

4. Un análisis del efecto de pares sobre el rendimiento académico para Colombia

Alba Nury Martínez Barrera
Universidad de París 1 - CES

Nota del autor

Alba Nury Martínez Barrera, Universidad de París 1 y Centro de Economía de La Sorbona.

Esta investigación se benefició del financiamiento del ICFES, según ICFES

-CONVOCATORIA GPI -001-2010.

Dirección: CES-TEAM, 106 -112 Boulevard de l'Hôpital, 75013 Paris, France.

e-mail: alba.martinez-barrera@malix.univ-paris1.fr

Resumen

Este estudio utiliza los datos obtenidos por los estudiantes colombianos en las pruebas internacionales PISA en 2006 con el objetivo de verificar la existencia y la magnitud del efecto de pares sobre el éxito escolar. El efecto de pares puede revelarse importante en la formulación de estrategias que buscan explotar la diversidad de la población de estudiantes dentro de los grupos de aprendizaje, para que los estudiantes con un bajo nivel académico puedan obtener ventaja gracias a la convivencia con condiscípulos de mejor nivel.

4.1 Introducción

Durante las dos últimas décadas, Colombia ha logrado notables progresos en los objetivos de cobertura y permanencia en el sistema educativo, y en la actualidad alcanza niveles cercanos al promedio regional (Banco Mundial, 2009). Sin embargo, los problemas ligados al cambio en las condiciones socioeconómicas de la población nacional han afectado esta dinámica y evidencian un fenómeno de migración de estudiantes del sector privado hacia los colegios públicos, situación que ha generado una presión adicional en la demanda por educación en el sector oficial (véase tabla 4.1). La situación se traduce en una concentración de estudiantes con recursos económicos limitados, con un nivel cultural bajo y mayores limitaciones para el aprendizaje en el conjunto de colegios públicos. Si bien esto puede percibirse como un signo de “discriminación positiva”, la situación puede resultar una amenaza para la lucha contra el círculo vicioso de la pobreza puesto que la educación pública se convierte en una educación pobre para los más pobres.

Tabla 4. 1. Inscripciones por nivel y sector 2002-2009. Total nacional.

	Primaria		Secundaria		Media	
	Oficial	Privado	Oficial	Privado	Oficial	Privado
2002	82,9%	17,1%	77,8%	22,2%	70,6%	29,4%
2003	84,0%	16,0%	81,5%	18,5%	75,5%	24,5%
2004	85,8%	14,2%	82,3%	17,7%	75,5%	24,5%
2005	86,4%	13,6%	83,6%	16,4%	77,2%	22,8%
2006	86,7%	13,3%	84,0%	16,0%	78,5%	21,5%
2007	86,5%	13,5%	84,3%	15,7%	79,2%	20,8%
2008	86,5%	13,5%	84,7%	15,3%	79,8%	20,2%
2009	86,8%	13,2%	85,5%	14,5%	80,9%	19,1%

Fuente: elaboración propia basada en los datos del Ministerio de Educación Nacional, MEN. Sistema Nacional de Información de Educación Básica (SINEB) [2003-2009].

En efecto, si se analiza el ingreso per cápita (ingreso disponible por persona, corregido por el tamaño del hogar¹) de los menores que asisten a colegios públicos y privados, se puede percibir una cierta dinámica de diferenciación de la población inscrita. Con base en información proveniente de la Encuesta de calidad de vida de los años 1997 y 2008, se observa que mientras que en 1997 el ingreso promedio (expresado en dólares de paridad de poder adquisitivo, PPP) de un estudiante en el sector público era de alrededor USD 267 y el de un estudiante en el sector privado de USD 947, estos valores pasan a USD 281 de ingreso

¹ La mayoría de los análisis de bienestar se basan en la hipótesis de que las necesidades económicas de los hogares aumentan menos rápido que su tamaño: un hogar compuesto de una pareja y dos hijos no requiere necesariamente el doble de ingresos que una pareja sin hijos para tener el mismo nivel de bienestar. Así, la OCDE establece un peso de 1 para el primer adulto del hogar (0,5) para cada adulto o hijo mayor de 14 años y de 0,3 para cada hijo menor de 14 años.

promedio para un estudiante en colegio público y USD 964 para uno en el sector privado en 2008. El incremento de estos valores contrasta con el porcentaje de asistencia a los dos sectores: en 1997, el sector público acogió el 72% del total de estudiantes entre 5 y 19 años; en 2008, esta cifra se elevó al 80%.

La participación de Colombia en la tercera ronda de la encuesta internacional PISA en 2006 ha permitido comparar los niveles de calidad y equidad educativa del país con base en referentes internacionales. Los resultados obtenidos por el país sugieren la necesidad de mejorar en ambos aspectos. Utilizando estos resultados, se analizan los factores que afectan el desempeño académico de los estudiantes en la búsqueda de posibles estrategias que permitan no solamente mejorar los niveles actuales de calidad educativa sino también evitar la propagación del fenómeno de polarización de la educación en el país.

Desde la publicación del célebre “Reporte Coleman” en 1966, cuyos resultados sugieren que los antecedentes familiares y el estatus socioeconómico de los estudiantes tendrían efectos más importantes sobre el rendimiento académico que las características y los recursos invertidos por los colegios, han surgido una serie de investigaciones que analizan la diversidad de factores ligados al éxito escolar. Estos estudios giran en torno al análisis de elementos como el tamaño del grupo, las competencias y el nivel educativo de los docentes, así como las interacciones entre los compañeros del grupo. El presente análisis centra la atención en este último factor, apoyado en la evidencia que muestra que los efectos de pares pueden permitir la formulación de estrategias basadas en la explotación de la diversidad de las características de los alumnos en el grupo, con el fin de obtener una mejora en los resultados escolares, particularmente de aquellos con una capacidad académica inferior. Esta práctica resultaría menos costosa que disminuir el tamaño de los grupos o aumentar el número de docentes. El interés del este estudio, que intenta verificar si el fenómeno del efecto de pares existe y cuantificar su magnitud, reside en la exploración de nuevas alternativas para orientar políticas educativas destinadas a elevar la calidad educativa.

La evaluación de la influencia de los grupos de aprendizaje sobre cada uno de sus miembros implica abordar el problema de la igualdad de oportunidades, ya que el grupo se convierte en una fuente importante de motivación e inspiración que podría superar los efectos negativos generados por los antecedentes socioeconómicos adversos en los resultados escolares. Si el presente estudio logra corroborar la evidencia de efectos de pares asimétricos, es decir, que la magnitud del efecto sea superior para los estudiantes menos brillantes del grupo, la reubicación de estudiantes menos aventajados académicamente para que compartan el aprendizaje con alumnos con mayores habilidades podría resultar una estrategia por contemplar en la búsqueda de la maximización del rendimiento escolar del grupo (Schneeweis y Winter-Ebmer, 2005).

4.2 Marco teórico

Los efectos de pares están ligados a las interacciones sociales. Según Manski (1995, 2000), existirían tres razones por las cuales se observa un comportamiento similar entre los individuos de un mismo grupo. La primera es el efecto del contexto: la probabilidad del comportamiento de un alumno se explica por las características de sus camaradas de grupo. La segunda razón corresponde a un efecto endógeno, por el cual el resultado del estudiante depende de los resultados obtenidos por sus condiscípulos sin tener en cuenta las características individuales del alumno. Finalmente, existe el efecto correlacionado que explica que los individuos de un mismo grupo tienen un comportamiento similar producto de la confrontación al mismo ambiente o porque poseen en común un determinado número de características.

Tanto los efectos de contexto como los endógenos responden a externalidades ligadas a las interacciones sociales, mientras que los efectos correlacionados representan un fenómeno no social. Sin embargo, los dos primeros efectos no pueden separarse de manera empírica debido a problemas de identificación, y la multicolinealidad es el principal de ellos. Al estimar el efecto de pares surge el problema clásico de simultaneidad, ya que si bien el comportamiento del estudiante afecta el de sus condiscípulos, él mismo se afecta por el comportamiento del resto del grupo. Una de las posibles soluciones consiste en estimar los efectos de la composición socio-económica del grupo en el desempeño escolar del estudiante. El posible sesgo de endogeneidad puede reducirse gracias a la exclusión del estudiante en el cálculo de la variable que indica el promedio de la medida de los antecedentes socioeconómicos del grupo (Causa y Chapuis, 2010).

El presente estudio pretende identificar la existencia y magnitud del efecto que las características de los condiscípulos tienen sobre el éxito escolar de un estudiante; estos factores podrían tener un papel en la estrategia de organización óptima de los grupos dentro de los colegios. Sin embargo, existe el riesgo de obtener resultados sesgados ya que los padres que pertenecen a un nivel socioeconómico elevado pueden inscribir a sus hijos en colegios que obtienen buenos resultados en las evaluaciones y en donde los profesores y los alumnos son de “mejor nivel”. Esto llevaría a una sobreestimación del efecto de pares.

Varios estudios buscan igualmente medir el efecto de pares. Llegan a diversas conclusiones. Entre los autores que ponen en evidencia un efecto positivo, se encuentran Ammermueller y Pischke (2009) que estiman el efecto de pares entre clases en escuelas de primaria, asumiendo que los grupos se forman de manera aleatoria respecto a los antecedentes familiares. Los autores encuentran que un cambio de una desviación estándar en la medida de los antecedentes familiares de los pares determinaría un cambio de 0,11 desviaciones estándar en los resultados obtenidos en lectura de alumnos de grado cuarto, en una muestra de seis países europeos analizados en su conjunto. El análisis individual por país muestra una mayor magnitud de los efectos de pares en Francia y Holanda y un bajo coeficiente en Noruega, Islandia y Alemania.

Cueto y Agüero (2004) analizan el caso de estudiantes en Perú, basados en la premisa de que existen efectos de pares dentro del aula y que en consecuencia los objetivos de equidad y calidad no están necesariamente en conflicto, ya que se puede mejorar el rendimiento promedio de las clases mezclando en las aulas estudiantes de alto y bajo rendimiento. Las estimaciones basadas en una base de datos de resultados en matemáticas y lenguaje de alumnos de grado cuarto de primaria sugerirían que el aumento de un 10% en el puntaje de los alumnos en matemáticas incrementaría en un 10,3% el rendimiento del alumno estudiado. Luego de restringir las estimaciones al área rural para evitar el sesgo de autoselección, se corrobora la existencia de efecto de pares, y se concluye que una manera de incrementar el rendimiento de alumnos con mayores desventajas sería distribuirlos en aulas con alumnos académicamente avanzados.

Angrist y Lang (2004) analizan los efectos del programa Metco en el cual se ubican estudiantes de la ciudad de Boston en colegios cuyos alumnos pertenecen a una categoría socio-económica elevada y ubicados en la periferia de la ciudad. La aplicación de técnicas no paramétricas utilizando variables instrumentales permite obtener resultados robustos a los sesgos de selección, que evidencian un impacto positivo modesto entre los estudiantes trasladados.

Finalmente, en el estudio de Schneeweis y Winter-Ebmer (2007) se realiza una estimación de una función de producción de educación con el fin de medir el impacto de los compañeros de clase en el resultado académico de los estudiantes, usando los resultados obtenidos en la prueba PISA para Austria en 2000 y 2003. Los autores observan un efecto positivo en lectura, materia en que los estudiantes con antecedentes familiares adversos pueden lograr mayores beneficios al integrarse a un grupo de compañeros cuyos antecedentes son “favorables”. Sin embargo, no se evidencian resultados similares para el área de matemáticas. Entre los estudios que analizan el efecto de pares en la educación universitaria el análisis de Brodaty y Gurgand (2008) sugiere efectos positivos para los estudiantes con menor ventaja académica ligados a la mezcla de estudiantes con mejores capacidades, sin que la convivencia afecte a estos últimos.

Por otra parte, un determinado número de análisis concluye que no hay evidencia contundente a favor de la existencia del efecto de pares dentro de las aulas de clases. Entre estos estudios se puede citar el de Kramarz, Machin y Ouazad (2008), quienes evalúan la importancia de los factores relacionados con el estudiante y el colegio en la determinación del rendimiento escolar, siguiendo una metodología que tiene en cuenta la movilidad de los estudiantes. Los autores encuentran que el factor más importante en el rendimiento sería la habilidad del estudiante y sus antecedentes familiares, seguido de los factores constantes en el tiempo ligados al colegio y, en último lugar, las características de los compañeros de clase (pares).

