



Evaluación de servicios educativos: el rendimiento en los centros públicos y privados medido en PISA-2003

JORGE CALERO

Universidad de Barcelona

JOSEP-ORIOL ESCARDÍBUL

Universidad de Barcelona

Recibido: Enero, 2007

Aceptado: Octubre 2007

Resumen

Este artículo tiene como objetivo principal conocer el efecto del tipo de centro educativo y, en concreto, su titularidad (pública o privada) sobre los resultados de los usuarios del sistema educativo español. El análisis empírico se basa en la aplicación de técnicas de regresión multinivel a los datos procedentes de la evaluación efectuada en el programa PISA-2003, de la OCDE. Los resultados del análisis dan respaldo a la hipótesis de trabajo, en la que se afirma que las diferencias de puntuaciones que se observan a favor de los centros privados no vienen explicadas por la titularidad del centro, sino por otras variables referidas a los usuarios (individuales y familiares), a sus compañeros y al propio centro.

Palabras clave: financiación de la educación, evaluación de servicios públicos, rendimiento educativo, análisis multinivel, programa PISA.

Clasificación JEL: H52, I21, I28

1. Presentación. La evaluación de los servicios educativos mediante el Programa PISA

Este artículo tiene como objetivo principal conocer el efecto del tipo de centro educativo y, en concreto, su titularidad (pública o privada) sobre los resultados educativos de los usuarios del sistema de enseñanza español. Tal objetivo resulta especialmente relevante, desde el punto de vista de la economía del sector público, en un contexto en el que la financiación pública educativa se canaliza hacia los centros públicos y, también, hacia la mayor parte de los privados¹. La dificultad que este tipo de análisis ha tenido tradicionalmente estriba en la necesidad de separar el efecto aislado de la titularidad de los centros con respecto tanto a las características de los individuos que acuden a ellos como a otras características del centro diferentes de la titularidad. Entre las primeras, destacan factores como el capital humano de los padres (educación y cultura), el origen social y la nacionalidad; entre las segundas, las características socioeconómicas de los *peers*.

La dificultad que hemos mencionado puede ser superada gracias a la reciente disponibilidad de una fuente de información tan rica como la proporcionada por el *Programme for International Student Assessment (PISA)*, de la OCDE. En PISA se efectúa una evaluación de los conocimientos de los escolares a la edad de 15 años. El programa se ha desarrollado por el momento en dos ediciones (2000 y 2003) y se está desarrollando una tercera en 2006. En la edición de 2003, cuyos datos referidos a España utilizamos en este artículo, participaron 41 países; la muestra para el conjunto de países se eleva a 276.165 individuos matriculados en 10.274 centros escolares, que representan a unos 20 millones de alumnos de 15 años.

En PISA se evalúa el rendimiento de los alumnos en cuatro ámbitos: comprensión lectora, comprensión de textos científicos, matemáticas y resolución de problemas. En todos ellos, las pruebas dan énfasis al dominio de procesos, a la comprensión de conceptos y a la capacidad de desenvolverse en distintas situaciones. En cada una de las ediciones se trata con mayor profundidad uno de los cuatro ámbitos mencionados. En PISA-2003 el ámbito seleccionado fue el de matemáticas; en consecuencia, es el considerado en nuestro análisis.

Con objeto de proporcionar un primer acercamiento a los resultados de PISA-2003 y a la situación comparativa de los estudiantes españoles, presentamos en el cuadro 1 un resumen de puntuaciones referido a los países de la Unión Europea-15 (salvo el Reino Unido, cuya muestra no es representativa), así como los valores medios correspondientes a la OCDE. En el cuadro se observa la menor puntuación promedio de los alumnos españoles respecto a las medias de la OCDE en los cuatro ámbitos. En 2003 la muestra española era representativa, además de para el conjunto del territorio, para tres Comunidades Autónomas: Castilla y León, Cataluña y el País Vasco.² Se puede observar cómo Castilla y León obtiene mejores resultados que la media OCDE en todas las pruebas, Cataluña en comprensión de textos científicos y el País Vasco en comprensión lectora y matemáticas. Sin embargo, tanto las tres Comunidades como el conjunto español distan significativamente de los países con una mayor puntuación.

