obtienen 49 puntos más en la prueba Crecer que los colegios públicos. Cuando controlamos por las características del colegio esta diferencia disminuye a 40 puntos, mientras que si se corrige por las características socioeconómicas de los alumnos, estas diferencias disminuyen a 25 puntos.

Las variables de la escuela relacionadas positivamente con su efectividad bajo controles SES y heterogéneos son: número de alumnos en el aula ($b = 0,53$ y $t=8,16$); infraestructura en el aula ($b = 0,11$ y $t=2,93$); biblioteca en el aula ($b = 5,76$ y $t=4,7$); director hombre dummy ($b = 5,04$ y $t=3,88$) y años de educación del director ($b = 0,72$ y $t=2,55$).

Las variables que presentan una relación negativa -aunque no siempre significativa- con ambos tipos de controles son: profesor hombre dummy, significativa cuando se consideran los controles SES ($b = -3,37$ y $t=-2,58$) y no significativa cuando se consideran los efectos heterogéneos ($b = -1,96$ y $t=-1,42$); años de educación del profesor que con controles SES es $b = -0,59$ y $t=-1,93$ y no significativa con controles de efectos heterogéneos ($b = -0,10$ y $t=-0,30$), y años de experiencia del director que con controles SES es no significativa ($b = -0,08$ y $t=-0,77$) y con controles sobre los efectos heterogéneos es $b = -0,22$ y $t=-1,81$. Por otro lado, las horas de enseñanza presentan una relación positiva con el puntaje en matemáticas cuando se consideran los controles SES ($b = 1,25$ y $t=1,82$) y no es significativa con controles heterogéneos ($b = 1,46$ y $t=1,91$).

Las variables de la escuela que no tienen significado estadístico con ninguno de los controles son: años de experiencia del profesor, título pedagógico del profesor y edad del profesor.

CUADRO 8

	OLS			OLS			OLS			OLS		
	B	T	Sig.	B	t	Sig.	B	t	Sig.	B	t	Sig.
Intercepto	291,37	435,18	0,00	194,15	18,88	0,00	163,19	16,00	0,00	163,68	13,88	0,00
Privado dummy	48,81	26,66	0,00	40,14	18,84	0,00	25,13	11,61	0,00	58,44	1,79	0,07
Colegio												
Núm. de alumnos en el aula				0,67	10,06	0,00	0,53	8,16	0,00	0,55	8,04	0,00
Infraestructura en el aula				0,18	4,52	0,00	0,11	2,93	0,00	0,13	3,29	0,00
Biblioteca en el aula				6,48	5,09	0,00	5,76	4,70	0,00	8,15	6,20	0,00
Jornada escolar				4,38	4,32	0,00	3,73	3,81	0,00	1,96	1,64	0,10
Años de educación del profesor				-0,47	-1,48	0,14	-0,59	-1,93	0,05	-0,10	-0,30	0,76
Años de experiencia del profesor				0,13	0,90	0,37	-0,06	-0,39	0,69	-0,24	-1,51	0,13
Título pedagógico profesor dummy				0,89	0,44	0,66	1,96	1,09	0,27	4,34	2,24	0,03
Horas de enseñanza del profesor				0,51	0,72	0,47	1,25	1,82	0,07	1,46	1,91	0,06
Prof. hombre dummy				-4,17	-3,08	0,00	-3,37	-2,58	0,01	-1,96	-1,42	0,16
Edad del profesor				0,12	0,98	0,33	0,15	1,22	0,22	0,17	1,31	0,19
Años de educación del director				1,08	3,69	0,00	0,72	2,55	0,01	0,56	1,77	0,08
Años de experiencia del director				-0,23	-2,02	0,04	-0,08	-0,77	0,44	-0,22	-1,81	0,07
Director hombre dummy				7,70	5,77	0,00	5,04	3,88	0,00	5,95	4,34	0,00
Edad del director				0,30	3,33	0,00	0,08	0,93	0,35	0,16	1,72	0,09
Socioeconómicas												
Años de educación de la madre							1,47	8,82	0,00	1,48	8,53	0,00
Años de educación del padre							0,68	3,85	0,00	0,51	2,75	0,01
Índice de Vivienda (0-100)							0,44	10,07	0,00	0,45	10,02	0,00
Apoyo en tareas y libros familia							1,68	2,77	0,01	1,88	2,90	0,00
Alumno hombre dummy							5,33	4,52	0,00	9,81	2,85	0,00
Privado dummy interacción												
Colegio												
Número de alumnos en el aula										0,31	1,29	0,20
Infraestructura en el aula										-0,15	-0,77	0,44

CUADRO 8 (PARTE 2)

	OLS			OLS			OLS			OLS		
	B	T	Sig.	B	t	Sig.	B	t	Sig.	B	t	Sig.
Biblioteca en el aula										-21,74	-5,52	0,00
Jornada escolar										8,82	3,58	0,00
Años de educación del profesor										-1,61	-1,81	0,07
Años de experiencia del profesor										0,29	0,46	0,64
Título pedagógico profesor dummy										-3,90	-0,62	0,53
Horas de enseñanza del profesor										-3,84	-1,85	0,07
Prof. hombre dummy										-13,93	0,46	0,00
Edad del profesor										0,38	-0,62	0,53
Años de educación del director										0,19	-1,85	0,81
Años de experiencia del director										0,90	-3,14	0,00
Director hombre dummy										-14,88	-3,28	0,00
Edad del director										-0,58	-2,01	0,04
Socioeconómicas												
Años de educación de la madre										-0,55	-0,98	0,33
Años de educación del padre										1,80	2,92	0,00
Índice de Vivienda (0-100)										-0,38	-1,75	0,08
Apoyo en tareas y libros familia										-2,85	-1,56	0,11
Alumno hombre dummy												
F	710,66			75,60			85,54			48,01		
R²	0,11			0,16			0,22			0,23		
N	5.891			5.871			5.871			5.871		

FUENTE: ELABORACIÓN PROPIA SOBRE LA BASE DE ENCUESTA CRECER 1998, MINISTERIO DE EDUCACIÓN.

Todas las variables SES consideradas tienen un efecto positivo y son significativas con cualquier tipo de control. Así, años de educación de la madre ($b = 1,47$ y $t=8,82$) casi duplica el impacto de los años de educación del padre ($b = 0,68$ y $t=3,85$).

Las variables asociadas con el alumno como apoyo en tareas y alumno hombre dummy, también están positivamente relacionadas con el rendimiento en matemáticas.

Las tres últimas columnas del Cuadro 8 presentan los coeficientes estimados con un tratamiento heterogéneo de los efectos.

Los resultados muestran que biblioteca en el aula ($b = 8,15$ y $t = 6,20$), horas de enseñanza del profesor ($b = 1,46$ y $t = 1,91$), director hombre dummy ($b = 5,95$ y $t = 4,34$) y edad del director ($b = 0,16$ y $t = 1,72$), mantienen una relación positiva y significativa con el puntaje en matemáticas. Al mismo tiempo, los efectos de estas variables varían en las escuelas privadas y públicas. Es decir, existe heterogeneidad en ambos tipos de escuelas detectada a partir de los coeficientes estimados de interacción: biblioteca en el aula ($b = -21,74$ y $t = -5,52$), horas de enseñanza del profesor ($b = -3,84$ y $t = -1,85$), director hombre dummy ($b = -14,88$ y $t = -3,28$) y edad del director ($b = -0,58$ y $t = -2,011$). De esta forma, en los colegios privados, la relación entre biblioteca de aula y rendimiento en matemáticas es $-13,59$ ($8,15 + (1) * (-21,74)$), mientras que en los colegios públicos la relación es altamente positiva: $29,89$ ($8,15 + (-1) * (-21,74)$).

De forma equivalente, se calculó el efecto de horas de enseñanza del profesor, director hombre dummy y edad del director en los colegios privados ($-3,84$, $-14,88$ y $-0,58$, respectivamente) y en los colegios públicos ($5,3$, $20,83$ y $0,74$, respectivamente).

Cuando se incluyen las variables SES, éstas mantienen una relación positiva con el rendimiento en matemáticas. Así, los coeficientes son para educación de la madre $b = 1,48$ y $t = 8,53$; años de educación del padre $b = 0,51$ y $t = 2,75$, y para el índice de vivienda $b = 0,45$ y $t = 10,02$. Además, hay efectos de interacción de años de educación del padre ($b = 1,80$ y $t = 2,92$) e índice de vivienda ($b = -0,38$ y $t = -1,75$). De esta forma, en los colegios privados, el coeficiente entre años de educación del padre y rendimiento en matemáticas es $2,31$ ($0,51 + (1) * (1,80)$) y en los colegios públicos $-1,29$ ($0,51 + (-1) * (1,80)$).