McEwan (2003) realiza una estimación de efectos de pares que tiene en cuenta los efectos fijos de los colegios para controlar la heterogeneidad de los estudiantes. Los resultados sugieren que la escolaridad de la madre es la variable que tiene el nexo más fuerte con el rendimiento escolar, aunque con retornos marginales decrecientes. Sin embargo, el estudio no encuentra evidencia clara del efecto de pares en el rendimiento académico.

En el caso de Colombia, si bien existe una diversidad de estudios que analizan los factores ligados al desempeño de los alumnos, ninguno de ellos ha centrado su interés en la búsqueda de los efectos ligados a las características de los condiscípulos, o a las diferencias entre las condiciones sociales y económicas de los estudiantes en el seno de un mismo grupo. De esta forma, este estudio pretende contribuir al desarrollo de la literatura que analiza empíricamente el vínculo entre los diversos factores individuales de los alumnos y los resultados académicos.

4.3 Datos

El presente estudio utiliza los datos colectados por el estudio internacional PISA (Programa para la Evaluación Internacional de Alumnos) de la OCDE que busca medir de manera detallada las competencias de los estudiantes que se acercan al final del ciclo de educación obligatoria. Este programa evalúa la población de estudiantes de 15 años en cada uno de los países participantes, que en 2006 fueron 67 incluyendo Colombia. El muestreo realizado por el estudio garantiza la representatividad de la población objetivo en cada país. En la mayoría de casos este procedimiento se realizó en dos etapas: primera, la selección de una muestra aleatoria de escuelas en el país y la segunda, un muestreo aleatorio de 35 estudiantes de 15 años en cada una de las escuelas seleccionadas en la primera etapa. Cada estudiante cuenta con la misma probabilidad de selección y en consecuencia con la misma ponderación. Para los colegios que tienen menos de 35 alumnos de 15 años, todos los alumnos del colegio fueron invitados a presentar la prueba.

La tercera aplicación del estudio PISA incluyó por primera vez a Colombia como participante: 4.478 estudiantes inscritos en 165 colegios fueron evaluados. En esa oportunidad, el dominio principal evaluado fueron las ciencias, pero también se incluyeron evaluaciones para las áreas de matemáticas y comprensión de lectura.

El efecto de pares se calcula a partir de una función de producción de educación clásica en la cual se incluye como producto los datos producidos por el estudio PISA en 2006, que consisten en un conjunto de cinco valores plausibles obtenidos por los estudiantes en los tres dominios evaluados. Estos valores están comprendidos entre 400 y 600 puntos, pero a veces pueden ser superiores a 700 puntos o inferiores a 300. Los valores están normalizados de manera que el promedio se ubica en 500 puntos y la desviación estándar en 100 puntos. Cerca de 68% de los alumnos se encuentran entre los 400 y los 600 puntos y 95% de los efectivos obtienen resultados entre 300 y 700 puntos.

Con el fin de limitar el problema de autoselección, ligado al hecho de que los estudiantes con mejores capacidades pueden elegir mejores colegios y generar como consecuencia una desviación en el cálculo del efecto de pares, se seguirá la estrategia propuesta por los estudios de Ammermüller y Pischke (2006) y de Schneeweis y Winter-Ebmer (2005): se incluirá un conjunto de información bastante completa sobre los antecedentes familiares y las características ligadas al colegio, de manera que la comparación de los alumnos de diferentes grados permita controlar los efectos fijos del establecimiento. Este procedimiento implica el supuesto de que los estudiantes de grados diferentes benefician de la misma calidad del establecimiento educativo y que no eligen el grado por ellos mismos, conjetura que parece bastante razonable.

Tabla 4.2. Estadísticas descriptivas

Variable	Descripción	Promedio	Desv. estándar	Mín	Privado
AGE	Edad del estudiante	15,81	0,28	15,42	16,33
GRADE	Grado	9,68	0,47	9,00	10,00
FEMALE	Mujer	0,56	0,50	0,00	1,00
SRC_S	Trabajo científico a la edad de 30 años	0,49	0,50	0,00	1,00
ESCS	Índice de estatus económico social y cultural	-0,84	1,25	-4,33	2,70
ESCS_1	Promedio del índice ESCS sin la contribución del estudiante	-0,76	0,80	-3,05	1,39
HISEI	Estatus profesional más alto entre padres	43,63	17,57	16,00	90,00
HISEI_1	Promedio del índice HISEI sin la contribución del estudiante	38,11	10,95	8,86	70,55
PARED	Nivel de estudios más alto entre los padres	10,93	4,28	3,00	15,50
PARED_1	Promedio del índice PARED sin la contribución del estudiante	9,87	2,42	2,83	14,76
HOMEPOS	Índice de recursos materiales del hogar	-1,10	1,25	-6,52	3,55
HOMEPOS_1	Promedio del índice POMEPOS sin la contribución del estudiante	-0,99	0,79	-3,25	1,51
PQSCHOOL	Percepción de la calidad del colegio de padres	0,76	1,08	-3,65	2,51
PQSCIACT	Índice de actividad científica a los 10 años	0,39	1,08	-2,27	3,33
XCITY	Colegio en ciudad > 100,000 hab.	0,56	0,50	0,00	1,00
XSCHSIZE	Total inscritos colegio	17,70	12,14	0,30	69,25
XLOSELE	Colegio con bajo nivel de selección inscripción	0,22	0,41	0,00	1,00
XABGR	Índice de agrupamiento de alumnos según capacidades	0,42	0,49	0,00	1,00
XPRIVMAN	Colegio privado	0,20	0,40	0,00	1,00

Variable	Descripción	Promedio	Desv. estándar	Mín	Privado
XFACC	Índice autonomía colegio en programa educativo	0,71	0,54	-1,88	1,09
XSTRATIO	Proporción estudiantes por docente	25,13	9,11	0,36	42,05
XTCSHORT	Índice de insuficiencia de docentes	0,10	1,12	-1,06	3,62
XIRATCOMP	Promedio de computadores disponibles por alumno	0,08	0,17	0,00	1,14
XSCMATEDU	Índice de calidad de recursos educativos	-1,03	1,16	-3,43	2,14
IDCLAS	Estudiantes por grupo	12,89	5,61	5,00	28,00
PV1MATH	Valor plausible en matemáticas	380,42	84,55	46,49	670,19
PV2MATH	Valor plausible en matemáticas	381,28	83,59	83,10	676,42
PV3MATH	Valor plausible en matemáticas	380,67	83,67	59,43	677,90
PV4MATH	Valor plausible en matemáticas	382,11	84,87	69,16	670,19
PV5MATH	Valor plausible en matemáticas	381,32	85,29	106,47	695,82
PV1READ	Valor plausible en lectura	402,11	99,52	34,29	743,12
PV2READ	Valor plausible en lectura	401,98	99,00	57,07	701,15
PV3READ	Valor plausible en lectura	401,20	98,57	43,20	712,38
PV4READ	Valor plausible en lectura	400,46	98,38	78,16	729,14
PV5READ	Valor plausible en lectura	400,69	100,58	77,36	745,82
PV1SCIE	Valor plausible en ciencias	398,92	80,46	126,95	667,69
PV2SCIE	Valor plausible en ciencias	400,07	80,75	124,15	709,56
PV3SCIE	Valor plausible en ciencias	398,75	80,54	96,18	649,97
PV4SCIE	Valor plausible en ciencias	399,80	82,05	88,06	706,29
PV5SCIE	Valor plausible en ciencias	398,53	80,60	135,15	659,30
TIMECLASMP	Promedio duración clase de matemáticas	4,28	0,71	1,80	5,88
TIMECLASLP	Promedio duración clase de lectura	4,03	0,58	2,33	5,33
TIMECLASSP	Promedio duración clase de ciencias	3,57	0,77	1,40	5,50

Fuente: Elaboración propia, basada en los datos PISA 2006 para Colombia.

La tabla 4.2 presenta las estadísticas descriptivas de las variables utilizadas en el análisis. En primer lugar, el promedio, desviación estándar y los valores mínimos y máximos para el conjunto de valores plausibles resultado de las pruebas de matemáticas (PV1MATH – PV5MATH), comprensión de lectura (PV1READ – PV5READ) y ciencias naturales (PV1SCIE- PV5SCIE). Cabe recordar que en promedio, el conjunto de estudiantes colombianos participantes en PISA en 2006 obtuvo 370 puntos en las pruebas de matemáticas, 388 en ciencias y 385 en comprensión de lectura.

La OCDE creó seis niveles de competencia para las áreas de matemáticas y ciencias y cinco para comprensión de lectura, que describen las tareas que un estudiante es capaz de ejecutar. El nivel seis representa la capacidad superior. En ciencias, especialidad de PISA 2006, más de la mitad de los estudiantes colombianos no superaron el nivel 1 de competencia, es decir, tienen un nivel de conocimientos limitado que pueden aplicar a un número restringido de situaciones que les son familiares.

Tabla 4.3. Porcentaje de estudiantes por nivel de competencia. Ciencias

Nivel de competencia	Colombia	Finlandia	Brasil
0	26,18	0,53	27,92
1	33,99	3,56	33,09
2	27,20	13,61	23,78
3	10,56	29,14	11,25
4	1,90	32,25	3,40
5	0,16	16,96	0,52
6	0,00	3,95	0,04

Fuente: Elaboración propia, basada en los datos PISA 2006.

La proporción de alumnos en nivel 1 es de 4% en Finlandia, el país que obtuvo el mejor desempeño en PISA 2006 (véase tabla 4.3. Para las otras dos áreas evaluadas la situación es también crítica, puesto que cerca del 70% de los estudiantes estuvieron por debajo del nivel 1 en matemáticas y el 55% en lectura (véase tabla 4.4).

Tabla 4. 4. Porcentaje de estudiantes por nivel de competencia en Colombia

Nivel de competencia	Matemáticas	Comprensión de lectura	Ciencias
0	44,6	30,5	26,2
1	27,4	25,2	34,0
2	18,1	25,2	27,2
3	7,5	14,5	10,6
4	1,9	4,0	1,9
5	0,4	0,6	0,2
6	0,0		0,0

Fuente: Elaboración propia, basada en los datos PISA 2006.

Los estudiantes colombianos participantes en el estudio PISA en 2006 tenían en promedio 15,8 años. Si bien el estudio tiene como población objetivo los jóvenes de 15 años, para Colombia existe una variación de edades entre los 15,42 y 16,33 años. La participación de los estudiantes por sexo se caracteriza por una ligera ventaja de la participación femenina (55%). En promedio, los hombres obtuvieron mejor desempeño en matemáticas y ciencias con puntajes superiores en 22 y 9 puntos en promedio, respectivamente. El resultado promedio de las mujeres fue 19 puntos en promedio superior al de los hombres en comprensión de lectura.

Dado que la edad de entrada en el sistema educativo colombiano es a los 7 años, que la educación primaria comprende 5 años de escolaridad y la educación secundaria 6 años, un alumno “a nivel” se encontraría en grado 10o. a la edad de 15 años, esto es el caso para el 40% de los estudiantes de la muestra. Sin embargo, 22% de los alumnos encuestados están en grado 9o., 20% en 11o. grado y cerca de 17% se encuentran en situación de “retraso” y cursan 7o. u 8o. grado. Tal como se indicó, con el fin de aislar el efecto fijo de los mejores establecimientos, pero también evitando una diferencia importante en las capacidades de los estudiantes de la muestra (aquellos que están avanzados –11o. -- o en retraso –en 7o. u 8o. grado-) este estudio selecciona los alumnos inscritos en grado 9o. y 10o. Este procedimiento retira 1.686 estudiantes, esto, es el 38% del total de la muestra.

Para medir el efecto del contexto, se utiliza la variable creada por PISA que mide los antecedentes familiares de los alumnos encuestados, llamado el “índice de estatus económico, social y cultural (ESCS)”. Este índice captura el conjunto de características correspondientes a la familia del estudiante y del hogar, se calcula a partir de un análisis de componentes principales (OCDE 2006) y se estandariza con el fin de fijar la media de los países de la OCDE en 0 y la desviación estándar en 1.

En 2006, se calculó el índice de estatus económico social y cultural para los países asociados al estudio (aquellos que participan pero que no son parte del grupo de la OCDE) teniendo en cuenta tres elementos: el índice HISEI, que corresponde al más alto estatus ocupacional obtenido por los padres del alumno; el índice PARED, que corresponde al nivel educativo más alto alcanzado por los padres y expresado en años de escolaridad; y el índice HOMEPOS, que mide las condiciones materiales de la familia del estudiante².