De forma equivalente, se calculó el efecto entre índice de vivienda y rendimiento en matemáticas para las escuelas privadas ($0,07$) y para las públicas ($0,83$). Sin embargo, la presencia de los efectos de interacción depende del nivel SES asociado con los años

de educación del padre y el índice de vivienda. La diferencia en el impacto de estas variables en escuelas privadas y públicas viene dada por:

$$= [(1) * \beta_{privado} + (1) * (Ind.Vivienda) * \beta_{privViv}] - [(-1) * \beta_{privado} + (-1) * (Ind.Vivienda) * \beta_{privViv}]$$

$$= [(2) * (\beta_{privado} + (Ind.Vivienda) * \beta_{privViv})]$$

De esta forma, para los estudiantes con un índice de vivienda de 0, los que asisten a colegios privados obtienen 116 puntos más ($2 * (58,44) + (0) * (-0,38)$) que los que asisten a colegios públicos. De los estudiantes con un índice de vivienda de 100, los que asisten a colegios privados sólo obtienen 40,88 puntos más que sus pares que asisten a colegios públicos ($2 * (58,44) + (100) * (-0,38)$).

Así, si se considera el índice de vivienda como variable relevante de SES se puede afirmar que los colegios privados tienen una ventaja relativa en estudiantes de bajos niveles socioeconómicos. Sin embargo, con el mismo análisis y si se toma en cuenta la variable «años de educación del padre» se encuentra que los estudiantes con padres sin ningún año de educación (0) obtienen 116,88 puntos más en escuelas privadas que sus pares en colegios públicos; mientras que los estudiantes con padres con el máximo nivel de educación posible (17 años) obtienen en los colegios privados 178,1 puntos más que sus pares en los colegios públicos. En este sentido, si consideramos los años de educación del padre como la variable relevante SES, entonces es posible afirmar que los colegios privados exhiben una ventaja relativa en estudiantes con altos SES⁸.

⁸ Estos resultados pueden deberse a un problema de multicolinealidad. En general, están condicionados a disponer de un mejor conjunto de variables socioeconómicas como el ingreso, por ejemplo.

b. Sesgo de selección con efectos homogéneos (ventaja absoluta)

En el Cuadro 9 se presentan las estimaciones del rendimiento en matemáticas corrigiendo por sesgo de selección para cada submuestra⁹. El puntaje medio de los colegios privados disminuye de 222,11 a 181,30 puntos, mientras que los colegios públicos aumentan su puntaje promedio en aproximadamente cinco puntos. La razón de esta disminución en el intercepto en los colegios privados se debe a que la variable SES «educación de la madre» pasa de ser no-significativa a significativa y a ser igualmente predictiva que en la muestra de colegios públicos con 1,41 y 1,35, respectivamente.

Luego de la corrección por sesgo de selección, los colegios privados se comportan más inequitativos frente a los colegios públicos, si se considera «años de educación de la madre» ($1,41 > 1,38$) como del padre ($2,62 > 0,44$), pues ambas ahora son mucho más predictivas del rendimiento. Sin embargo, el índice de vivienda se mantiene como más predictivo en el sector público, de tal forma que tampoco se puede concluir qué tipo de colegio es más desigual al interior.

Es decir, se ha detectado sesgo positivo para los colegios privados y negativo para los públicos. Sobre la base de esta corrección, el conjunto de resultados encontrado en OLS, sin corrección por sesgo de selección, se mantiene tanto para las variables de las escuelas, las SES y las relativas al alumno (tareas y alumno hombre dummy).

Las variables de escuela mantienen una relación positiva y significativa con el rendimiento en matemáticas: el número de alumnos en el aula, infraestructura en el aula, biblioteca en el aula, jornada escolar, horas de enseñanza del profesor, años de educación del director y director hombre dummy; negativa con los años de educación del profesor y profesor hombre dummy y sin relación con los años de experiencia del profesor, título pedagógico del profesor dummy, edad del profesor, años de experiencia del director y edad del director.

⁹ No se incluyen los resultados de la muestra total, pues como en la mayor parte de los estudios se plantea el problema de cómo interpretar los resultados. La corrección de sesgo de selección requiere de una investigación específica que considere distintas formas de corregir e interpretar los resultados. En este estudio el tema sólo se plantea a escala preliminar.

La estimación a partir de OLS ha encontrado que las escuelas privadas son mucho más efectivas que las públicas. Este resultado es independiente de los controles y la corrección por sesgo de selección. Cuando ambos se incluyen se presentan las menores diferencias (aproximadamente 20 puntos).

El efecto «composición» de los estudiantes es significativo. La variable selección es negativa y significativa y uno de los importantes condicionantes de la efectividad de las escuelas privadas frente a las públicas.

En relación con la equidad o la capacidad de predicción de las variables SES, podemos señalar que si los «años de educación del padre» son la mejor proxy del SES, entonces las escuelas privadas son más inequitativas (SES más predictivo del rendimiento en matemáticas) y, además, poseen una ventaja relativa en estudiantes con altos SES, en la medida que a mayor SES, aumenta el premio de estar en un colegio privado frente a uno público.

Si se toma en cuenta la variable «años de educación de la madre» como mejor proxy de SES también se podría concluir que las escuelas privadas son más inequitativas cuando se ha corregido por sesgo de selección.

Si se considera el índice de vivienda como mejor proxy de SES, entonces el resultado es opuesto para la interacción. Así, las escuelas privadas tendrían una ventaja relativa en estudiantes con SES bajos, en la medida que el premio por estar en un colegio privado frente a uno público es inversamente proporcional al SES. Sin embargo, como ya se mencionó, este resultado está condicionado a disponer de un mejor conjunto de variables socioeconómicas que permitan enfrentar problemas de multicolinealidad presentes en este resultado.

CUADRO 9

VARIABLES	MUESTRA: PRIVADO						MUESTRA: PÚBLICO					
	OLS			SELECCIÓN			OLS			SELECCIÓN		
	B	T	Sig.	B	T	Sig.	B	T	Sig.	B	T	Sig.
Intercepto	222,11	6,65	0,00	181,30	4,32	0,00	161,17	13,90	0,00	164,19	14,05	0,00
Colegio												
Número de alumnos en el aula	0,87	3,38	0,00	0,90	3,51	0,00	0,55	8,16	0,00	0,55	8,08	0,00
Infraestructura en el aula	-0,01	-0,07	0,95	-0,02	-0,10	0,92	0,13	3,32	0,00	0,13	3,25	0,00
Biblioteca en el aula	-13,59	-3,33	0,00	-13,93	-3,41	0,00	8,09	6,26	0,00	8,16	6,31	0,00
Jornada escolar	10,77	4,54	0,00	11,27	4,72	0,00	2,10	1,79	0,07	2,14	1,83	0,07
Años de educación del profesor	-1,72	-1,90	0,06	-1,64	-1,81	0,07	-0,19	-0,56	0,57	-0,21	-0,62	0,53
Años de experiencia del profesor	0,05	0,07	0,94	0,07	0,11	0,91	-0,25	-1,64	0,10	-0,26	-1,65	0,10
Título pedagógico profesor dummy	0,44	0,07	0,95	-0,16	-0,02	0,98	4,46	2,34	0,02	4,50	2,36	0,02
Horas de enseñanza del profesor	-2,38	-1,12	0,26	-2,24	-1,05	0,29	1,57	2,08	0,04	1,57	2,08	0,04
Prof. hombre dummy	-15,90	-3,43	0,00	-16,35	-3,52	0,00	-2,22	-1,63	0,10	-2,21	-1,62	0,11
Edad del profesor	0,56	0,86	0,39	0,54	0,84	0,40	0,18	1,38	0,17	0,18	1,38	0,17
Años de educación del director	0,75	0,91	0,36	0,79	0,95	0,34	0,58	1,85	0,06	0,57	1,82	0,07
Años de exp. del director	0,68	2,13	0,03	0,73	2,30	0,02	-0,21	-1,76	0,08	-0,21	-1,73	0,08
Director hombre dummy	-8,93	-1,87	0,06	-9,04	-1,90	0,06	6,40	4,73	0,00	6,31	4,66	0,00
Edad del director	-0,43	-1,40	0,16	-0,45	-1,49	0,14	0,16	1,72	0,09	0,15	1,66	0,10
Características socioeconómicas												
Años de educación de la madre	0,93	1,57	0,12	1,41	2,12	0,03	1,48	8,67	0,00	1,35	7,39	0,00
Años de educación del padre	2,31	3,57	0,00	2,62	3,89	0,00	0,50	2,76	0,01	0,44	2,38	0,02
Índice de Vivienda (0-100)	0,07	0,28	0,78	0,24	0,93	0,35	0,45	10,14	0,00	0,42	9,25	0,00
Apoyo en tareas y libros familia.	-0,97	-0,52	0,60	-1,02	-0,54	0,59	1,88	2,96	0,00	1,91	3,00	0,00
Alumno hombre dummy	9,81	2,59	0,01	9,41	2,49	0,01	4,95	4,02	0,00	4,92	3,99	0,00
Mill				8,57	1,60	0,11				-7,13	-2,06	0,04
F	9,15			8,84			43,79			41,84		
R ²	0,18			0,19			0,14			0,147		
N	788			788			5.105			5.105		

FUENTE: ELABORACIÓN PROPIA SOBRE LA BASE DE ENCUESTA CRECER 1998, MINISTERIO DE EDUCACIÓN.