En Colombia, los valores del índice ESCS varían entre -5,03 y 2,7; los valores superiores indican un mejor nivel socioeconómico. Tal como se mencionó, siguiendo la estrategia de Causa y Chapuis (2009), en el análisis de los efectos del contexto se incluye un indicador del nivel socioeconómico del grupo. Esta variable se calculará para cada estudiante como el

2 Los índices creados por la OCDE incluidos en este estudio son estimadores de Warm estandarizados de forma que la media es igual a cero y la desviación estándar igual a uno. Los valores negativos significan que un grupo de rectores o alumnos brindó un número de respuestas positivas inferior al número que en promedio se observa para los rectores o alumnos de la OCDE. Igualmente, valores positivos indican que un grupo de alumnos o rectores respondieron con valores superiores al promedio de alumnos o rectores de los países de la OCDE. (OCDE, 2001).

promedio del índice de estatus económico, social y cultural de los compañeros del estudiante i , lo cual implica que se excluye el valor propio de cada estudiante.

El desempeño obtenido en el estudio PISA varía de manera importante según el estatus socioeconómico y cultural. La diferencia más importante se encuentra en comprensión de lectura, dominio en el cual la diferencia promedio entre los estudiantes que pertenecen al último cuarto de la distribución del estatus socioeconómico y cultural y aquellos que se encuentran en el primero, es de alrededor 90 puntos (véase tabla 4.5).

Tabla 4.5. Resultados según cuartil del índice de estatus económico, social y cultural. Colombia.

Nivel de competencia	Matemáticas	Comprensión de lectura	Ciencias
1	334,00	344,47	358,45
2	355,86	372,81	373,42
3	372,55	390,77	389,27
4	417,38	433,68	431,34

Fuente: Elaboración propia, basada en los datos PISA 2006.

Las otras tres variables individuales incluidas representan, por una parte el interés del estudiante por seguir una profesión científica a la edad de 30 años (SRC_S), y por otra, diferentes índices calculados a partir de las respuestas de los padres de familia (interrogados igualmente en el marco de la encuesta) que miden la frecuencia con la cual el estudiante se interesaba por la práctica de actividades denominadas “científicas” a la edad de 10 años (PQSCIACT) y la percepción de la calidad del establecimiento educativo (PQSCHOOL).

Un número importante de variables que describen el contexto del colegio se ha incluido con el fin de identificar los efectos fijos del establecimiento: una variable dummy que señala la ubicación del colegio en una ciudad con más de cien mil habitantes (XCITY), el número total de alumnos inscritos en el colegio dividido por cien (XSCHSIZE). Tres variables dummy: una que indica los establecimientos en los cuales los directores agrupan los estudiantes según sus capacidades, otra que indica un nivel bajo de políticas de selección académica para la inscripción de los estudiantes y la última que indica el carácter privado del colegio. Se incluyen igualmente tres índices creados a partir de las respuestas de los directores de establecimientos: el primero indica el nivel de autonomía institucional del colegio; el segundo, la insuficiencia en el número de docentes y el tercero, la calidad de los recursos educativos. Finalmente, la proporción de estudiantes por docente y el número promedio de computadores por estudiante en la escuela se incluyen también en el análisis.

El último grupo de variables hace referencia, en primer lugar, al tiempo promedio de instrucción por materia, variable que se basa en las respuestas individuales de los estudiantes. Los alumnos indicaron si el tiempo semanal dedicado a cada materia evaluada correspondía a menos de dos horas, entre dos y tres horas, entre cuatro y cinco horas o a más de seis horas. Se calculó el promedio por colegio y por materia utilizando los valores medios de cada serie (TIMECLASMP, para matemáticas, TIMECLASLP para comprensión de lectura y TIMECLASSP para ciencias).

El modelo econométrico explicado en la siguiente sección buscará responder entonces a la pregunta de investigación del presente análisis: ¿existe en Colombia el efecto de pares? ¿En qué medida las características materiales, educacionales y socioeconómicas del entorno afectan los resultados académicos obtenidos por los alumnos?

4.4 Metodología

La formulación de la estrategia de estimación tuvo en cuenta, además de los posibles inconvenientes señalados anteriormente (la autoselección y el problema de reflexión) las características propias a la aplicación de la prueba y el posterior cálculo de los resultados.

Efectivamente, los modelos de regresión por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) suponen que los residuales (la diferencia entre los valores observados y los valores que se pronostican a partir del modelo) se encuentran distribuidos normalmente, son independientes con una media de cero y una varianza constante. Cuando los datos se colectan utilizando un método de muestreo de clúster como el caso de PISA, existe la probabilidad de que los residuos no sean independientes entre sí, ya que los estudiantes comparten un conjunto de características similares relacionadas con el entorno escolar. La mayor preocupación cuando se utiliza una estimación por mínimos cuadrados ordinarios para estimar relaciones entre datos anidados es que los errores estándar estimados serán muy pequeños (desviados negativamente), lo que conlleva a una sobre-estimación de la significancia estadística de los coeficientes de regresión.

Este estudio aplicó dos estrategias de estimación ampliamente aplicadas con el fin de evitar este problema. En una primera etapa, el efecto de pares se estimó gracias a la técnica del análisis multinivel que tiene en cuenta el muestreo en dos etapas utilizado por el estudio PISA. Posteriormente, con el fin de verificar si existen efectos de tipo asimétrico, esto es, que varíen según el nivel de desempeño académico, una serie de estimaciones por cuantiles se aplicó, y con el fin de estimar los errores estándar sin desviaciones por los datos anidados, estas regresiones incluyen el método de bootstrap.

4.4.1 Modelo jerárquico o multinivel

El primer modelo por estimar tuvo en cuenta la estructura jerárquica de los datos PISA. El objetivo con este modelo es diferenciar la varianza debida al alumno y aquella que corresponde al establecimiento. Las variables seleccionadas se distribuyen en dos niveles: estudiante (nivel 1) y establecimiento (nivel 2). El modelo utilizado en esta primera etapa se define como

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \sum_{q=1}^Q \beta_{qj} X_{qij} + r_{ij}$$

Donde:

Y_{ij} corresponde al conjunto de valores plausibles obtenido para cada uno de las tres materias evaluadas por el alumno i del colegio j .

β_{qj} es el incremento en los resultados por cada variable de primer nivel introducida (X).

X_{qij} es el conjunto de variables relacionadas con el estudiante.

r_{ij} es el rendimiento diferencial del alumno i del colegio j , una vez controlado el efecto de las variables de primer nivel. Este término se distribuye normalmente con media cero y varianza constante.

Cada coeficiente del primer nivel representa una ecuación para el segundo nivel. El segundo nivel se formula de la siguiente manera:

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \sum_{s=1}^{Sj} \gamma_{0s} W_{sj} + \mu_{0j}$$

Donde:

γ_{00} es el rendimiento medio de todos los colegios, una vez incluidas las variables de segundo nivel (W_{sj}).

γ_{0s} es el incremento del rendimiento promedio por la inclusión de cada variable de segundo nivel (W_{sj}).

μ_{0j} es el efecto diferencial producido por la escuela j sobre aquellas que tienen sus mismas características.

$$\beta_{qj} = \gamma_{q0} + \sum_{s=1}^{Sq} \gamma_{qs} W_{sj} + \mu_{qj}$$

Donde:

γ_{0s} es el incremento promedio de todas las escuelas obtenido por la adición de cada variable de nivel 1.

γ_{0s} representa el aporte de cada variable de colegio a γ_{q0} , esto es, un efecto de interacción entre niveles; en este caso, el efecto del estatus socioeconómico del grupo en el rendimiento de los alumnos que puede ser diferente para los colegios privados y los públicos.

μ_{qj} es el término de error de cada colegio j por cada variable explicativa; se distribuye normalmente con media cero y varianza constante.

Este primer modelo se compone entonces de una parte fija o sistemática, que incluye todos los parámetros que definen la media del rendimiento de todos los alumnos y la relación entre los resultados y las variables incluidas; y de una parte aleatoria, que muestra la estimación de la varianza en cada nivel de agregación, en este caso los alumnos (primer nivel) y los centros (segundo nivel). La estimación de este modelo se realizó a través del programa HLM7© desarrollado a partir del trabajo de Bryk, Raudenbush y Congdon (2000) que permitió incluir el conjunto de los cinco valores plausibles como variable dependiente siguiendo las recomendaciones de los estudios de la OCDE.

4.4.2 Estimación por cuantiles

La segunda estrategia de estimación que se aplicó en este trabajo se refiere a la estimación por cuantiles, método introducido por Koenker y Basset en 1978 como una extensión del modelo de estimación clásico de mínimos cuadrados ordinarios (Koenker y Hallock, 2000). La estimación por mínimos cuadrados ordinarios describe los cambios de la media de la variable y ante variaciones del vector de variables independientes x ; mientras que el estimador por cuantiles predice los efectos en diferentes puntos (cuantiles) de la distribución condicional de la variable dependiente.

Siguiendo los trabajos de Angrist y Pischke (2008) y Koenker y Hallock (2001), se puede definir el punto inicial de la regresión por cuantiles como la función cuantil condicional. Para una variable aleatoria distribuida de manera continua Y_i , la función cuantil condicional en el cuantil τ para un vector dado de regresores X_i puede definirse como:

$$Q_{\tau}(Y_i|X_i) = F_Y^{-1}(\tau|X_i)$$

Donde:

$F_Y^{-1}(\tau|X_i)$ es la función de distribución de Y_i en y condicional en X_i .

Cuando $\tau = 0,10$, por ejemplo, $Q_\tau(Y_i|X_i)$ describe el décil más bajo de Y_i dado X_i , mientras que $\tau = 0,5$ expresa la mediana condicional.

La función cuantil condicional representa la versión de cuantiles de la función de esperanza condicional. Esta última función puede derivarse como la solución del problema del promedio del cuadrado de los errores de predicción.

$$E[Y_i|X_i] = \arg \min_{m(X_i)} E[(T_i - m(X_i))^2]$$

A su vez, la función cuantil condicional resuelve el siguiente problema de minimización:

$$Q[Y_i|X_i] = \arg \min_{q(X)} E[\rho_\tau(Y_i - q(X_i))]$$

Donde $\rho_\tau(u) = \tau - I(u \leq 0)u$ se conoce como la función de chequeo (o indicadora) que pondera los términos positivos y negativos de manera asimétrica:

$$\rho_\tau(u) = I(u > 0)\tau u + I(u \leq 0)(1 - \tau)u$$

Esta ponderación asimétrica genera un mínimo que designa la distancia de los cuantiles condicionales del promedio. Utilizando esta función, una formulación equivalente del problema de optimización puede darse por:

$$\beta_\tau = \arg \min_{\beta \in R^d} \left\{ \sum_{i: y_i \geq x_i' \beta} \tau |y_i - x_i' \beta| + \sum_{i: y_i < x_i' \beta} (1 - \tau) |y_i - x_i' \beta| \right\}$$

Cuya solución se obtiene por una serie de algoritmos lineares programados en STATA ©.

Esta segunda parte del análisis utilizó esta metodología con el fin de identificar la existencia de un efecto de pares asimétrico, esto es, que la dimensión sea diferente para los estudiantes con diversos niveles de éxito en la prueba. No obstante, los resultados de la estimación por mínimos cuadrados ordinarios que calcularon el efecto promedio del contexto sobre el rendimiento escolar se incluyen también en la primera columna de las tablas de resultados.

Gracias a los desarrollos del Banco Mundial (Macdonald, 2011), las estimaciones incluyeron el conjunto de valores plausibles como variable dependiente y tienen en cuenta la estructura de los datos para el cálculo de los errores estándar utilizando el método de bootstrap.

Una vez que el conjunto de variables por incluir y el método de estimación se han definido, se puede definir la estrategia de estimación por utilizar. En cada caso se estimó un modelo de base, en el cual se explican los resultados obtenidos en las tres áreas evaluadas Y_{ics} únicamente por la variable que indica el nivel socioeconómico y cultural del estudiante i ($ESCS_i$) en el grupo c y el colegio s ; y el promedio del índice para el grupo sin la contribución del estudiante i ($ESCS_{cs-i}$)

$$Y_{ics} = a_0 + a_1 ESCS_{ics} + a_2 ESCS_{cs-i} + e_{is} \quad (1)$$

A continuación, el análisis buscó evaluar la robustez del efecto de pares identificado adicionando variables de control, especialmente las características familiares y del colegio.

$$Y_{ics} = a_0 + a_1 ESCS_{ics} + a_2 ESCS_{cs-i} + a_3 X_{ics} + a_4 Z_s + e_{is} \quad (2)$$

Donde:

$ESCS_{ics}$ corresponde nuevamente a la variable que mide los antecedentes socioeconómicos del alumno i en el grupo c y el colegio s ; la variable $ESCS_{cs-i}$ se calcula como el promedio del estatus socioeconómico y cultural del grupo c en el colegio s sin la contribución del estudiante i .

X_{ics} denota el conjunto de características individuales del estudiante i en el grupo c y el colegio s .

Z_c representalas características ligadas el establecimiento escolar. La estructura del muestreo en dos etapas exige una modelación del término de error siguiente:

$$e_{is} = v_s + u_i$$

Donde:

v_s representa el componente específico al colegio.

u_i es el componente correspondiente al estudiante.

Finalmente, debido a que la variable ESCS se compone de un conjunto de índices y con el objetivo de identificar de manera más clara el efecto de las características del estudiante y de su grupo, esta variable se reemplazó por los índices que la componen aplicando el mismo principio para el cálculo del promedio del grupo. Así, el modelo final estimado tiene la siguiente estructura:

$$Y_{ics} = a_0 + a_1 HISEI_i + a_2 HISEI_{cs-i} + a_3 PARED_i + a_4 PARED_{cs-i} + a_5 HOMEPOS_i + a_6 HOMEPOS_{cs-i} + a_7 X_{ics} + a_8 Z_s + e_{is} \quad (3)$$

Donde se incluyó para cada estudiante los tres índices que componen el estatus socio-económico y cultural, así como el promedio calculado para sus condiscípulos (esto es, sin contar con la participación del estudiante i).

Debido a que la estructura de los datos no permite identificar la división de cursos de un mismo grado en el colegio, el presente análisis aplicó la noción de “grupo” como el conjunto de estudiantes participantes que comparten el mismo grado y establecimiento educativo. Para afinar la estimación del efecto de pares, el análisis se limitó a los grupos que cuentan con un mínimo de cinco estudiantes. Esta restricción eliminó 170 observaciones de la muestra de estudiantes de grados noveno y décimo y restringió la base a 2.622 estudiantes. Se excluyeron también las observaciones con valores perdidos para alguna de las variables del modelo, procedimiento que eliminó 283 observaciones adicionales. La submuestra final comprende entonces 2.333 observaciones cuyas características se exponen en la tabla 4.2.

4.5 Resultados

4.5.1 Resultados de la estimación multinivel

En la estimación multinivel el análisis tiene como punto de partida el modelo más simple posible. El primer modelo estimado es un modelo denominado nulo o incondicional, es decir sin variables predictoras en los dos niveles, que estima el promedio global del rendimiento y la varianza sin explicar en cada uno de los niveles de agregación. Partiendo de estos datos se puede calcular la parte de la variabilidad del rendimiento del alumno explicada por las características del colegio, lo que se denomina el coeficiente de correlación intraclase ρ .

a. Modelo nulo

El modelo nulo tiene la siguiente estructura:

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

Donde:

Y_{ij} es el rendimiento en cada una de las tres áreas evaluadas para el alumno i en el colegio j .

β_{0j} es el rendimiento medio en cada área para todos los alumnos del colegio j .

ε_{ij} es el efecto diferencial de un estudiante i en el colegio j distribuido normalmente con media cero y varianza constante.

Para el nivel 2,

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \mu_{0j}$$

Donde:

γ_{00} es la media general para todos los colegios.

μ_{0j} es el efecto diferencial producido por el colegio j , distribuido normalmente con media cero y varianza τ_{00} .

Sustituyendo se tiene

$$Y_{ij} = \gamma_{00} + \mu_{0j} + \varepsilon_{ij}$$

La varianza del rendimiento de los estudiantes sería

$$Var(Y_{ij}) = Var(\varepsilon_{ij} + \mu_{0j}) = \sigma^2 + \tau_{00}$$

Y el coeficiente de correlación intraclase (CCI) sería

$$\rho = \frac{\tau_{00}}{(\sigma^2 + \tau_{00})}$$

La metodología de recolección de datos y análisis de la OCDE sugiere la utilización de los cinco valores plausibles para cada dominio evaluado, así como las ponderaciones de los datos de la submuestra. En total, el primer nivel comprende 2.333 estudiantes y el segundo, 154 colegios (véase tabla 4.6).

Tabla 4.6. Resultados estimación modelo nulo

Efectos fijos	Matemáticas		Lectura		Ciencias	
	Coefficiente	Error estándar	Coefficiente	Error estándar	Coefficiente	Error estándar
Media general γ_{00}	374,30	4,337	391,88	4,77	390,70	4,01
Efectos aleatorios						
Nivel 1 $r_{ij}\sigma^2$	4.411,00	66,42	6.792,19	82,42	4.382,16	66,20
Nivel 2 $u_{ij}\tau_{00}$	2.171,37	46,60	2.798,91	52,91	1.949,30	44,15
CCI	0,33		0,29		0,31	

Fuente: elaboración propia basada en los datos del Ministerio de Educación Nacional, MEN. Sistema Nacional de Información de Educación Básica (SINEB) [2003-2009].

El modelo nulo reparte la variación en la variable dependiente (Y_{ij}) en dos componentes: entre clases ($\text{Var}(u_{0j}) = \tau_{00}$) e intraclases ($\text{Var}(r_{ij}) = \sigma^2$). La proporción de la varianza total que corresponde al componente entre clases se denomina correlación intraclase. Para el caso colombiano, 33% de la variación de los resultados obtenidos por los estudiantes de noveno y décimo en la prueba de matemáticas se debe a las características diferentes entre los colegios, el resto de la variación se debe a las características del estudiante y de su entorno. Asimismo, el colegio explica el 29% de la variación de los resultados en lectura y el 31% en ciencias.

b. Modelo de primer nivel

La tabla 4.7 incluye los resultados de los diferentes modelos estimados con predictores de nivel 1 tal como se expuso anteriormente. Para cada variable se expone el coeficiente en la parte fija del modelo así como el error estándar entre paréntesis. En la parte baja se muestra la varianza, el coeficiente de correlación intraclase y el porcentaje de la varianza explicada respecto al modelo nulo.

Los resultados del modelo (2) y (3) para todas las áreas evaluadas permiten verificar la reducción de la varianza inexplicada en ambos niveles, especialmente el modelo que descompone el índice de estatus económico, social y cultural. Para las tres materias, el intercepto del modelo se define como el rendimiento de los hombres en grado noveno, sin interés por seguir una carrera científica a la edad de treinta años, con un estatus económico, social y cultural (o sus componentes) promedio, en un grupo en el cual los colegas de clases también poseen un estatus socioeconómico medio, cuyos padres tienen una percepción del colegio similar a la del promedio y finalmente, que realizaba actividades científicas en un nivel cercano al promedio de su grupo. En matemáticas, esto supone un puntaje mayor al promedio en 54 puntos, aunque esta variable no es significativa: en lectura, un puntaje inferior al promedio de 48 puntos y en ciencias un aumento respecto a la media de 144 puntos.

Tabla 4. 7. Resultados estimación modelo jerárquico. Nivel 1

Efectos fijos	Matemáticas		Lectura		Ciencias	
	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 2	Modelo 3
Intercepto G00	54,88 (43,53)	23,61 (44,43)	-48,41 (44,45)	-63,04 (46,68)	144,70** (33,15)	125,47*** (32,63)
Sexo (mujer)	-38,14*** (3,23)	-37,92*** (3,21)	5,12 (4,31)	5,36 (4,35)	-20,96 (4,07)	-21,01*** (4,12)
Grado	38,17*** (4,57)	39,95*** (4,98)	47,85*** (4,51)	50,07*** (4,87)	28,90*** (3,34)	31,43*** (3,68)
Interés carrera científica	7,04** (2,28)	5,92** (2,70)	10,67** (4,30)	10,46 (4,30)	11,41*** (2,91)	11,18*** (2,91)
ESCS individual	7,04*** (2,28)		10,25*** (1,99)		5,09** (2,15)	
ESCS contexto	33,90*** (3,90)		21,92*** (4,79)		25,69*** (4,94)	
HISEI individual		0,28** (0,11)		0,25 (0,15)		0,32 (0,12)
HISEI contexto		0,26 (0,45)		0,11 (0,68)		-0,09 (0,39)
PARED individual		0,93* (0,50)		0,81 (0,65)		0,07 (0,57)
PARED contexto		-0,93 (1,52)		-1,01 (2,21)		-0,64 (1,57)
HOMEPOS individual		1,26 (1,59)		6,12** (2,26)		0,88 (2,16)
HOMEPOS contexto		31,28*** (5,86)		30,61*** (9,32)		32,83*** (4,99)
Percepción Colegio	-3,66** (1,44)	-3,49* (1,96)	0,31 (2,00)	0,23 (2,02)	-1,60 (1,74)	-1,71 (1,72)
Actividades científicas -10	5,06*** (1,40)	4,69*** (1,48)	2,78 (2,13)	2,70 (2,16)	8,76*** (1,57)	8,90*** (1,54)
Efectos aleatorios						
Varianza entre alumnos r_{ij}	3.691,92*** (60,76)	3.681,57 (60,68)	6.186,33*** (78,65)	6.193,79 (78,70)	3.947,54 (62,83)	3.932,44 (62,71)
varianza entre escuelas u_{ij}	969,06 (31,13)	800,32 (28,29)	1.581,87 (39,77)	1.295,29 (35,99)	1.002,97 (31,67)	818,20 (28,60)
% de la varianza explicada (respecto al modelo nulo)	16%	17%	9%	9%	10%	10%
CCI	0,21	0,18	0,20	0,17	0,20	0,17

Desviaciones estándar en paréntesis. *, ** y *** representan niveles de significancia al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Nota: ESCS corresponde al índice de estatus económico, social y cultural del alumno; HISEI, al más alto estatus ocupacional entre los dos padres del alumno; PARED, al nivel educativo más alto alcanzado entre los dos padres en años de escolaridad; y el índice HOMEPOS, a las condiciones materiales de la familia del estudiante. La indicación de "contexto" se refiere al promedio de la variable de los demás alumnos del grupo.

Fuente: Elaboración propia, basada en los datos PISA 2006

El rendimiento se afecta seriamente en las áreas de matemáticas y ciencias cuando el estudiante es una mujer. Los estudiantes que se encuentran “a nivel” (es decir, que tienen la edad correspondiente al grado que están cursando) obtienen puntajes muy superiores en las tres áreas respecto a los que se encuentran en sobreedad o en retraso. Los resultados también sugieren la importancia del interés científico anterior y a futuro en el desempeño en matemáticas y ciencias.

La inclusión de la variable indicando el estatus individual económico, social y cultural resulta importante en las tres áreas: el aumento de una unidad en este índice representa en promedio un aumento promedio de diez puntos en el área de comprensión de lectura para los estudiantes participantes, mientras que la mejora es de únicamente siete y cinco puntos en matemáticas y ciencias, respectivamente.

Los resultados obtenidos para los dos modelos estimados sugieren la presencia del efecto de pares. Si el promedio del índice de estatus socioeconómico y cultural de los colegas de clase varía en una unidad, los resultados obtenidos aumentan entre 22 y 33 puntos, y es mayor el efecto en los puntajes de las áreas de matemáticas y ciencias. Cuando el índice se descompone y se incluyen en el modelo las variables que lo componen e igualmente el promedio del valor para los condiscípulos del estudiante, el efecto positivo de los pares se concentra en el nivel de posesiones del hogar, que traduce la capacidad económica de los estudiantes del grupo. Un aumento de una unidad en el promedio del índice de posesiones económicas de los colegas de grupo, implicaría un aumento de cerca de 31 puntos en las áreas evaluadas.

c. Modelo de segundo nivel

Una vez incluidas las variables correspondientes al colegio o el nivel 2 en este caso, se obtiene el modelo final que incluye siete variables de nivel 1 (estudiante), además del intercepto y cinco variables de nivel 2 correspondientes al establecimiento educativo (véase Tabla 4.8). La inclusión de las variables de segundo nivel permitió la disminución del componente la varianza correspondiente al establecimiento educativo, aunque en una dimensión de uno o dos puntos en el porcentaje.

Tabla 4.8. Resultados estimación modelo jerárquico – Nivel 2.