Las variables que condicionan el desempeño de los alumnos de forma sistemática son las que se relacionan con los recursos del aula como infraestructura, biblioteca y número de alumnos en el aula. También son relevantes, aunque con menor impacto, las variables asociadas al director como años de educación u hombre dummy.

Las variables que no tienen relación con el rendimiento son las asociadas al profesor como experiencia, título pedagógico y edad. La única variable asociada positivamente al profesor es «horas de enseñanza», que podría ser catalogada como una variable relacionada con los recursos de la escuela distintos a los del profesor.

Por último, se encontraron importantes efectos de interacción para biblioteca en el aula, director hombre y director edad, que presentan un impacto negativo y positivo en escuelas privadas y públicas, respectivamente.

2. EFECTOS LINEALES MULTINIVEL

En primer lugar, debemos considerar un modelo totalmente incondicional. Este nos provee información sobre cuánto de la variación en el rendimiento se produce intra y entre escuelas y de la confiabilidad de cada muestra de escuela como estimación de la verdadera media poblacional. El modelo en el nivel de estudiante y escuela vienen dados por 5.1 y 5.2, respectivamente.

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + r_{ij}$$

(5.1)

$$\beta_{0j} = g_{00} + u_{0j}$$

(5.2)

Donde asumimos que $r_{ij} \sim N(0, s^2)$ para $i = 1, \dots, n_j$ estudiantes en la escuela j , y $j = 1, \dots, N$ escuelas. s^2 es la varianza a nivel de estudiante. El puntaje en cada escuela está dado por el intercepto β_{0j} , que en este caso, además, es la media.

Al nivel de escuela, cada media por escuela β_{0j} es representada como una función de la gran media g_{00} , más un error u_{0j} , donde asumimos que $u_{0j} \sim N(0, t_{00})$ y t_{00} es la varianza al nivel de escuela.

CUADRO 10:

Efecto fijo		Coeficiente	se	t	d.f.	P-value
Promedio de la media de la escuela	g_{00}	297,615	1.813	164.175	358	0,00
Efecto aleatorio		Componente de varianza		Chi-square	d.f.	P-value
Media de la escuela u_{0j}	t_{00}	1.085,392		4.639,025	358	0,00
Efecto de nivel 1 r_{ij}	s^2	1.496,627				

FUENTE: ELABORACIÓN PROPIA SOBRE LA BASE DE ENCUESTA CRECER 1998, MINISTERIO DE EDUCACIÓN.

El Cuadro 10 reporta los resultados del modelo definido por 5.1 y 5.2. La media estimada es $\hat{g}_{00} = 297.615$. Los estimadores para los componentes de varianza son $Var(r_{ij}) = s^2 = 1.496,627$ al nivel de estudiante y $Var(u_{0j}) = t_{00} = 1.085,392$ al nivel de la escuela. Estos estimadores indican que la mayor parte de la variación ocurre en el ámbito del estudiante. Sin embargo, una parte importante es al nivel de la escuela. La correlación intra-clase, que representa la proporción de la varianza en el rendimiento entre escuelas, indica que aproximadamente el 42% de la varianza es entre escuelas y se estima a partir de:

$$r = \frac{\hat{t}_{00}}{\hat{t}_{00} + s^2} = \frac{1085.392}{1085.392 + 1496.62} = 0.42$$

Ahora, procedemos a considerar un modelo que se compone de la misma ecuación 5.1 a nivel del estudiante y una nueva ecuación para el nivel de la escuela, donde cada media escolar, β_{0j} se explica ahora por la media SES en la escuela (SES_j), en donde

g_{00} es el intercepto; g_{01} es el efecto de la media SES en β_{0j} , y t_{00} es ahora la varianza escolar en β_{0j} luego de controlar por la media SES^{10 y 11}.

$$\beta_{0j} = g_{00} + g_{01}SES_j + u_{0j}$$

(5.3)

Los resultados del Cuadro 11 indican un alto significado entre la asociación entre la media SES y la media en el puntaje en matemáticas ($\hat{g}_{01} = 1.358$, $t = 14,81$). La varianza residual entre escuelas $\hat{t}_{00} = 574,30$ es menor que la original $\hat{t}_{00} = 1.085,392$, estimada a partir de las ecuaciones 5.1 y 5.2.

CUADRO 11:

Efecto fijo		Coefficiente	se	t	d.f.	P-value
Intercepto	g_{00}	224,269	5.048	44,42	357	0,00
media SES	g_{01}	1.358	0,091	14,81	357	0,00
Efecto aleatorio		Componente de varianza		Chi-square	d.f.	P-value
Media de la escuela u_{0j}	t_{00}	574.302		2.591,588	358	0,00
Efecto de nivel 1 r_{ij}	s^2	1.496,994				

FUENTE: ELABORACIÓN PROPIA SOBRE LA BASE DE ENCUESTA GRECER 1998, MINISTERIO DE EDUCACIÓN.

La varianza explicada al nivel de escuela, se obtiene a través de la comparación de $\hat{t}_{00}$, en los dos modelos (ecuaciones 5.1 y 5.3 frente a ecuaciones 5.1 y 5.2), a través de un índice que evalúe proporción de la varianza explicada en β_{0j} . Esto es, el 47% de la varianza entre escuelas en el puntaje en matemáticas se debe a la media SES. También

¹⁰ La variable socioeconómica (SES) es un índice compuesto de la educación del padre y la madre y el índice de vivienda asociado a cada alumno.

¹¹ En el texto se usa "media SES" que significa media socioeconómica (SES) de los estudiantes en la escuela y se representa por la variable SES_j asociada al subíndice j de la escuela. Por el contrario, se usa "SES estudiante" que significa el nivel socioeconómico del estudiante y se representa por SES_i asociado al estudiante i en la escuela j .

obtenemos una correlación intra-clase, esta vez, «condicional» al efecto de la media SES. La correlación intra-clase se reduce ahora de 0,42 a 0,28 y es una medida del grado de dependencia de los estudiantes en una escuela cuando tienen la misma media SES.

$$\frac{\hat{t}_{00}NC - \hat{t}_{00}C}{\hat{t}_{00}NC} = \frac{1085.392 - 574.302}{1085.392} = 0,47^{12}$$

$$r = \frac{\hat{t}_{00}C}{\hat{t}_{00}C + s^2 C} = \frac{574.302}{574.302 + 1496.994} = 0,28$$

Ahora, se analiza la relación entre la SES del estudiante y el puntaje en matemáticas, al considerar que cada escuela tiene su propia ecuación de regresión con un intercepto y pendiente. La formulación a nivel del estudiante y de la escuela, respectivamente, es:

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + b_{1j}SES_{ij} + r_{ij}$$

(5.4)

$$\beta_{0j} = g_{00} + u_{0j}$$

$$\beta_{1j} = g_{10} + u_{1j}$$

(5.5)

Donde g_{00} es la media escolar en el puntaje en matemáticas en el total de escuelas; g_{10} es el promedio de SES estudiante en todas las escuelas; u_{0j} es incremento del intercepto asociado con la escuela j , y u_{1j} es el incremento en la pendiente asociada con la escuela j .

¹² NC = No condicional y C = Condicional. En este caso, se ha condicionado a la media SES en la escuela.

CUADRO 12:

Efecto fijo		Coefficiente	se	T	d.f.	P-value
Intercepto	g_{00}	297,614	1.812	164.190	358	0,00
SES media pendiente	g_{01}	0,280	0,027	10.200	358	0,00
Efecto aleatorio		Componente de varianza		Chi-square 4748.28	d.f.	P-value
Media de la escuela u_{0j}	t_{00}	1.087,402		399.567	357	0,00
SES media pendiente u_{1j}	t_{11}	0.019			357	0,06
Efecto de nivel 1 r_{ij}	s^2	1.462,085				

FUENTE: ELABORACIÓN PROPIA SOBRE LA BASE DE ENCUESTA CRECER 1998, MINISTERIO DE EDUCACIÓN.

A partir del Cuadro 12, tenemos que el promedio de la media escolar g_{00} se estima en 297,614 con un error estándar de 1.812 y el promedio de la pendiente SES se estima en 0,28 con un error estándar de 0,027 y un t-estadístico de 10,2. Esto indica que, en promedio, la variable SES estudiante es significativa y positivamente correlacionada con el puntaje en matemáticas en cada escuela. Los estimados de la varianza de los efectos aleatorios son $\hat{t}_{00} = 1087.402$, con un estadístico chi-cuadrado de 4.748,28, con un $p < 0,00$, lo que permite inferir que existe una alta diferencia entre las medias de las 358 escuelas. La varianza estimada de la pendiente es $\hat{t}_{01} = 0,019$ con un estadístico chi-cuadrado de 399.567 y un $p < 0,06$. En este caso, sólo se rechaza la hipótesis nula de $t_{11} = 0$, al 90% al inferir que no hay fuerte evidencia que la relación entre la SES y el puntaje en matemáticas al interior de las escuelas varíe significativamente en el total de escuelas.

Asociados con β_{0j} y β_{1j} se encuentra la confiabilidad de la estimación. El índice de confiabilidad provee respuestas a las preguntas de cuán confiable, en promedio, son los estimados de los interceptos y pendientes para cada escuela basada en el computo de OLS separadamente para cada una de ellas. Esta confiabilidad depende de dos factores: el grado en que los parámetros verdaderos varían de escuela en escuela, y la precisión con la cual se estima cada regresión por escuela.

La precisión de la estimación del intercepto (la media escolar) depende del tamaño de la muestra al nivel de la escuela. La precisión en la estimación de la pendiente depende tanto del tamaño de la muestra y como de la variabilidad en la SES al interior de cada escuela. De esta forma, escuelas más homogéneas en relación con su SES exhibirían estimados de pendientes con una pobre precisión. Los resultados indican que los estimados del intercepto son de alta confiabilidad (0,921), basados en un promedio de 30 alumnos por escuela. Los estimados de las pendientes son poco confiables (0,067).

La varianza explicada al nivel del estudiante es ahora de $s^2 = 1.462,085$, menor a la estimada en el modelo de ecuaciones 5.1 y 5.2, donde no estaba incluido «SES estudiante» como predictor, que era de 1.496,994 (Cuadro 11). Nuevamente, a partir de un índice, encontramos la proporción de reducción en la varianza, o «varianza explicada» en el nivel estudiante:

$$\frac{s^2 NC - s^2 C}{s^2 NC} = \frac{1496.627 - 1462.085}{1496.627} = 0,023$$

Por consiguiente, añadir «SES estudiante» como predictor del puntaje en matemáticas reduce la varianza al interior de la escuela en 2,3%. De esta forma, se puede concluir que la variable SES da cuenta del 2,3% de la varianza en el puntaje al nivel del estudiante. Este resultado, junto con el encontrado en el modelo de las ecuaciones 5.1 y 5.3 donde la SES media daba cuenta del 47% de la varianza en el puntaje entre escuelas, muestra que la asociación entre SES y puntaje en matemáticas es mucho más fuerte al nivel de la escuela que al del alumno. Por otro lado, la correlación entre el intercepto y la pendiente indica que hay una pobre asociación entre medias escolares y efectos SES al nivel de la escuela:

$$r(b_{0j} b_{1j}) = \frac{t_{01}}{(t_{00} t_{11})^{1/2}} = \frac{0.243}{(1087.402 * 0.019)^{1/2}} = 0,053$$

Tras estimar la variabilidad en las ecuaciones de regresión en el total de las escuelas, hay que buscar construir un modelo explicativo que dé cuenta de esa variabilidad. Es decir, buscar entender porqué algunas escuelas tienen altas medias en relación con otras,

y porqué en unas escuelas la asociación entre la variable SES y los puntajes en matemáticas son más fuertes que en otras. El modelo al nivel del estudiante es el definido por 5.4, y al nivel de escuela viene dado por 5.6. Si reemplazamos 5.6 en 5.4 tenemos 5.7:

$$\beta_{0j} = g_{00} + g_{01}SES_j + g_{02}CPRIV_j + u_{0j}$$

$$\beta_{1j} = g_{10} + g_{11}SES_j + g_{12}CPRIV_j + u_{1j}$$

(5.6)

$$Y_{ij} = g_{00} + g_{01}SES_j + g_{02}CPRIV_j + g_{10}SES_{ij} + g_{11}SES_j * SES_{ij} + g_{12}CPRIV_j * SES_{ij} + u_{0j} + u_{1j} * SES_{ij} + r_{ij}$$

(5.7)

Esta ecuación ilustra, que el producto puede ser visto como una función del intercepto total (g_{00}), el gran efecto de la media SES (g_{01}), el gran efecto de CPRIV (g_{02}), el gran efecto de SES (g_{10}), y dos efectos de interacción entre los dos niveles que envuelve al CPRIV con el SES estudiante (g_{12}) y la media SES con la SES estudiante (g_{11}), más un error aleatorio.

CUADRO 13:

Efecto fijo		Coeficiente	se	t	d.f.	P-value
Modelo para las medias escolares						
Intercepto	g_{00}	232,093	5,408	42,92	356	0,000
Media SES	g_{01}	1,175	0,104	3,337	356	0,000
CPRIV	g_{02}	14,960	4,483	11,354	356	0,001
Modelo para las pendientes SES						
Intercepto	g_{10}	0,139	0,117	1,182	356	0,238
Media SES	g_{11}	0,002	0,002	1,073	356	0,284
CPRIV	g_{12}	0,114	0,122	0,933	356	0,351
Efecto aleatorio		Componente de varianza		Chi-square	d.f.	P-value
Media de la escuela u_{0j}	t_{00}	561,336		2.586,658	355	0,000
Media SES pendiente u_{1j}	t_{11}	0,018		395.024	355	0,070
Efecto de nivel 1 r_{ij}	s^2	1.461,942				

FUENTE: ELABORACIÓN PROPIA SOBRE LA BASE DE ENCUESTA CRECER 1998, MINISTERIO DE EDUCACIÓN.

A partir del Cuadro 13, vemos que la media SES está positivamente relacionada con la media escolar en el puntaje en matemáticas, $\hat{g}_{01} = 1,175$, $t = 11,354$. También las escuelas privadas tienen un puntaje medio significativamente más alto que las escuelas públicas, controlando por el efecto de la media SES, $\hat{g}_{02} = 14,960$, $t = 3,337$. En relación con las pendientes, no se encuentra que las escuelas con más alta media SES tengan pendientes más altas que las escuelas con menor promedio media SES, $\hat{g}_{11} = 0,002$, $t = 1,073$ con una $p > 0,10$ o que las escuelas privadas (CPRIV) posean una pendiente significativamente distinta que las públicas, pues $\hat{g}_{12} = 0,114$, $t = 0,933$ con una $p > 0,10$.

La variación explicada al nivel de la escuela se puede interpretar a partir de un índice que evalúe la proporción en la reducción en la varianza para cada coeficiente aleatorio (intercepto y pendientes) en el modelo de nivel 1. La varianza estimada para las ecuaciones 5.3 y 5.4 ofrece la base para este propósito:

$$\text{Var-explicada en } \beta_{qj} = \frac{t_{qq} \text{ NC} - \hat{t}_{qq} C}{\hat{t}_{qq} \text{ NC}}; \beta_{0j} = \frac{1087.402 - 561.336}{1087.402} = 0,483 \text{ y}$$

$$\beta_{1j} = \frac{0.019 - 0.018}{0.019} = 0,052$$

Se presenta una importante reducción en la varianza en las medias de puntaje cuando se controla por media SES y CPRIV. Específicamente, la varianza incondicional del intercepto era 1.087,402, y la varianza residual es ahora $\hat{t}_{00} = 561,336$. Esto significa que el 48,3% de la varianza en la media de puntaje, $\text{Var}(\beta_{0j})$ se explica por la media SES y el CPRIV.

Los resultados de 5.4 y 5.6 indican que, en promedio, hay una significativa relación entre la media SES y CPRIV con el intercepto β_{0j} , pero no con la pendiente, β_{1j} (Cuadro 13). Este resultado se generaliza cuando se analiza un modelo donde se condicionan tanto las β_{0j} y β_{1j} al conjunto de variables disponibles al nivel de la escuela. El modelo al nivel del estudiante viene dado por 5.8 y toma en cuenta, además, «apoyo en tareas» y «alumno hombre dummy», y 5.9 al nivel de la escuela para $q=0,1,2,3$.

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + b_{1j}(\text{SES}_{ij} - \text{SES}_j) + b_{2j}\text{TAREAS} + b_{3j}\text{SEXOEST} + r_{ij}$$

(5.8)

$$\begin{aligned} \beta_{qj} = & g_{q0} + g_{q1}\text{SES}_j + g_{q2}\text{CPRIV}_j + g_{q3}\text{NALUMN}_j + g_{q4}\text{INFRA}_j + g_{q5}\text{BIBLIO} + g_{q6}\text{JORNADAESC} + g_{q7}\text{PROFEDUC} \\ & + g_{q8}\text{PROFEXP} + g_{q9}\text{PROFTIT} + g_{q10}\text{PROFHORAS} + g_{q11}\text{PROFHOM} + g_{q12}\text{PROFEDAD} + g_{q13}\text{DIREduc} \\ & + g_{q14}\text{DIREXP} + g_{q15}\text{DIRHOM} + g_{q16}\text{DIREIDAD} + u_{qj} \end{aligned}$$

(5.9)

Los resultados se presentan en el Cuadro núm. 14, donde sólo se han consignado los estimadores con un nivel de significado del 90% ($p < 0,10$). En primer lugar, vemos que una vez incluida la total condicionalidad, la media SES sigue positivamente relacionada

con la media escolar en el puntaje en matemáticas ($\hat{g}_{01} = 1,050$, $t=19,558$). Las escuelas privadas también mantienen un puntaje medio significativamente más alto que las escuelas públicas ($\hat{g}_{02} = 15,062$, $t=3,150$). De todas las variables consideradas de la escuela sólo «número de alumnos en el aula» ($\hat{g}_{03} = 0,336$, $t=1,818$) y «biblioteca en el aula» ($\hat{g}_{05} = 5,50$, $t=1,996$) están positivamente relacionada con la media escolar ($p < 0,10$).