Efectos fijos	Matemáticas		Lectura		Ciencias	
	Modelo 3	Modelo final	Modelo 3	Modelo final	Modelo 3	Modelo final
Nivel 1						
Intercepto G00	23,61 (44,43)	-33,55 (48,38)	-63,04 (46,68)	-110,18** (55,29)	125,47*** (32,63)	79,95** (39,52)
Sexo (mujer)	37,92*** (3,21)	-37,90*** (3,21)	5,36 (4,35)	5,40 (4,37)	-21,01*** (4,12)	-21,02*** (4,11)
Grado	39,95*** (4,98)	40,45*** (4,90)	50,07*** (4,87)	50,92*** (4,93)	31,43*** (3,68)	33,02*** (3,66)
Interés carrera científica	5,92** (2,70)	5,90** (2,70)	10,46 (4,30)	10,47** (4,27)	11,18*** (2,91)	11,21*** (2,91)
HISEI individual	0,28** (0,11)	0,27** (0,11)	0,25 (0,15)	0,25 (0,16)	0,32 (0,12)	0,31** (0,12)
HISEI contexto	0,26 (0,45)	0,20 (0,48)	0,11 (0,68)	-0,07 (0,68)	-0,09 (0,39)	-0,19 (0,40)
PARED individual	0,93* (0,50)	0,89* (0,51)	0,81 (0,65)	0,72 (0,66)	0,07 (0,57)	0,00 (0,57)
PARED contexto	-0,93 (1,52)	-1,52 (1,55)	-1,01 (2,21)	-1,90 (2,23)	-0,64 (1,57)	-1,47 (1,56)
HOMEPOS individual	1,26 (1,59)	0,72 (1,59)	6,12** (2,26)	5,77** (2,28)	0,88 (2,16)	0,33 (2,13)
HOMEPOS contexto	31,28*** (5,86)	27,42*** (5,53)	30,61*** (9,32)	27,73** (9,67)	32,83*** (4,99)	28,38*** (5,39)
Percepción colegio	-3,49* (1,96)	-3,87*** (1,44)	0,23 (2,02)	-0,07 (2,02)	-1,71 (1,72)	-2,23 (1,72)
Actividades científicas -10	4,69*** (1,48)	4,68*** (1,37)	2,70 (2,16)	2,76 (2,15)	8,90*** (1,54)	9,01*** (1,54)
Nivel 2						
Privado		16,94* (10,07)		29,96** (13,18)		27,32*** (9,72)
Ratio estudiantes/docente		0,22 (0,46)		0,04 (0,53)		-0,10 (0,40)
Computador/alumno		44,96** (20,55)		32,54 (28,66)		33,39 (20,84)
Índice material educativo		-0,05 (3,14)		-6,62 (4,47)		-2,39 (3,10)
Duración clases		10,33** (4,16)		6,65 (6,33)		8,34** (4,09)

Efectos fijos	Matemáticas		Lectura		Ciencias	
	Modelo 3	Modelo final	Modelo 3	Modelo final	Modelo 3	Modelo final
Efectos aleatorios						
Varianza entre alumnos r_{ij}	3.681,57 (60,68)	3.674,35 (60,62)	6.193,79 (78,70)	6.189,08 (78,67)	3.932,44 (62,71)	3.932,29 (62,71)
Varianza entre escuelas u_{ij}	800,32 (28,29)	688,96 (26,25)	1.295,29 (35,99)	1.195,62 (34,58)	818,20 (28,60)	685,77 (26,19)
% de la varianza explicada (respecto al modelo nulo)	16,5%		8,8%		10,3%	
% de la varianza explicada (respecto al nivel 1)		13,9%		7,7%		19,3%
CCI	0,18	0,16	0,17	0,16	0,17	0,15

Desviaciones estándar en paréntesis. *, ** y *** representan niveles de significancia al 10%, 5% y 1%, respectivamente.
Fuente: Elaboración propia, basada en los datos PISA 2006

El intercepto en este modelo se define como el rendimiento obtenido por un estudiante hombre, en grado noveno, sin interés por seguir una carrera científica, cuyo hogar ostenta un nivel medio de estatus socioeconómico y cultural (o sus componentes), cuyos padres tienen una percepción del colegio cercana al promedio y para el cual las actividades científicas realizadas a los diez años son cercanas al promedio de los estudiantes. Estos alumnos pertenecen a colegios públicos con una proporción de estudiantes por docente igual al promedio, un índice de material educativo medio y una duración de clases de menos de dos horas por semana.

Dentro de las variables incluidas para el nivel correspondiente a los colegios se destacan el carácter privado del colegio y la duración de las clases. Respecto a la primera, la inscripción en un colegio privado aumentaría en promedio los resultados obtenidos en matemáticas en 17 puntos, en comprensión de lectura en 30 puntos y en el área de ciencias en 27 puntos. La segunda variable no resulta significativa para explicar los resultados en comprensión de lectura, pero una hora en promedio adicional en la duración de clases en matemáticas y en ciencias, generaría una mejoría en los resultados obtenidos de 10 y de 8 puntos, respectivamente.

La inclusión del conjunto de variables explicativas logró reducir notoriamente la varianza inexplicada entre los establecimientos educativos y la de los alumnos. No obstante, el aporte del conjunto de variables de nivel 2 no es notorio (el coeficiente de correlación intraclass disminuye solamente entre uno y dos puntos). En el modelo final la proporción de la varianza en el rendimiento de los estudiantes explicada por factores del colegio puede considerarse importante (15% - 16%).

4.5.2 Resultados de la estimación por cuantiles

a. Resultados de la estimación del modelo de base

Los resultados de las estimaciones del modelo de base en las tres áreas evaluadas, matemáticas, comprensión de lectura y ciencias (véase tabla 4.9), sugieren un efecto positivo, significativo y de una dimensión importante del contexto socioeconómico sobre el rendimiento de los estudiantes. El aumento de un punto en el promedio de la variable de interés que indica el contexto socioeconómico del grupo podría promover un aumento del resultado promedio de 37 puntos en matemáticas, de 36 puntos en comprensión de lectura y de 33 puntos en ciencias. Aunque la variable que representa el estatus socioeconómico y cultural del estudiante tiene efectos sobre el desempeño escolar, la dimensión del coeficiente obtenido representa únicamente una tercera parte del obtenido para la variable de contexto.

Tabla 4.9. Resultados de la estimación del modelo de base

Matemáticas						
	OLS	0,10	0,25	0,50	0,75	0,90
Estatus social económico y cultural individual	12,70*** (1,96)	12,33*** (4,28)	12,39*** (3,22)	13,41*** (4,09)	13,63*** (2,77)	13,44** (5,15)
Estatus social económico y cultural de los otros	36,91*** (3,86)	38,50*** (8,91)	38,60*** (6,25)	36,18*** (5,96)	35,21*** (5,20)	35,30*** (8,21)
Comprensión de lectura						
	OLS	0,10	0,25	0,50	0,75	0,90
Estatus social económico y cultural individual	13,46*** (1,98)	18,87*** (5,82)	14,43*** (4,11)	13,56*** (3,31)	13,51*** (3,75)	12,31** (4,27)
Estatus social económico y cultural de los otros	36,00*** (4,47)	34,64*** (10,32)	40,35*** (7,38)	37,40*** (6,94)	31,87*** (6,63)	32,04*** (6,23)
Ciencias						
	OLS	0,10	0,25	0,50	0,75	0,90
Estatus social económico y cultural individual	10,14*** (2,28)	6,87 (5,20)	10,04* (4,45)	9,97*** (2,75)	10,64*** (2,62)	12,90*** (3,85)
Estatus social económico y cultural de los otros	32,60*** (4,64)	38,10*** (10,99)	31,88*** (8,31)	33,29*** (5,13)	31,90*** (4,04)	28,68*** (6,78)
N	2.333					

Desviaciones estándar en paréntesis. *, ** y *** representan niveles de significancia al 10%, 5% y 1%, respectivamente.
Fuente: Elaboración propia, basada en los datos PISA 2006

Con el objetivo de confirmar los resultados encontrados en el modelo de base y controlar este posible problema, se procedió a la inclusión de un importante número de variables de control de carácter individual y relacionadas con el establecimiento escolar.

b. Resultados del modelo final

Una vez incluidas las variables de control que describen las características individuales, familiares y del colegio para los estudiantes participantes en el estudio PISA en 2006, el resultado de la estimación de los modelos (2) y (3) contrastan con las primeras impresiones obtenidas a partir del modelo de base. Un resumen de los principales resultados de la estimación del modelo (3) se presenta en la tabla 4.10. Los resultados detallados de la estimación del modelo (2) se presentan en las tablas 4.11 a 4.13 y los correspondientes al modelo (3) en las tablas 4.14 a 4.16.

Tabla 4. 10. Principales resultados de la estimación del modelo final

Matemáticas						
	OLS	0,10	0,25	0,50	0,75	0,90
Riqueza hogar (HOMEPOS)	1,67	1,99	1,04	1,03	2,82	2,67
	(1,82)	(5,60)	(2,97)	(3,57)	(3,28)	(4,33)
Riqueza otros hogares (HOMEPOS_1)	33,96**	37,93***	32,46***	29,97***	30,12***	36,50***
	(5,81)	(9,31)	(10,62)	(9,55)	(6,89)	(10,14)
Comprensión de lectura						
	OLS	0,10	0,25	0,50	0,75	0,90
Riqueza hogar (HOMEPOS)	7,04**	12,25*	8,93	5,68	3,36	1,09
	(2,69)	(7,13)	(5,33)	(3,83)	(4,41)	(4,88)
Riqueza otros hogares (HOMEPOS_1)	34,33***	34,27**	33,74**	33,53***	31,80***	35,51***
	(8,72)	(17,06)	(12,49)	(11,56)	(10,97)	(11,37)
Ciencias						
	OLS	0,10	0,25	0,50	0,75	0,90
Riqueza hogar (HOMEPOS)	1,17	-0,24	1,33	0,02	1,85	1,66
	(2,35)	(7,03)	(3,69)	(3,18)	(3,91)	(4,73)
Riqueza otros hogares (HOMEPOS_1)	35,17***	35,48**	36,49***	34,44***	31,53***	34,60***
	(6,08)	(15,26)	(8,96)	(7,76)	(7,41)	(9,33)
N	2.333					

Desviaciones estándar en paréntesis. *, ** y *** representan niveles de significancia al 10%, 5% y 1%, respectivamente.
Fuente: Elaboración propia, basada en los datos PISA 2006

Tabla 4. 11. Efecto de pares. Modelo (2) . Matemáticas.

	OLS	0,10	0,25	0,50	0,75	0,90
AGE	0,33 (6,15)	6,83 (13,69)	2,03 (9,70)	2,39 (11,39)	-3,86 (10,68)	-3,82 (13,76)
GRADE	34,72*** (5,65)	36,13*** (11,43)	35,96*** (7,68)	35,36*** (8,38)	35,48*** (7,63)	31,66*** (10,01)
FEMALE	-39,32*** (4,07)	-37,24*** (11,09)	-42,03*** (7,40)	-41,44*** (5,80)	-39,80*** (6,35)	-34,79*** (9,80)
SRC_S	5,29 (3,54)	3,54 (7,87)	4,46 (6,44)	4,45 (7,38)	5,06 (7,31)	11,30 (8,24)
ESCS	7,88*** (1,99)	5,89 (4,49)	7,23 (3,10)	8,71** (3,64)	9,01* (4,69)	7,05 (4,74)
ESCS_1	28,87*** (5,83)	35,61** (12,91)	31,18*** (8,95)	26,23*** (9,03)	25,03** (9,61)	25,59** (10,24)
PQSCHOOL	-2,80 (2,06)	-2,86 (4,52)	-4,10 (3,07)	-3,50 (2,88)	-2,00 (4,27)	-2,13 (3,66)
PQSCIACT	3,68** (1,47)	3,78 (3,73)	3,31 (2,83)	3,91 (2,35)	3,12 (2,44)	2,74 (4,02)
XCITY	-9,78 (7,89)	-11,19 (12,36)	-8,93 (10,45)	-7,90 (9,70)	-9,71 (11,05)	-5,81 (12,17)
XSCHSIZE	-0,39 (0,35)	-0,12 (0,52)	-0,34 (0,48)	-0,37 (0,51)	-0,48 (0,47)	-0,46 (0,53)
XLOSELE	11,08 (7,49)	15,18 (11,01)	12,82 (9,67)	14,36 (9,15)	10,41 (9,50)	10,06 (13,27)
XABGR	-3,71 (6,57)	-2,05 (9,71)	-0,84 (8,92)	-2,93 (7,59)	-2,96 (9,01)	-6,67 (11,15)
XFACC	-2,84 (4,85)	-7,85 (8,81)	-6,10 (7,40)	-3,60 (6,14)	-1,35 (7,90)	3,40 (9,85)
XPRIVMAN	20,09* (11,89)	18,74 (17,24)	14,70 (13,46)	17,78 (15,44)	24,03 (15,69)	23,10 (21,78)
XSTRATIO	0,65 (0,59)	0,13 (0,88)	0,40 (0,82)	0,63 (0,70)	0,79 (0,72)	0,81 (1,05)
XTCSHORT	1,23 (2,79)	5,42 (4,71)	2,47 (3,29)	-0,22 (3,69)	-0,81 (4,41)	-1,37 (5,64)
XIRATCOMP	46,50*** (16,87)	52,05 (35,50)	50,76 (30,42)	39,41* (22,44)	37,37 (25,51)	32,65 (36,62)
XSCMATEDU	2,96 (3,33)	4,62 (6,26)	4,08 (4,29)	3,28 (3,74)	3,81 (4,64)	4,88 (4,87)
TIMECLASMP	13,45*** (4,45)	11,75* (6,18)	13,89** (6,00)	15,00** (6,05)	14,72** (6,15)	11,83 (7,47)
_CONS	23,86 (116,71)	-154,29 (243,43)	-48,47 (179,77)	-20,17 (205,50)	117,75 (197,37)	196,44 (229,92)
Número de observaciones:	2.333					

«Método de replicación reducida» utilizado para calcular las varianzas. Desviaciones estándar en paréntesis. *, ** y *** representan niveles de significancia al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia, basada en los datos PISA 2006

Para los resultados en matemáticas (véase tabla 4.11), si las estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios indican un efecto positivo tanto del índice de estatus socioeconómico y cultural del estudiante, como del contexto socioeconómico del grupo, el análisis por cuantiles sugiere que este efecto se presenta principalmente como respuesta a este último factor. En este caso, se encuentra un efecto positivo, significativo y asimétrico puesto que el coeficiente obtenido para la variable (ESCS_1) es superior en diez puntos para los estudiantes ubicados en la parte baja de la distribución en comparación con aquellos que han obtenido los mejores resultados.

La diferencia entre los dos géneros pone en ventaja los hombres de manera casi homogénea en toda la distribución de resultados de cerca de 40 puntos. La duración de las clases de matemáticas también tendría una incidencia positiva sobre los resultados académicos de los estudiantes que obtuvieron resultados por debajo del percentil 90 de la distribución, resultados que coinciden con los encontrados por el estudio de Lavy (2010), en el cual, utilizando también la base de datos de PISA para 2006, se señalan efectos positivos y significativos del tiempo de instrucción. Una hora adicional en promedio de clases de matemáticas podría mejorar de 12 a 15 puntos los resultados de los estudiantes, aunque la dimensión se considera modesta en comparación con el efecto de pares. Los resultados de la estimación por mínimos cuadrados ordinarios demuestran que, en promedio, los estudiantes inscritos en colegios privados y con un número superior de computadores disponibles por alumno, tendrán resultados superiores.

Tabla 4.12. Efecto de pares. Modelo (2). Comprensión de lectura

	OLS	0,10	0,25	0,50	0,75	0,90
AGE	-5,98 (8,47)	4,21 (19,04)	-12,77 (16,94)	-6,27 (15,16)	-5,15 (12,66)	-7,30 (14,95)
GRADE	43,84*** (6,50)	46,53*** (17,29)	46,55*** (11,98)	46,19*** (9,93)	43,12*** (10,96)	42,20*** (9,96)
FEMALE	6,24 (5,37)	6,79 (17,19)	3,69 (9,84)	5,04 (8,40)	4,44 (9,75)	6,27 (11,66)
SRC_S	10,34** (4,91)	13,70 (18,45)	7,51 (9,48)	12,50* (6,97)	7,76 (7,78)	9,00 (8,98)
ESCS	10,12*** (2,28)	12,22** (5,57)	11,43* (5,62)	10,55*** (3,71)	10,02** (3,82)	9,47 (5,83)
ESCS_1	17,82** (7,66)	17,34 (16,47)	20,65* (11,44)	15,54 (10,31)	14,86* (8,33)	14,79 (11,37)
PQSCHOOL	-0,90 (2,20)	-0,26 (6,25)	-0,26 (4,73)	-0,06 (3,38)	-0,86 (3,93)	-1,42 (3,79)
PQSCIACT	1,82 (2,26)	-0,65 (6,25)	1,74 (5,00)	2,32 (3,81)	2,51 (3,53)	0,31 (5,13)
XCITY	6,43 (11,82)	4,35 (16,15)	4,77 (15,61)	10,39 (14,08)	9,03 (14,85)	14,08 (16,48)
XSCHSIZE	-0,26 (0,52)	-0,26 (0,94)	-0,35 (0,74)	-0,35 (0,61)	-0,36 (0,56)	-0,31 (0,65)
XLOSELE	10,52 (10,36)	3,70 (18,36)	13,52 (17,36)	12,79 (12,64)	13,06 (12,47)	12,09 (13,93)
XABGR	-8,46 (9,33)	-12,34 (14,56)	-14,10 (12,34)	-9,51 (11,25)	-5,76 (11,43)	-6,33 (12,32)
XFACC	-8,06 (7,48)	-16,50 (12,91)	-15,92 (13,90)	-10,86 (9,14)	0,69 (11,07)	4,82 (15,97)
XPRIVMAN	40,63** (16,91)	42,64 (32,07)	45,88* (23,51)	45,25** (22,50)	35,65** (17,11)	29,60 (21,88)
XSTRATIO	0,48 (0,75)	-0,02 (1,17)	0,16 (0,97)	0,62 (1,12)	1,04 (0,92)	0,98 (1,15)
XTCSHORT	-1,66 (3,98)	4,68 (8,09)	-1,41 (6,36)	-4,17 (5,23)	-3,34 (4,68)	-3,36 (5,39)
XIRATCOMP	41,94* (23,63)	40,99 (48,10)	41,12 (35,04)	41,99 (39,65)	48,12* (25,84)	34,40 (45,05)
XSCMATEDU	-5,71 (5,03)	-4,06 (8,54)	-6,43 (7,51)	-5,66 (6,13)	-4,58 (5,23)	-3,93 (5,81)
TIMECLASMP	14,62** (6,51)	20,00 (13,74)	14,50 (10,45)	15,36 (10,45)	14,20 (8,61)	7,80 (8,96)
_CONS	4,10 (140,72)	-296,74 (366,03)	53,20 (313,18)	-17,97 (272,51)	38,64 (236,05)	152,26 (258,36)
Número de observaciones:	2.333					

«Método de replicación reducida» utilizado para calcular las varianzas. Desviaciones estándar en paréntesis. *, ** y *** representan niveles de significancia al 10%, 5% y 1%, respectivamente

Fuente: Elaboración propia, basada en los datos PISA 2006

En contraste con los resultados para matemáticas, los resultados de las estimaciones para la comprensión de lectura (véase tabla 4.12) sugieren que el estatus socioeconómico y cultural individual (*ESCS*) tendría mayor influencia sobre el desempeño escolar que el nivel socioeconómico de los pares del alumno. El aumento de una unidad del índice individual *ESCS* podría determinar un aumento en los resultados de 10 a 12 puntos para los alumnos que se encuentran por debajo del percentil 90 de la distribución. La inscripción en un establecimiento privado tendría efectos positivos para los alumnos cuyos resultados se encuentran en los extremos de la distribución (percentiles 10 y 90). Cuando es significativo, la dimensión de este coeficiente es tres veces superior al obtenido para el estatus individual. Por otro lado, la estimación por mínimos cuadrados ordinarios sugiere efectos positivos y significativos en promedio para el grupo, provenientes de las expectativas de seguir una carrera científica (aumento de 10 puntos), del índice *ESCS*, del régimen privado, la disponibilidad de material didáctico y el tiempo dedicado a las clases. Es importante anotar que el efecto de estas últimas variables en promedio es superior al efecto obtenido para la variable del contexto o el estatus individual.

Tabla 4. 13. Efecto de pares. Modelo (2). Ciencias

	OLS	0,10	0,25	0,50	0,75	0,90
AGE	-0,18 (7,11)	0,29 (19,28)	-1,90 (11,89)	2,45 (8,37)	0,49 (10,76)	-10,35 (12,49)
GRADE	31,00*** (5,07)	34,05*** (12,28)	31,75*** (8,10)	31,55*** (8,81)	28,78*** (9,40)	29,89** (11,47)
FEMALE	-20,70*** (4,67)	-19,18* (10,24)	-18,43*** (6,08)	-17,67** (7,20)	-24,32*** (6,48)	-29,42*** (7,25)
SRC_S	12,17*** (3,20)	11,79 (8,37)	10,34* (5,37)	13,15** (5,56)	11,59 (9,00)	9,49 (7,10)
ESCS	4,91** (2,31)	3,74 (5,87)	3,45 (4,75)	5,01 (3,22)	6,53** (3,24)	7,25 (4,79)
ESCS_1	22,14*** (6,93)	16,87 (14,51)	23,38** (9,83)	18,80** (7,83)	21,15*** (7,49)	23,54* (10,92)
PQSCHOOL	-2,23 (2,11)	-4,16 (5,64)	-2,09 (3,67)	-2,25 (3,09)	-1,13 (3,17)	-0,13 (3,52)
PQSCIACT	8,42*** (1,73)	8,01* (4,08)	7,88*** (2,96)	9,11*** (2,80)	7,83*** (2,77)	6,54 (4,00)
XCITY	-8,39 (7,94)	-5,77 (12,88)	-10,73 (10,75)	-9,95 (8,44)	-7,81 (9,09)	-6,29 (11,43)
XSCHSIZE	-0,05 (0,35)	0,07 (0,62)	0,27 (0,46)	0,16 (0,41)	-0,25 (0,43)	-0,36 (0,45)
XLOSELE	18,30** (7,86)	14,13 (13,50)	20,52** (9,04)	21,10** (8,99)	18,55 (11,66)	19,35* (11,30)
XABGR	-10,21 (7,01)	-20,94 (14,15)	-13,74 (8,89)	-8,62 (7,97)	-5,99 (9,12)	-6,61 (9,32)

	OLS	0,10	0,25	0,50	0,75	0,90
XFACC	5,90	-0,56	1,02	5,86	9,88	13,07
	(7,51)	(14,83)	(8,99)	(8,77)	(10,15)	(9,50)
XPRIVMAN	34,69**	54,11**	38,43**	36,86**	31,16**	23,30
	(13,24)	(22,32)	(18,83)	(17,62)	(13,78)	(16,76)
XSTRATIO	0,35	0,02	0,05	0,16	0,36	0,71
	(0,59)	(1,00)	(0,70)	(0,64)	(0,76)	(0,66)
XTCSHORT	-1,15	1,94	-0,15	-2,79	-2,01	-2,54
	(2,81)	(5,82)	(3,69)	(3,41)	(4,06)	(3,94)
XIRATCOMP	41,25**	52,47	42,07*	38,16	31,85	32,62
	(19,31)	(34,76)	(22,97)	(25,91)	(26,16)	(33,33)
XSCMATEDU	0,87	-1,01	1,68	3,10	1,64	-0,02
	(3,23)	(6,81)	(4,60)	(3,89)	(5,06)	(4,58)
TIMECLASMP	6,87*	4,93	8,82	8,42	3,28	4,37
	(3,96)	(7,97)	(5,50)	(5,17)	(6,71)	(7,05)
_CONS	84,82	-31,73	59,58	31,85	159,02	351,00
	(125,26)	(346,42)	(217,67)	(143,35)	(198,94)	(223,07)
Número de observaciones:	2.333					

«Método de replicación reducida» utilizado para calcular las varianzas. Desviaciones estándar en paréntesis. *, ** y *** representan niveles de significancia al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Fuente: elaboración propia, basada en los datos PISA 2006

Finalmente, los resultados en ciencias confirman la existencia del efecto de pares sobre los resultados (véase tabla 4.13). El estatus promedio del grupo tendría un efecto positivo y significativo que variaría entre 19 y 23 puntos únicamente para los estudiantes que obtuvieron puntajes superiores al percentil 10 de la distribución de resultados. Al igual que para los resultados en matemáticas, las mujeres obtienen puntajes más bajos que los hombres (de 20 a 30 puntos). La asistencia a un colegio privado tiene un efecto positivo para los estudiantes cuyos resultados se encuentran por debajo del percentil 90 de la distribución, con una dimensión más importante (en 20 puntos) para los estudiantes en el percentil 10. La estimación por mínimos cuadrados ordinarios pone en evidencia el efecto de otras variables sin importancia aparente en las otras áreas. Es el caso de la motivación para seguir una carrera científica, así como la práctica de actividades científicas a los 10 años. La asistencia a un colegio privado que no aplica restricciones para la inscripción y con una buena disponibilidad de material informático y mayor tiempo destinado a las clases en ciencias, son también variables con efecto positivo sobre los resultados en promedio.