Por otro lado, encontramos que sólo los «años de experiencia del director» ($\hat{g}_{114} = 0,008$, $t=1,732$) tendrían algún impacto sobre la pendiente SES estudiante y «profesor hombre dummy» en la pendiente tareas ($g_{211} = 2,096$ y $t=1,712$). En relación con las variables que condicionan las diferencias en el puntaje en matemáticas entre hombres y mujeres, encontramos que «número de alumnos en el aula» ($\hat{g}_{33} = 0,368$, $t=2,256$) e «infraestructura en el aula» ($\hat{g}_{34} = 0,132$, $t=1,723$) están relacionadas positivamente con un mejor desempeño de los hombres. Por el contrario, «biblioteca en el aula» ($g_{35} = -4,490$, $t=-1,832$), «jornada escolar» ($g_{36} = -3,873$, $t=-2,115$), «años de educación del profesor» ($g_{37} = -1,131$, $t=-1,769$) y «título pedagógico del profesor» ($g_{39} = -7,490$, $t=-1,919$) favorecen un mejor desempeño de las mujeres¹³.

Los estimados de la varianza de los efectos aleatorios son $\hat{\tau}_{00} = 561,336$, con un estadístico chi-cuadrado de 2.586,658, con un $p < 0,00$, lo que permite inferir que hay una alta diferencia entre las medias de las 358 escuelas. La varianza estimada de las pendientes son $\hat{\tau}_{11} = 0,016$, $c^2 = 296.704$; $\hat{\tau}_{22} = 13.722$, $c^2 = 296.704$ y $\hat{\tau}_{33} = 44.779$, $c^2 = 303.058$, todas con un $p > 0,10$. Por consiguiente, la hipótesis nula de $t_{qq} = 0$, al 90%, indica que no hay fuerte evidencia de que la relación entre la SES, el apoyo en tareas y alumno hombre dummy y el puntaje en matemáticas al interior de las escuelas varíe significativamente en el total de escuelas. La variación explicada al nivel escuela, se hace nuevamente a partir de la varianza estimada por 5.3 y 5.4:

$$\text{Var-explicada en } \beta_{0j} = \frac{1087.402 - 548.639}{1087.402} = 0,495$$

13 Este resultado sólo es indagatorio porque en este estudio no se incluyeron hipótesis sobre diferencias en el rendimiento por género.

CUADRO 14:

Efecto fijo		Coefficiente	se	t	d.f.	P-value
Modelo para las medias escolares						
Intercepto	g_{00}	186,062	23,417	7,945	342	0,000
media SES	g_{01}	1,050	0,110	9,558	342	0,000
CPRIV	g_{02}	15,062	4,781	3,150	342	0,002
Número de alumnos en el aula	g_{03}	0,336	0,185	1,818	342	0,069
Biblioteca en el aula	g_{05}	5,500	2,756	1,996	342	0,046
Modelo para las pendientes SES						
Años de experiencia del director	g_{114}	0.008	0,005	1,732	342	0,083
Modelo para las pendientes Tareas						
Prof. hombre dummy	g_{211}	2.096	1,224	1,712	342	0,086
Modelo para las pendientes Alumno-hombre						
Intercepto	g_{30}	55.999	21,991	2,546	342	0,011
Número de alumnos en el aula	g_{33}	0,368	0,163	2,256	342	0,024
Infraestructura en el aula	g_{34}	0,132	0,077	1,723	342	0,084
Biblioteca en el aula	g_{35}	-4,490	2,451	-1,832	342	0,066
Jornada escolar	g_{36}	-3,873	1,832	-2,115	342	0,034
Años de educación del profesor	g_{37}	-1,131	0,639	-1,769	342	0,076
Título pedagógico profesor dummy	g_{39}	-7,490	3,903	-1,919	342	0,055
Efecto aleatorio		Componente de varianza		Chi-square	d.f.	P-value
Media de la escuela u_{0j}	t_{00}	548,639		2.212,895	290	0,000
Media SES pendiente u_{1j}	t_{11}	0,016		307,983	290	0,381
Tareas pendiente u_{2j}	t_{22}	13,722		296,704	290	0,287
Alumno hombre pendiente u_{3j}	t_{33}	44,779		303,058	290	0,224
Efecto de nivel 1 r_{ij}	s^2	1.433,443				

FUENTE: ELABORACIÓN PROPIA SOBRE LA BASE DE ENCUESTA CRECER 1998, MINISTERIO DE EDUCACIÓN.

Por consiguiente, condicionar totalmente sólo añade 1% de explicación a la varianza cuando se controla por media SES y CPRIV. Específicamente, la varianza incondicional del intercepto 561,336 y la varianza residual es ahora $\hat{\sigma}_{00}^2 = 548,639$. Esto significa

que al condicionar totalmente, pasamos de 48,3% a 49,5% de la varianza en la media de puntaje, $Var(\beta_{0j})$ como consecuencia del número de alumnos en el aula y biblioteca en el aula, que ya explicaban la media SES y el CPRIV.

Los resultados de este modelo de coeficientes aleatorios indican que, en promedio, hay una significativa relación entre la media SES y CPRIV con el intercepto, β_{0j} , pero no con las pendientes. Por consiguiente, el tratamiento de la pendiente, β_{1j} como no aleatoria parece ser lo que presenta un mejor ajuste estadístico.

Por último, se analizará la presencia de efectos heterogéneos en HLM. Los resultados se exhiben en el Cuadro 15, donde sólo se han consignado los estimadores con un nivel de significado del 90% ($p < 0,10$) y la presencia de efectos heterogéneos con HLM. La media SES ($g_{01} = 1,019$ y $t = 8,551$), número de alumno en el aula ($g_{03} = 0,362$ y $t = 1,918$) y biblioteca en el aula ($g_{05} = 7,455$ y $t = 2,527$) mantienen una relación positiva y significativa con el puntaje medio de la escuela β_{0j} . El efecto de la biblioteca del aula en el puntaje medio de la escuela β_{0j} , varía en las escuelas privadas y públicas. Esto es, hay una interacción significativa detectada a partir de $g_{020} = -20,061$ y $t = -2,154$. De esta forma, en los colegios privados, la relación entre bibliotecas de aula y la media escolar es $-12,606(g_{05} + (1) * g_{020} = 7,455 - 20,061)$, mientras que en los colegios públicos la relación es altamente significativa: $27,516 ((g_{05} + (-1) * g_{020} = 7,455 + 20,061)$.

Una de las primeras conclusiones del modelo multinivel empleado es que el rendimiento en matemática de los estudiantes de 4° grado de primaria se debe en un 58% a diferencias al interior de las escuelas. El 42% restante se explica por las diferencias entre las escuelas (interescolares), cuando no se realiza ningún condicionamiento. Cuando se condicionan estas diferencias a la media SES, se reduce de 0,42 a 0,28.

En segundo lugar, hay evidencia de significativa variación en los puntajes medios de las escuelas (se rechaza la $H_0: t_{00} = 0$), una vez controlada por todas las variables disponibles. Los resultados indican que el intercepto es de alta confiabilidad (0,921), basado en un promedio de 30 alumnos por escuela.

Por otro lado, no hay fuerte evidencia de que la relación entre la SES estudiante y el puntaje en matemáticas al interior de las escuelas varíe significativamente en todas las escuelas. Tampoco se encuentra que las escuelas con más alta media SES tengan pendientes más altas que las escuelas con menor promedio media SES. Los estimados de las pendientes son poco confiables (0,067).

La primera causa de la baja confiabilidad de las pendientes es que la varianza de las pendientes verdaderas en todas las escuelas es mucho más pequeña que la varianza de la media verdadera. También las pendientes se estiman con menos precisión porque muchas escuelas son relativamente homogéneas en SES. Esto también se cumple para las pendientes de alumno hombre dummy y apoyo en tareas y libros. Por consiguiente, el tratamiento de las pendientes como aleatorias no parece ser lo adecuado.