Aunque los resultados del modelo (2) sugieren la presencia del efecto de pares en el medio académico colombiano, la magnitud y la asimetría de los efectos constituyen dos elementos para los cuales las conclusiones no pueden generalizarse. Por esta razón, con el fin de obtener resultados contundentes, la estimación final que predomina en este estudio incluye el conjunto de variables que conforman el índice de estatus económico, social y cultural, esto

es: el estatus ocupacional (índice HISEI), la educación de los padres (índice PARED) y el indicador de las condiciones materiales del hogar (índice HOMEPOS), según la descripción del modelo (3).

Esta nueva estrategia de identificación permite una mejor apreciación de los efectos percibidos por el contexto del alumno. Para las tres materias, la descomposición del índice *ESCS* demuestra que la variable dominante en los resultados corresponde al índice que cuantifica las condiciones materiales de los compañeros de clase del estudiante (*HOMEPOS_1*), tal como se resume en la tabla 4.6.

Tabla 4.14. Efecto de pares. Modelo (3). Matemáticas

	OLS	0,10	0,25	0,50	0,75	0,90
AGE	-1,08 (6,40)	1,01 (13,62)	0,41 (10,82)	1,69 (11,07)	-1,12 (10,80)	-5,41 (13,68)
GRADE	36,15*** (5,73)	38,94*** (11,99)	37,51*** (8,50)	36,19*** (8,82)	37,66*** (9,35)	35,92*** (10,42)
FEMALE	-38,46*** (3,94)	-35,61** (11,76)	-40,98*** (7,76)	-41,71*** (5,74)	-38,76*** (6,06)	-33,79*** (9,11)
SRC_S	4,52 (3,52)	0,32 (7,26)	4,56 (6,60)	4,44 (5,99)	4,44 (6,74)	7,36 (7,76)
HISEI	0,30** (0,12)	0,37 (0,24)	0,28 (0,20)	0,27 (0,21)	0,38* (0,22)	0,23 (0,30)
HISEI_1	0,50 (0,55)	0,36 (0,95)	0,58 (0,90)	0,57 (0,84)	0,58 (0,65)	0,74 (0,81)
PARED	0,79 (0,54)	-0,16 (1,10)	0,77 (1,05)	1,36 (0,82)	0,83 (0,95)	0,48 (1,13)
PARED_1	-2,22 (2,05)	-1,57 (3,08)	-1,24 (3,57)	-1,90 (3,13)	-2,66 (3,07)	-4,91 (4,42)
HOMEPOS	1,67 (1,82)	1,99 (5,60)	1,04 (2,97)	1,03 (3,57)	2,82 (3,28)	2,67 (4,33)
HOMEPOS_1	33,96*** (5,81)	37,93*** (9,31)	32,46*** (10,62)	29,97*** (9,55)	30,12*** (6,89)	36,50*** (10,14)
PQSCHOOL	-2,67 (2,08)	-1,76 (4,67)	-3,50 (3,77)	-3,21 (2,70)	-2,19 (3,72)	-3,68 (4,20)
PQSCIACT	3,96*** (1,46)	3,66 (3,78)	2,88 (2,94)	3,85 (2,65)	3,78 (2,73)	3,61 (3,76)
XCITY	-6,48 (7,25)	-7,62 (10,73)	-6,02 (10,72)	-5,15 (8,78)	-7,31 (9,55)	-1,68 (11,00)
XSCHSIZE	-0,24 (0,32)	0,02 (0,47)	-0,19 (0,46)	-0,30 (0,44)	-0,26 (0,44)	-0,31 (0,53)
XLOSELE	8,69 (7,38)	13,51 (13,23)	9,66 (10,49)	11,82 (8,99)	8,16 (10,33)	3,71 (12,32)

	OLS	0,10	0,25	0,50	0,75	0,90
XABGR	-2,24 (6,38)	1,06 (9,73)	-0,06 (9,14)	-1,53 (7,28)	-3,07 (8,15)	-3,76 (11,94)
XFACC	-0,10 (4,64)	-2,53 (9,82)	-3,25 (7,17)	-1,52 (6,07)	0,49 (8,33)	6,16 (10,88)
XPRIVMAN	13,70 (11,14)	12,75 (19,69)	10,44 (15,68)	12,62 (16,61)	16,99 (16,14)	16,13 (18,71)
XSTRATIO	0,43 (0,55)	-0,02 (0,76)	0,25 (0,79)	0,44 (0,60)	0,69 (0,76)	0,81 (1,00)
XTCSHORT	0,77 (2,64)	4,45 (4,20)	1,97 (4,14)	-0,44 (3,69)	-0,52 (4,13)	-1,19 (4,43)
XIRATCOMP	48,92*** (17,06)	59,72* (32,45)	56,08* (33,01)	41,06 (25,03)	48,32* (26,98)	51,59 (36,38)
XSCMATEDU	1,29 (3,47)	3,52 (6,50)	2,71 (4,54)	1,57 (3,86)	2,21 (4,46)	0,96 (4,73)
TIMECLASMP	12,52*** (4,10)	9,56 (6,53)	12,43** (5,81)	14,86** (5,81)	13,97** (6,09)	12,88* (7,28)
_CONS	22,89 (119,97)	-90,67 (216,02)	-62,00 (189,30)	-42,98 (203,37)	36,51 (217,17)	185,47 (256,28)
Número de observaciones:	2.333					

«Método de replicación reducida» utilizado para calcular las varianzas. Desviaciones estándar en paréntesis. *, ** y *** representan niveles de significancia al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Fuente: elaboración propia, basada en los datos PISA 2006

Específicamente, los resultados de la tabla 4.14 muestran que para los resultados obtenidos en el área de matemáticas no se puede hablar de efecto asimétrico, pero sí de un efecto positivo y significativo para todos los estudiantes a lo largo de la distribución de resultados, con un beneficio particular para aquellos ubicados en los dos extremos para los cuales el aumento de una unidad en el promedio del índice de posesiones materiales del grupo podría significar la mejora de 37 puntos en los resultados. Nuevamente el género femenino presenta una desventaja de alrededor de 38 puntos. Una hora adicional de clase de matemáticas en el colegio podría brindar un beneficio de entre 12 y 15 puntos a los estudiantes que se encuentran por encima del percentil 10 de la distribución de resultados. Únicamente la variable que indica el número de computadores por estudiante tiene un efecto positivo superior al efecto de pares identificado.

Tabla 4.15. Efecto de pares. Modelo (3). Comprensión de lectura

	OLS	0,10	0,25	0,50	0,75	0,90
AGE	-7,66 (8,49)	-3,70 (21,86)	-11,21 (15,77)	-9,25 (14,22)	-6,53 (13,43)	-12,22 (14,09)
GRADE	47,39*** (7,00)	45,26** (18,85)	50,52*** (13,35)	49,36*** (10,53)	45,84*** (11,36)	45,31*** (11,61)
FEMALE	7,56 (5,41)	6,81 (15,96)	4,03 (9,60)	5,14 (8,27)	6,22 (9,56)	9,93 (11,98)
SRC_S	9,63* (4,85)	15,83 (16,19)	7,40 (9,00)	11,75* (6,39)	7,04 (7,09)	7,41 (8,66)
HISEI	0,24 (0,18)	0,00 (0,42)	0,16 (0,37)	0,37 (0,31)	0,39 (0,34)	0,43 (0,41)
HISEI_1	0,05 (0,57)	0,23 (1,39)	0,23 (1,14)	-0,04 (0,69)	-0,10 (0,73)	-0,48 (1,11)
PARED	0,41 (0,73)	0,19 (2,00)	0,46 (1,15)	0,23 (1,09)	0,60 (1,25)	0,55 (1,55)
PARED_1	-3,91 (2,52)	-3,96 (6,35)	-4,51 (4,94)	-3,72 (3,54)	-2,70 (3,46)	-1,94 (4,34)
HOMEPOS	7,04** (2,69)	12,25* (7,13)	8,93 (5,33)	5,68 (3,83)	3,36 (4,41)	1,09 (4,88)
HOMEPOS_1	34,33*** (8,72)	34,27** (17,06)	33,74** (12,49)	33,53*** (11,56)	31,80*** (10,97)	35,51*** (11,37)
PQSCHOOL	-0,71 (2,14)	0,60 (5,61)	-0,66 (4,71)	0,31 (3,47)	-1,04 (3,77)	-1,65 (3,66)
PQSCIACT	1,96 (2,26)	-0,37 (6,41)	1,19 (4,74)	1,86 (3,48)	2,79 (3,98)	2,68 (5,17)
XCITY	9,92 (11,23)	4,04 (18,05)	10,01 (14,75)	12,13 (13,99)	11,84 (13,89)	14,37 (16,04)
XSCHSIZE	-0,04 (0,48)	0,09 (0,95)	-0,12 (0,70)	-0,11 (0,63)	-0,16 (0,58)	-0,17 (0,60)
XLOSELE	8,16 (9,90)	4,55 (20,89)	8,19 (18,26)	9,53 (12,96)	12,06 (12,56)	11,90 (12,70)
XABGR	-6,47 (9,07)	-11,91 (17,58)	-9,85 (11,79)	-6,59 (11,36)	-3,65 (11,85)	-4,73 (11,96)
XFACC	-4,32 (6,89)	-13,67 (12,92)	-11,17 (12,05)	-5,90 (10,42)	2,94 (10,38)	7,90 (13,40)
XPRIVMAN	29,84* (15,37)	33,44 (33,67)	37,81 (2,38)	33,27* (17,58)	28,02 (17,17)	24,03 (21,01)
XSTRATIO	0,19 (0,69)	-0,15 (1,16)	0,01 (1,06)	0,35 (1,17)	0,68 (0,87)	0,72 (1,09)
XTCSHORT	-2,35 (4,05)	1,03 (9,17)	-2,52 (6,31)	-5,01 (5,89)	-2,93 (4,59)	-3,45 (5,84)

	OLS	0,10	0,25	0,50	0,75	0,90
XIRATCOMP	43,74 (27,13)	49,45 (58,67)	48,45 (40,36)	45,07 (37,27)	46,92 (29,65)	29,68 (40,75)
XSCMATEDU	-7,78 (4,93)	-7,58 (9,68)	-8,46 (6,71)	-7,78 (6,28)	-6,99 (5,74)	-6,87 (5,95)
TIMECLASMP	12,26* (6,34)	17,90 (17,01)	13,47 (10,93)	12,40 (9,45)	11,02 (8,73)	6,18 (8,10)
_CONS	45,64 (144,13)	-105,37 (410,33)	29,32 (265,30)	45,55 (245,22)	69,46 (236,09)	231,78 (253,20)
Número de observaciones	2.333					

«Método de replicación reducida» utilizado para calcular las varianzas. Desviaciones estándar en paréntesis. *, ** y *** representan niveles de significancia al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Fuente: elaboración propia, basada en los datos PISA 2006

Los resultados en comprensión de lectura (véase tabla 4.15) confirman igualmente la existencia del efecto de pares, ya que la única variable significativa para todos los individuos es el promedio de posesiones de los compañeros del estudiante, con una dimensión en promedio de 34 puntos en toda la distribución de resultados. La estimación por mínimos cuadrados ordinarios muestra efectos positivos del nivel de posesiones del hogar, variable que también resulta significativa para los estudiantes en el percentil 10 de la distribución de resultados. La inscripción en un colegio privado y la duración mayor de clases tienen también efectos positivos en promedio para todos los estudiantes con una dimensión de 30 y 12 puntos, respectivamente.