CUADRO 15:

Efecto fijo		Coefficiente	se	t	d.f.	P-value
Modelo para las medias escolares						
Intercepto	β_{00}	183,678	28,05	6,548	327	0,000
Media SES	β_{01}	1,019	0,119	8,551	327	0,000
CPRIV	β_{02}	13,926	64,133	0,217	327	0,828
Número de alumnos en el aula	β_{03}	0,362	0,189	1,918	327	0,055
Biblioteca en el aula	β_{05}	7,455	2,950	2,527	327	0,012
Jornada escolar	β_{06}	1,814	3,075	0,590	327	0,555
Director hombre dummy	β_{015}	3,835	3,166	1,211	327	0,226
CPRIV * media SES	β_{017}	0,013	0,260	0,050	327	0,961
CPRIV * Número de alumnos en el aula	β_{018}	0,353	0,568	0,622	327	0,534
CPRIV * Biblioteca en el aula	β_{020}	-20,061	9,313	-2,154	327	0,031
CPRIV * Jornada escolar	β_{21}	7,615	4,201	1,813	327	0,069
CPRIV * Director hombre dummy	β_{030}	-18,302	8,906	-2,055	327	0,031
Modelo para las pendientes SES						
Biblioteca en el aula	β_{15}	-0,087	0,059	-1,470	327	0,141
Jornada escolar	β_{16}	-0,058	0,052	-1,110	327	0,268
Educación del profesor		-0,055	0,813	-0,68	327	0,946
Experiencia del profesor	β_{18}	-0,007	0,007	-0,892	327	0,373
Edad del profesor	β_{112}	0,342	0,268	-1,276	327	0,202
Educación del director	β_{113}	0,279	0,648	0,430	327	0,667
CPRIV * Biblioteca en el aula	β_{120}	0,683	0,243	2,807	327	0,005
CPRIV * Jornada escolar	β_{121}	0,220	0,124	1,765	327	0,077
CPRIV * Educación del profesor		0,099	0,054	1,817	327	0,069
CPRIV * Experiencia del profesor	β_{23}	0,100	0,036	2,815	327	0,005
CPRIV * Edad del profesor	β_{127}	-1,038	0,036	-2,870	327	0,005
CPRIV * Educación del director	β_{128}	0,080	0,048	1,685	327	0,092
Efecto aleatorio		Componente de varianza	Chi-square		d.f.	P-value
Media de la escuela u_{0j}	t_{00}	544,973	2.342,758		326	0,000
Media SES pendiente u_{1j}	t_{11}	0,018	361,848		326	0,084
Efecto de nivel 1 r_{ij}	s^2	1.461,030				

FUENTE: ELABORACIÓN PROPIA SOBRE LA BASE DE ENCUESTA CRECER 1998, MINISTERIO DE EDUCACIÓN.

En relación con la efectividad, HLM encuentra que las escuelas privadas tienen un puntaje medio significativamente más alto que las escuelas públicas, controlando por el efecto de la media SES ($\hat{g}_{02} = 14,960$). Sin embargo, no hay evidencia de que las escuelas privadas posean una pendiente significativamente distinta de las públicas, pues la consideración de la dummy colegio privado es no significativa ($\hat{g}_{12} = 0,114$, $t = 0,933$ y una $p > 0,10$). Así mismo, no hay evidencia de si las escuelas con más altos interceptos (alto puntaje promedio) también tienen altas pendientes.

Hay fuerte evidencia del efecto composición; es decir, los efectos atribuibles a las características de los alumnos que se agrupan en una escuela como predictor del puntaje medio en matemáticas. Esto es, la asociación entre SES y puntaje en matemáticas es mucho más fuerte al nivel de la escuela que al del alumno. La variable SES da cuenta del 2,3% de la varianza en el puntaje al nivel del estudiante, mientras que la SES media da cuenta del 47% de la varianza en el puntaje entre escuelas.

Por ejemplo, una mayor concentración de alumnos provenientes de estratos socioeconómicos bajos puede introducir una situación particular en el centro educativo, que a su vez influirá en el rendimiento. Las escuelas con más alta media SES tienen los más altos puntajes en matemáticas.

Condicionar las medias o interceptos de las escuelas por variables distintas a la media SES y CPRIV, sólo añade 1% de explicación a la varianza, pasamos de 48,3% a 49,5%. Las únicas variables con una relación significativa y positiva con las medias escolares son el número de alumnos en el aula¹⁴ y biblioteca en el aula.

14 También puede estar presente el problema de endogeneidad de esta variable (Urquiola, 2000).

VI. CONCLUSIONES

El presente estudio se ha concentrado en indagar sobre las variables educativas, sociales e institucionales que están en la base de los logros educativos de los centros educativos de primaria en Perú, a partir de las hipótesis planteadas por Hanusheck, Kain y Rivkin (1998): i) si las escuelas son significativamente distintas en su habilidad para mejorar el rendimiento de los estudiantes; y ii) si las diferencias entre las escuelas están o no sistemáticamente relacionadas con sus recursos o con otros aspectos medibles de las escuelas o los alumnos.

En tal sentido, los dos métodos de estimación empleados -OLS y HLM- se concentraron en indagar sobre la efectividad y equidad presentes en las escuelas y el condicionamiento de estos resultados a efectos de composición o sesgos de selección; recursos de las escuelas, profesores y alumnos y efectos de tratamiento o heterogéneos.

En relación con la efectividad, tanto OLS como HLM encuentran que las escuelas privadas son mucho más efectivas que las públicas. Este resultado es independiente de los controles y la corrección por sesgo de selección en OLS, o la total condicionalidad y efectos aleatorios en HLM. Sin embargo, HLM encuentra que existe una significativa variación en los puntajes medios de las escuelas.

En cuanto a la equidad, tanto OLS como HLM presentan resultados menos concluyentes. En OLS, si «los años de educación del padre» son la mejor proxy del SES, entonces las escuelas privadas son más inequitativas (SES más predictivo del rendimiento en matemáticas) y, además, poseen una ventaja relativa en estudiantes con altos SES. Por el contrario, si el «índice de vivienda» es mejor proxy de SES, entonces se da el caso opuesto. Por consiguiente, estos resultados están condicionados a disponer de un mejor conjunto de variables socioeconómicas (por ejemplo, ingreso) o eliminar el problema de multicolinealidad presente en este análisis.

En HLM no hay fuerte evidencia de que la relación entre la SES estudiante y el puntaje en matemáticas al interior de las escuelas varíe significativamente en todas las escuelas. Tampoco se encuentra que las escuelas con más alta media SES tengan pendientes más altas (SES sea más predictivo del rendimiento) que las escuelas con menor promedio media SES. El problema en este caso es que los estimados de las pendientes son poco confiables y su tratamiento como aleatorias no parece ser lo adecuado. HLM tampoco

encuentra evidencia de algún tipo de correlación entre la efectividad y equidad presentes en las escuelas. Por ejemplo, que escuelas con más altos interceptos (alto puntaje promedio) también posean grandes pendientes (fuerte relación entre SES y puntaje).

El efecto «composición»; es decir, los efectos atribuibles a las características de los alumnos que se agrupan en una escuela es significativo como predictor de la efectividad de las escuelas. En OLS se encontró significado estadístico a la presencia de sesgo de selección y cuya corrección es uno de los importantes condicionantes de la efectividad de las escuelas privadas frente a las públicas.

En HLM se encontró que la asociación entre SES y puntaje en matemáticas es mucho más fuerte al nivel de la escuela que a nivel del alumno. La variable SES da cuenta del 2,3% de la varianza en el puntaje al nivel del estudiante, mientras que la SES media da cuenta del 47% de la varianza en el puntaje entre escuelas. Así, las escuelas con más altos SES medio tienen los más altos puntajes en matemáticas.

El condicionamiento de la efectividad a los recursos de la escuela y los profesores presenta diferencias significativas en OLS y HLM. OLS encuentra que las variables que condicionan el desempeño de los alumnos de forma sistemática son los relativos a los recursos del aula como infraestructura, biblioteca y número de alumnos en el aula. Por otro lado, también son relevantes, aunque con menor impacto, las variables asociadas al director como años de educación u hombre dummy. También hay variables asociadas al profesor que no tienen relación con el rendimiento como experiencia, título pedagógico y edad.

HLM encuentra que las únicas variables con una relación significativa y positiva con la efectividad son el número de alumnos en el aula y biblioteca en el aula. Sin embargo, la total condicionalidad en HLM -incluso de las variables que no presentan significado individual- sólo añade 1% de explicación a la varianza.

Por último, OLS encontró importantes efectos de interacción para biblioteca en el aula, director hombre y director edad, que presentan un impacto negativo y positivo en escuelas privadas y públicas, respectivamente.

VII. BIBLIOGRAFÍA

- BERGER M. y E. TOMA (1994). "Variation in State Education policies and Effects on Student Performance" en *Journal of Policy Management*, vol. 13, núm. 3, pág. 477-491.
- BYRK, A. y S. RAUDENBUSCH (1992). *Hierarchical Linear Models Applications and Data Analysis Methods*. Newbury Park, CA, Sage Publications.
- DELLER S. y R. RUDNICKI (1993). "Production Efficiency in Elementary Education: The Case of aine Public School" en *Economics of Education Review*, vol. 12 núm. 1.
- FULLER, B. y P. CARKE (1994). "Raising schools effects while ignoring culture local conditions and influence of classroom, tools, rules and pedagogy", en *Rev. of Educ. Research*, vol. 64, núm. 1.
- HANUSHECK E. (1995). "Interpreting recent research on schooling in developing countries", en *The WB Research Observer*, vol. 10, núm. 2, pág. 227-246.
- HANUSHECK E., J. KAIN y S. RIVKIN (1998). "Teachers, Schools and Academic Achievement". NBER Working Paper Series 6.691.
- HECKMAN, J. (1979). "Sample selection bias as a specification error", en *Econometrica* 47.
- MEYER, R. (1997). "Value-Added Indicators of School Performance: A Primer" en *Economics Education of Review*, vol. 16, núm. 3.
- MIZALA A. y P. ROMAGUERA (1998). "Elección de colegios: la experiencia chilena" Documento de trabajo núm. 36, Centro de Economía Aplicada, Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.
- MIZALA A. y P. ROMAGUERA (2000). "Calidad de la educación en Bolivia". Documento de trabajo núm. 62, Centro de Economía Aplicada, Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.
- MIZALA A. y P. ROMAGUERA (2000). "Determinación de los factores explicativos de los resultados escolares de la educación media en Chile". Documento de trabajo núm. 85, Centro de Economía Aplicada, Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.
- TOKMAN VÍCTOR (2001). "Is Private Education Better? Evidence from Chile". Mimeo.
- SAAVEDRA J. y H. DÍAZ (1997). "La carrera del maestro: Factores institucionales, incentivos económicos y desempeño". Mimeo.
- URQUIOLA, M. (2000). *Identifying class size effects in developing countries: Evidence from rural schools in Bolivia*. Banco Mundial.