Tabla 4. 16. Efecto de pares. Modelo (3). Ciencias

	OLS	0,10	0,25	0,50	0,75	0,90
AGE	-2,09 (7,37)	-4,67 (17,81)	-5,09 (11,73)	1,62 (8,24)	0,58 (12,19)	-8,24 (15,54)
GRADE	34,23*** (5,06)	38,84*** (11,40)	34,15*** (8,71)	34,77*** (8,36)	32,70*** (8,92)	30,89*** (11,03)
FEMALE	-19,80*** (4,61)	-17,67* (9,55)	-15,00** (6,37)	-18,93** (7,10)	-22,90*** (6,72)	-25,14*** (7,41)
SRC_S	11,47*** (3,12)	10,32 (8,48)	9,01 (6,17)	11,65** (4,80)	12,37* (6,92)	10,62 (8,95)
HISEI	0,33** (0,13)	0,32 (0,36)	0,36 (0,23)	0,37* (0,19)	0,41 (0,26)	0,40 (0,31)
HISEI_1	0,14 (0,45)	-0,13 (1,08)	0,04 (0,66)	0,32 (0,59)	0,40 (0,78)	0,07 (0,79)
PARED	-0,22 (0,64)	-0,03 (1,70)	-0,26 (1,21)	-0,27 (1,04)	-0,39 (1,00)	0,06 (1,09)
PARED_1	-3,32* (1,94)	-5,21 (4,27)	-3,26 (3,07)	-3,94 (2,44)	-2,92 (2,86)	-1,96 (4,14)

	OLS	0,10	0,25	0,50	0,75	0,90
HOMEPOS	1,17 (2,35)	-0,24 (7,03)	1,33 (3,69)	0,02 (3,18)	1,85 (3,91)	1,66 (4,73)
HOMEPOS_1	35,17*** (6,08)	35,48** (15,26)	36,49*** (8,96)	34,44*** (7,76)	31,53*** (7,41)	34,60*** (9,33)
PQSCHOOL	-2,13 (2,04)	-3,21 (5,36)	-1,16 (3,13)	-1,68 (2,75)	-1,40 (3,15)	-0,44 (3,43)
PQSCIACT	8,72*** (1,77)	8,51** (3,83)	8,24 (3,17)	8,88*** (2,95)	8,70*** (3,00)	7,52* (4,08)
XCITY	-4,53 (7,17)	-1,80 (11,28)	-7,69 (9,03)	-6,13 (8,61)	-3,31 1(0,10)	-3,38 (12,35)
XSCHSIZE	0,14 (0,31)	0,28 (0,61)	0,48 (0,43)	0,32 (0,35)	-0,05 (0,43)	-0,22 (0,47)
XLOSELE	15,82** (7,58)	14,81 (12,25)	16,03* (9,38)	16,07* (8,28)	15,96 (11,54)	16,78 (13,37)
XABGR	-8,30 (6,84)	-18,00 (12,48)	-11,72 (8,72)	-6,14 (7,94)	-1,86 (8,26)	-6,07 (9,53)
XFACC	9,41 (7,60)	7,28 (12,37)	3,10 (8,06)	8,71 (8,91)	12,39 (10,77)	14,43 (11,77)
XPRIVMAN	25,84** (11,55)	45,18** (21,78)	29,70 (17,93)	26,62* (14,81)	21,41* (11,53)	17,59 (17,28)
XSTRATIO	0,13 (0,52)	-0,32 (0,98)	-0,38 (0,68)	-0,11 (0,62)	0,30 (0,74)	0,84 (0,73)
XTCSHORT	-1,86 (2,50)	2,03 (4,61)	-0,49 (3,68)	-1,88 (3,47)	-2,05 (3,48)	-4,58 (3,35)
XIRATCOMP	45,81** (18,89)	48,48 (36,25)	4,62 (24,80)	43,14 (28,36)	41,79 (28,82)	45,73 (28,88)
XSCMATEDU	-1,28 (3,41)	-1,96 (6,04)	-1,29 (4,51)	0,65 (4,05)	-0,89 (4,90)	-2,97 (5,49)
TIMECLASMP	7,40* (3,75)	5,80 (9,32)	9,17 (5,48)	8,31* (4,81)	5,36 (6,76)	6,02 (7,72)
_CONS	109,17 (129,49)	57,16 (329,97)	121,73 (205,59)	43,21 (162,26)	112,61 (211,66)	297,70 (295,45)
Número de observaciones	2.333					

«Método de replicación reducida» utilizado para calcular las varianzas. Desviaciones estándar en paréntesis. *, ** y *** representan niveles de significancia al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Fuente: elaboración propia, basada en los datos PISA 2006

Finalmente, los resultados de las estimaciones del modelo (3) para el área de ciencias (véase tabla 4.16) permiten poner en evidencia la existencia del efecto de pares, ya que un aumento de una unidad en el promedio del índice de posesiones del hogar de los camaradas de clases conduce a un aumento de 35 puntos en promedio de los resultados, con una dimensión ligeramente superior para los alumnos con menores capacidades. En esta materia, se observan

efectos de una serie de variables que no habían tenido significancia en las otras áreas, es el caso del bajo nivel de selectividad para la inscripción de estudiantes y el interés científico, variables cuyo efecto corresponde a 12 y 16 puntos, respectivamente. Como en matemáticas, las mujeres obtienen puntajes inferiores a sus compañeros hombres, la diferencia más notoria se encuentra en el decil superior de la distribución de resultados (25 puntos). La disponibilidad de recursos informativos por alumno, así como la duración de las clases, muestran igualmente efectos positivos de dimensión superior para la primera variable.

Los resultados de la estimación del modelo (3) sugieren una marcada influencia de las condiciones de vida materiales del entorno del alumno, mientras que la educación de los padres o su estatus profesional no permitirían asegurar un buen resultado en ninguna de las áreas evaluadas.

4.6 Discusión

El presente estudio busca identificar y calcular la magnitud del efecto de las características de los condiscípulos de grupo sobre el rendimiento escolar. Este criterio puede considerarse en el marco de la elaboración de políticas de Estado para mejorar las condiciones de aprendizaje de los niños, especialmente para aquellos pertenecientes a las clases (socio-económicas) bajas y que presentan dificultades de aprendizaje.

Las primeras observaciones basadas en los resultados del modelo denominado “de base” permiten afirmar que el efecto de pares existe en los colegios en Colombia. Sin embargo, la demostración y la medición de este efecto es un ejercicio complejo a causa de los problemas de reflexión y de autoselección que pueden sesgar los resultados. Sin un instrumento que permita corregir la endogeneidad que caracteriza las interacciones sociales, este estudio se restringe al análisis de los efectos de contexto sobre el logro escolar, gracias a la inclusión de variables que describen las condiciones materiales, la educación y el estatus profesional de los colegas del grupo. Para controlar el problema de autoselección, se incluye un conjunto completo de variables que describen las condiciones individuales de los alumnos y de los establecimientos escolares.

La descomposición del índice de estatus económico, social y cultural (*ESCS*), descrito en el modelo (3), permite analizar la influencia de los siguientes indicadores: el estatus profesional de los padres, el nivel educativo más alto alcanzado y un indicador de las posesiones materiales del hogar. Esta estrategia permitió evidenciar los efectos positivos y significativos provenientes del nivel de “riqueza” del hogar de los colegas de curso sobre los resultados escolares en las tres áreas de evaluación. En promedio, un incremento de una unidad del índice de posesiones económicas del hogar representa una mejora de 34 puntos en los resultados de los alumnos en matemáticas y en lectura. El beneficio sería de 36 puntos en el

área de ciencias. En contraste, ni el nivel educativo de los padres ni su condición profesional parecen influenciar los resultados.

El análisis por cuantiles permite verificar que el efecto positivo es homogéneo para todos los alumnos en la distribución de resultados. Dado que no se verifica la hipótesis de efectos asimétricos a favor de los estudiantes con menor ventaja académicamente, la sugerencia de la reorganización de los grupos no puede aplicarse de manera directa. Por otra parte, la inclusión de otras variables permitió apreciar la importancia que el conjunto de servicios ofrecidos por los colegios y que están ligados a las capacidades financieras de los mismos (como la disponibilidad de recursos informáticos, computadores por alumno y la duración de las clases) tienen sobre el rendimiento académico de los alumnos.

A pesar de las dificultades metodológicas ya mencionadas, el presente estudio utiliza el conjunto de valores plausibles propuesto por PISA para garantizar que los resultados no sufren de sesgos de estimación. Cabe recordar que son pocos los estudios que habiendo utilizado la base de datos PISA, han tenido en cuenta esta recomendación de la OCDE. Aprovechando la existencia de una base de datos robusta y validada internacionalmente, este estudio explora por primera vez para el caso colombiano las interacciones internas del medio escolar y su impacto en los resultados académicos de los estudiantes.

Los resultados permitirían sugerir que las políticas educativas deberían contemplar el componente económico que afecta los resultados escolares y de esta manera estar acompañadas de esfuerzos dirigidos a mejorar las condiciones materiales de vida de las familias de los alumnos. Además de la aplicación de la gratuidad de la educación, podría considerarse la gratuidad en el suministro de los uniformes, los libros y los útiles escolares. Igualmente, puede considerarse la creación de una tarifa de transporte público reducida para los estudiantes, siguiendo el ejemplo de países como Francia. Mejorar la calidad de la educación no es únicamente un asunto de reorganización pedagógica e institucional. La calidad del aprendizaje, tal como se demuestra por el efecto de pares, se atribuye igualmente a las condiciones de vida y de los recursos disponibles en cada hogar.

Bibliografía ■

- **Agüero, J. y Cueto S.** (2004). *Dime con quién estudias y te diré cómo rindes: peer-effects como determinantes del rendimiento escolar*. Informe final. Consorcio de Investigación Económica y Social.
- **Ammermueller A. y Pischke J-S.** (2009). *Peer effects in european primary schools: Evidence from the progress in International Reading Literacy Study*. Journal of Labor Economics, 27, (3), 315-348.
- **Angrist, J. y Lang, K.**(2004). *Does school integration generate peer effects? Evidence from Boston's Metco Program*.The American Economic Review, 94, (5),1613-1634.
- **Angrist, J., y Pischke, J.-S.** (2009). *Mostly harmless econometrics*.Princeton: Princeton University Press.
- **Banco Mundial (2009)**. *La calidad de la educación en Colombia: un análisis y algunas opciones para un programa de política*. Washington D.C. Banco Mundial. : FALTA EDITORIAL
- **Brodaty T. y Gurgand M.** (2008). *Teacher and peer effects in higher education: evidence form a french university*. .London: Economic of Education and Education Policy in Europe (EEEEPE).
- **Causa, O., y Chapuis, C.** (2010). *Equity in student achievement across OECD Countries: An Investigation of the Role of Policies*. OECD Journal Economic Studies, 77-126.
- **Coleman, J. S.** (1966). *Equality of educational opportunity: Summary report*. Washington: U.S. Government Printing Office.
- **Hanushek, E.A., J.F Kain, J. M. Markman, y S. G. Rivkin** (2003). *Does peer ability affect student achievement?* Journal of Applied Econometrics, 18(5), pp.527-544.
- **Koenker, R., y Hallock, K.** (2001). *Quantile regression*. Journal of Economic Perspectives, 15 (4), 143-156.
- **Kramarz F., Machin S., y Ouazad A.**(2008). *What makes a test score? The respective contributions of pupils, schools, and peers in achievement in english primary education*. IZA Discussion Paper, 3866.

- **Lavy V.** (2010). *Do differences in school's instruction time explain international achievement gaps in math, science, and reading?: Evidence from developed and developing countries.* Cambridge, Mass: National Bureau of Economic Research.
- **Manski CF** (1995). *Identification problems in the social sciences.* Massachusetts: Harvard University Press.
- **Manski CF** (2000) *Economic analysis of social interactions.* J Econ Perspect 14(3),115–136.
- **McEwan P.** (2003). *Peer effects on student achievement: evidence from Chile.* Economics of Education Review, 22, 131–141.
- **Macdonal K.** (2011), *PV: Stata module to perform estimation with plausible values, Statistical Software Components,* Boston College Department of Economics, <http://econpapers.repec.org/RePEc:boc:bocode:s456951>.
- **Programme international pour le suivi des acquis des élèves., & Organisation de coopération et de développement économiques.** (2001). *Connaissances et compétences: Des atouts pour la vie : premiers résultats de PISA 2000.* Paris: Organisation de Coopération et de Développement Économiques.
- **Raudenbush, S.W., Bryk, A.S, y Congdon, R.** (2004). *HLM 6 for Windows* [Computer software]. Lincolnwood, IL: Scientific Software International, Inc.
- **Schindler - Rangvid B.** (2003). *“Educational Peer Effects, Quantile Regression Evidence from Denmark with PISA 2000 Data”,* Chapter 3 in *Do Schools Matter?* Ph.D. thesis: Aarhus School of Business, Denmark.
- **Schneeweis N. y Winter-Ebmer R.** (2007). *Peer effects in Austrian schools.* Empirical Economics, 32, 387–409.