- VELLA, F. (1998). "Estimating Models with Sample selection Bias: A Survey", en *The Journal of Human Resources* XXXIII.
- WINTER WOLFF, L., E. SCHIEFELBEIN y J. VALENZUELA (1994). "Mejoramiento de la calidad de la educación primaria en América Latina y El Caribe". Documento para discusión núm. 275. Banco Mundial.

VIII. ESTUDIOS DE CASO

PUBLICADOS EN 1996

Estudio de Caso N° 1

LA REESTRUCTURACIÓN DEL SECTOR TELECOMUNICACIONES EN PARAGUAY.

César Pastore Britos.

Estudio de Caso N° 2

AZÚCAR: MERCOSUR Y RECONVERSIÓN, EL CASO CALNU (URUGUAY).

Fernando Correa Alsina.

Estudio de Caso N° 3

EL LITIO: UNA PERSPECTIVA FALLIDA PARA BOLIVIA.

Walter Orellana Rocha.

Estudio de Caso N° 4

EL ESTUDIO DE CASO COMO INSTRUMENTO PEDAGÓGICO Y DE INVESTIGACIÓN EN POLÍTICAS PÚBLICAS.

Ramón Borges Méndez.

Estudio de Caso N° 5

INCENTIVOS A LAS EXPORTACIONES NO TRADICIONALES EN BOLIVIA: UNA CONFRONTACIÓN ENTRE LA TEORÍA Y LA PRÁCTICA.

Patricia Noda Videá.

Estudio de Caso N° 6

EL SISTEMA PRIVADO DE PENSIONES PERUANO Y EL MECANISMO DE LA PENSIÓN MÍNIMA.

María Lila Iwasaki.

Estudio de Caso N° 7

LA PRIVATIZACIÓN DEL ÁREA DE CARGA DE LA EMPRESA DE FERROCARRILES DEL ESTADO EN CHILE: ¿UNA NEGOCIACIÓN ATÍPICA?

Cristián Saieb Mena.

Estudio de Caso N° 8

DE LO ERRÁZURIZ A TIL-TIL: EL PROBLEMA DE LA DISPOSICIÓN FINAL DE LOS RESIDUOS SÓLIDOS DOMICILIARIOS EN SANTIAGO.

Sandra Lerda y Francisco Sabatini.

Estudio de Caso N° 9

CONSTRUCCIÓN DE UNA CÁRCEL ESPECIAL PARA MILITARES: LECCIONES Y DESAFÍOS DE GOBERNABILIDAD EN LA TRANSICIÓN DEMOCRÁTICA CHILENA.

Soledad Ubilla.

Estudio de Caso N° 10

MODERNIZACIÓN DE LA GESTIÓN DE UN HOSPITAL PÚBLICO: EL CASO DE LA ASISTENCIA PÚBLICA EN SANTIAGO.

Cecilia Montero y Carlos Vignolo.

Estudio de Caso N° 11

CONTROL Y RESPONSABILIDAD EN GOBIERNOS LOCALES: DESAFÍOS INSTITUCIONALES DE LA DESCENTRALIZACIÓN EN BOLIVIA.

Claudio Orrego Larraín.

PUBLICADOS EN 1997

Estudio de Caso N° 12

MITOS Y HECHOS DEL PROGRAMA DE VIVIENDA BÁSICA EN SANTIAGO DE CHILE: UNA MIRADA DESDE LOS BENEFICIARIOS.

Fernando Díaz Mujica.

Estudio de Caso N° 13

GESTIÓN TERRITORIAL DEL FOMENTO PRODUCTIVO: UNA OBSERVACIÓN A LA PYME FORESTAL DE LA REGIÓN DEL BÍO-BÍO.

Liliana Cannobbio Flores.

Estudio de Caso N° 14

LA REFORMA PREVISIONAL BOLIVIANA Y EL CASO DEL INCENTIVO AL TRASPASO.

Luis Gonzalo Urcullo Cossío.

Estudio de Caso N° 15

GÉNERO, SALUD Y POLÍTICAS PÚBLICAS, DEL BINOMIO MADRE-HIJO A LA MUJER INTEGRAL.

Alejandra Faúndez Meléndez.

Estudio de Caso N° 16

ESTUDIO DEL SISTEMA DE REGULACIÓN SECTORIAL EN BOLIVIA.

Julio Waldo López Aparicio.

Estudio de Caso N° 17

LA INDUSTRIA DEL PETRÓLEO EN ECUADOR. EL CASO DEL SISTEMA DEL OLEODUCTO TRANSECUTORIANO.

Luis Esteban Lucero Villarreal.

Estudio de Caso N° 18

LA GESTIÓN COLECTIVA DEL DERECHO DE AUTOR Y LOS DERECHOS CONEXOS: INSTRUMENTO DE PROTECCIÓN DE LA PROPIEDAD.

Marvin Francisco Discua Singh.

PUBLICADOS EN 1998

Estudio de Caso N° 19

ESTRATEGIAS INSTITUCIONALES PARA PROMOVER LA PERMANENCIA DE PROFESIONALES CALIFICADOS EN EL SERVICIO PÚBLICO PERUANO. EL CASO DE LA SUPERINTENDENCIA NACIONAL DE ADMINISTRACIÓN TRIBUTARIA.

Juan Carlos Cortázar Velarde.

Estudio de Caso N° 20

LA CRISIS DE LAS UVAS ENVENENADAS.

Claudio Rodolfo Rammsy García.

Estudio de Caso N° 21

LOS DETERMINANTES DE LA DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO DE HAITÍ (ELEMENTOS PARA EL DEBATE).

Michel-Ange Pantal.

Estudio de Caso N° 22

REGULACIÓN DE SEGUROS PRIVADOS DE SALUD: LA EXPERIENCIA EN CHILE DE LA SUPERINTENDENCIA DE INSTITUCIONES DE SALUD PREVISIONAL, (ISAPRES).

Cecilia Má, Yajaira Rivera, Livia Sánchez.

Estudio de Caso N° 23

LA REFORMA A LA JUSTICIA CRIMINAL EN CHILE: EL CAMBIO DEL ROL ESTATAL.

Juan Enrique Vargas Viancos.

Estudio de Caso N° 24

EL ROL DE LA SUPERINTENDENCIA PARA LA PROMOCIÓN Y PROTECCIÓN DE LA LIBRE COMPETENCIA EN EL PROCESO DE PRIVATIZACIÓN VENEZOLANO.

David Mieres Valladares.

Estudio de Caso N° 25

CONCERTACIÓN Y POLÍTICA EDUCATIVA EN ARGENTINA (1984 - 1996).

Alejandro Esteban Rodríguez.

Estudio de Caso N° 26

POLÍTICA AMBIENTAL EN COSTA RICA: ANÁLISIS DEL PROYECTO DE USO Y CONSOLIDACIÓN DE LOS RECURSOS FORESTALES EN LAS COMUNIDADES RURALES DE LA REGIÓN CHOROTEGA.

Georgina Paniagua Ramírez.

Estudio de Caso N° 27

IGUALDAD DE OPORTUNIDADES Y EQUITAD EN LAS POLÍTICAS DE EDUCACIÓN SUPERIOR. UN ESTUDIO SOBRE LOS PROCESOS DE SELECCIÓN Y FINANCIAMIENTO.

Sixto Carrasco Vielma.

Estudio de Caso N° 28

LA PRIVATIZACIÓN DE LAS TELECOMUNICACIONES EN EL PERÚ.

Leopoldo Arosemena Yabar-Dávila.

Estudio de Caso N° 29

DESCENTRALIZACIÓN EN BOLIVIA PARTICIPACIÓN POPULAR Y POLÍTICA PARA UNA COMPATIBILIZACIÓN CON LA ESTRATEGIA DE DESARROLLO NACIONAL.

José Antonio Terán Carreón.

Estudio de Caso N° 30

LA POLÍTICA DE PROMOCIÓN DE EXPORTACIONES DE MÉXICO: EFECTOS EN EL CASO DE LA RELACIÓN BILATERAL MÉXICO - CHILE.

Ana María Güémez Perera.

Estudio de Caso N° 31

LA LEY N° 19.490: IMPLICACIONES Y PROYECCIONES DEL MANEJO DE UNA CRISIS: EL CASO DEL PERSONAL NO MÉDICO DE SALUD.

Claudia Muñoz Salazar.

PUBLICADOS EN 1999

Estudio de Caso N° 32

LA POBREZA, LA DESIGUALDAD Y LA EDUCACIÓN EN EL PERÚ DE HOY: UNA APROXIMACIÓN CUANTITATIVA

Nelson Shack Yalta.

Estudio de Caso N° 33

PROGRAMA CHILE - BARRIO ¿UNA PROPUESTA DE INTERVENCIÓN PÚBLICA INNOVADORA EN ASENTAMIENTOS PRECARIOS?

María Gabriela Rubilar Donoso.

Estudio de Caso N° 34

SEGURIDAD Y SALUD EN EL TRABAJO, INNOVACIONES NECESARIAS EN EL SISTEMA DE SALUD OCUPACIONAL DEL PERÚ

Cecilia Má Cárdenas.

Estudio de Caso N° 35

EL ROL REGULADOR DEL ESTADO EN OBRAS VIALES CONCESIONADAS

Ricardo Cordero Vargas.

PUBLICADOS EN 2000

Estudio de Caso N° 36

MODERNIZACIÓN DE LAS POLÍTICAS PÚBLICAS DE ATENCIÓN A NIÑOS Y ADOLESCENTES EN VENEZUELA: EL CASO DE LAS REDES LOCALES DE PROTECCIÓN A LA INFANCIA Y ADOLESCENCIA

Luzmari Martínez Reyes.

Estudio de Caso N° 37

CULTURA CIUDADANA: LA EXPERIENCIA DE SANTAFÉ DE BOGOTÁ 1995 - 1997

Pablo Franky Méndez.

Estudio de Caso N° 38

POLÍTICAS DE CAPACITACIÓN JUVENIL Y MERCADO DEL TRABAJO EN VENEZUELA (1990 - 1997)

Urby Pantoja Vásquez.

Estudio de Caso N° 39

LAS POLÍTICAS PÚBLICAS CONTRA LA CORRUPCIÓN COMO UN MODO DE CONSOLIDAR LOS PROCESOS DEMOCRÁTICOS: EL CASO ARGENTINO

Irma Miryam Monasterolo.

Estudio de Caso N° 40

EL SISTEMA DE INTERMEDIACIÓN LABORAL Y LOS SERVICIOS PÚBLICOS DE EMPLEO EN CHILE: DIAGNÓSTICO, EVALUACIÓN Y PROPUESTA PARA MEJORAR SU GESTIÓN

César Chanamé Zapata.

Estudio de Caso N° 41

REFORMA AL SISTEMA DE REMUNERACIONES DE LOS DOCENTES DEL SERVICIO DE EDUCACIÓN PÚBLICA EN BOLIVIA

Teresa Reinaga Joffré.

Estudio de Caso N° 42

LA NEGOCIACIÓN DE LA TRANSICIÓN DEMOCRÁTICA EN CHILE (1983 - 1989)

Justo Tovar Mendoza.

Estudio de Caso N° 43

ANÁLISIS COMPARATIVO DEL FINANCIAMIENTO A LA EDUCACIÓN SUPERIOR, UNIVERSIDADES ESTATALES Y UNIVERSIDADES PRIVADAS CON APORTES 1981 - 1989 Y 1990 - 1998

Julio Castro Sepúlveda.

Estudio de Caso N° 44

INDICADORES DE CALIDAD Y EFICIENCIA EN LA EDUCACIÓN UNIVERSITARIA: ALGUNAS PROPUESTAS PARA EL SISTEMA DE ACREDITACIÓN CHILENO

Danae de los Ríos Escobar.

Estudio de Caso N° 45

POLÍTICAS DE COMPETITIVIDAD EN REGIONES A LA LUZ DE LA ESTRATEGIA DE DESARROLLO CHILENA

Jorge Menéndez Gallegos.

Estudio de Caso N° 46

ANÁLISIS DE LAS SEÑALES ECONÓMICAS EN LA INDUSTRIA ELÉCTRICA EN BOLIVIA

Jorge Ríos Cueto.

Estudio de Caso N° 47

POTENCIALIDADES DE LA DESCENTRALIZACIÓN FISCAL EN VENEZUELA

Edgar Rojas Calderón.

Estudio de Caso N° 48

ANÁLISIS DE LA REFORMA DE PENSIONES EN EL SALVADOR

Irma Lorena Dueñas Pacheco.

Estudio de Caso N° 49

EVALUACIÓN DE LA POLÍTICA REGULATORIA DEL SECTOR HIDROCARBUROS EN BOLIVIA

Tatiana Genuzio Patzi.

Estudio de Caso N° 50

PARTICIPACIÓN CIUDADANA EN EL ESPACIO LOCAL: HACIA LA CONSTRUCCIÓN DE UNA NUEVA CIUDADANÍA EN CHILE

Roberto Godoy Fuentes.

Estudio de Caso N° 51

GESTIÓN DE BILLETES EN EL BANCO CENTRAL

John Vela Guimet.

Estudio de Caso N° 52

EL CRÉDITO COMO INSTRUMENTO PARA FINANCIAR EL ACCESO Y LA MANTENCIÓN DE ESTUDIANTES EN LAS INSTITUCIONES DE EDUCACIÓN SUPERIOR EN CHILE

Juan Salamanca Velázquez.

PUBLICADOS EN 2001

Estudio de Caso N° 53

EL NUEVO MODELO DE JUSTICIA PENAL ADOLESCENTE DE NICARAGUA

Raquel del Carmen Aguirre.

Estudio de Caso N° 54

LA GESTIÓN ESTRATÉGICA EN EL GOBIERNO MUNICIPAL DE LA CIUDAD DE LA PAZ

Humberto Rosso Morales.

Estudio de Caso N° 55

EDUCACIÓN SUPERIOR EN NICARAGUA: ¿EFICIENCIA EN LA ASIGNACIÓN Y ADMINISTRACIÓN DE LOS RECURSOS DEL ESTADO?

Emilio Porta Pallais.

Estudio de Caso N° 56

SEGURO DE DESEMPLEO EN CHILE

Juan Pablo Severin Concha.

Estudio de Caso N° 57

FORMACIÓN DOCENTE
CENTROS REGIONALES DE FORMACIÓN
DE PROFESORES (CERP)

Juan Eduardo Serra Medaglia

Estudio de Caso N° 58

MODERNIZACIÓN DE LA GESTIÓN PÚBLICA.
EL CASO CHILENO (1994 - 2000)

Alvaro Vicente Ramírez Alujas

Estudio de Caso N° 59

CONTENCIÓN DE COSTOS EN MEDICAMENTOS
LA EXPERIENCIA INTERNACIONAL Y
EL CASO CHILENO

Lucas Godoy Garraza

Estudio de Caso N° 60

LA REFORMA CONSTITUCIONAL ECUATORIANA DE 1998:
UN ANÁLISIS DESDE LA PERSPECTIVA DE LA
GOBERNABILIDAD

Fernando Pachano Ordóñez

PUBLICADOS EN 2002

Estudio de Caso N° 61

EL ENFOQUE DE GÉNERO DENTRO DEL PROGRAMA DE
REFORMA DEL SERVICIO CIVIL NICARAGÜENSE: ANÁLISIS
DEL AMBIENTE INSTITUCIONAL

María Andrea Salazar Mejía

Estudio de Caso N° 62

REFORMA AL SISTEMA DE PENSIONES EN COSTA RICA:
EVALUACIÓN DE LA NUEVA ORGANIZACIÓN

Cinthya Arguedas Gourzong

Estudio de Caso N° 63

LA GESTIÓN DE LO PÚBLICO MÁS ALLÁ DE LO ESTATAL: EL
CASO DEL FONDO DE RECONSTRUCCIÓN SOCIAL Y
ECONÓMICA DEL EJE CAFETERO, FOREC, EN COLOMBIA

Jorge Iván Cuervo Restrepo

Estudio de Caso N° 64

INSERCIÓN LABORAL JUVENIL: ANÁLISIS DE VARIABLES
RELEVANTES Y PERSPECTIVAS DE POLÍTICA

Sergio Antonio Ibáñez Schuda

Estudio de Caso N° 65

LA DEMANDA POR JUSTICIA UN PROBLEMA DE POLÍTICA
PÚBLICA

Rafael Mery Nieto

Estudio de Caso N° 66

ANÁLISIS DE IMPACTO DE LAS TECNOLOGÍAS DE
INFORMACIÓN EN LA ATENCIÓN AL CONTRIBUYENTE EN
EL SERVICIO DE IMPUESTOS INTERNOS DE CHILE

Carlos René Martínez Calderón

Estudio de Caso N° 67

ESTRUCTURA DEL EMPLEO POR GÉNERO Y ANÁLISIS DE
LA CONCENTRACIÓN DEL EMPLEO FEMENINO EN EL
SECTOR TERCIARIO

Paula Ximena Quintana Meléndez

Estudio de Caso N° 68

RENDIMIENTO ESCOLAR EN CHILE EN ESTABLECIMIENTOS
PÚBLICOS Y PRIVADOS: ¿QUÉ NOS MUESTRA LA NUEVA
EVIDENCIA?

Claudia Marcela Peña Barría