Una primera aproximación al objetivo de nuestro artículo lo proporciona el simple tratamiento bivariante de la relación entre la titularidad del centro y las puntuaciones en las pruebas de matemáticas de la evaluación de 2003: en los centros públicos la puntuación media fue de 472,1, en los privados concertados 504,6 y en los privados independientes 519,6. Estos resultados no constituyen, sin embargo, una evidencia sólida a favor de la superioridad de los centros privados en los procesos educativos en España. La hipótesis de partida con la que trabajamos en nuestro análisis es la siguiente: las diferencias de puntuaciones que se observan a favor de los centros privados no vienen explicadas por la titularidad del centro, sino por otras variables referidas a los usuarios (individuales y familiares) y al propio centro. De no rechazarse la hipótesis de partida, la titularidad podría considerarse, en realidad, como una variable que juega un papel secundario o nulo en un proceso en el que son otros los determinantes de los resultados educativos.

Con objeto de contrastar la hipótesis de partida y de investigar las consecuencias que de tal contraste se desprenden, se han organizado los contenidos del resto del artículo del siguiente modo: en el apartado 2 se expone una revisión y síntesis de la literatura relaciona-

Cuadro 1
RESULTADOS DE PISA-2003: PAÍSES DE LA UNIÓN EUROPEA Y MEDIA OCDE

	Puntuación en comprensión lectora	Puntuación en comprensión de textos científicos	Puntuación en comprensión de las matemáticas	Puntuación en solución de problemas
Alemania	491	502	503	513
Austria	491	491	506	506
Bélgica	507	509	529	525
Dinamarca	492	475	514	517
España	481	487	485	482
<i>Castilla y León</i>	499	502	503	505
<i>Cataluña</i>	483	502	494	493
<i>País Vasco</i>	497	484	502	498
Finlandia	543	548	544	548
Francia	496	511	511	519
Grecia	472	481	445	449
Irlanda	515	505	503	498
Italia	476	486	466	470
Luxemburgo	479	483	493	494
Países Bajos	513	524	538	520
Portugal	478	468	466	470
Suecia	514	506	509	509
Total OCDE ¹	488	496	489	490
Media OCDE ¹	494	500	500	500

(1) "Total OCDE" corresponde a la media ponderada, donde el peso de cada país está en función del número de alumnos que aporta al estudio; "Media OCDE" corresponde a la media aritmética entre países. Ambas medias incluyen al Reino Unido, que no se considera aisladamente por la falta de representatividad de su muestra.

Fuente: OECD (2004).

da con nuestra hipótesis de partida, componiendo el "estado de la cuestión" del que se ha partido al realizar este artículo. En el apartado 3 se describe la metodología empleada (análisis de regresión multinivel) y su adecuación al problema que abordamos. En el apartado 4 se presentan las características de la muestra y las variables consideradas. En el apartado 5 se exponen y analizan los resultados de los análisis que hemos efectuado. El apartado 6 recoge las conclusiones del estudio, junto con una serie de reflexiones que vinculan tales conclusiones con las políticas públicas en el terreno de la educación.

2. Revisión de la evidencia empírica

Con objeto de ubicar nuestro trabajo en el marco de la investigación ya realizada previamente por otros autores, presentamos en este apartado una revisión y síntesis de los principales estudios que han abordado anteriormente los temas tratados en este artículo. Estructuramos esta revisión del siguiente modo: en primer lugar consideramos los estudios que han intentado (como es nuestro caso) precisar el efecto de la titularidad del centro sobre los resultados académicos de los alumnos; posteriormente se revisan una serie de estudios que aportan información indirecta sobre la misma cuestión, al centrarse en el efecto de varia-

bles de control susceptibles de ser utilizadas en el proceso de determinación del efecto de la titularidad. Este segundo grupo lo dividiremos, a su vez, en función de los diversos tipos de variables (socioeconómicas de la familia, características de los compañeros *-peers-* y, finalmente, recursos materiales y personales de los centros).

2.1. Efecto de la titularidad del centro sobre los resultados de los alumnos

El estudio inicial de Coleman *et al.* (1982) y, posteriormente, el de Coleman y Hoffer (1987), aplicados ambos al caso de los Estados Unidos, daban soporte a la hipótesis (llamada consecuentemente hipótesis Coleman-Hoffer) de que el rendimiento de los estudiantes, especialmente el de aquellos procedentes de los estratos sociales más bajos, era mejor en las escuelas religiosas privadas que en las escuelas públicas comparables.

A partir de dichos estudios, muchos análisis, dentro y fuera de Estados Unidos, han abordado el efecto del tipo de centro sobre los resultados de los alumnos (especialmente en centros de secundaria), sin alcanzar un resultado concluyente. Así, en función del tipo de variables dependientes utilizadas (diversas pruebas nacionales o internacionales), de las variables de control consideradas (personales, familiares y de centro) y del método de análisis, el contraste de la hipótesis Coleman-Hoffer arroja distintos resultados.

Veamos esta cuestión con más detalle: un primer grupo de análisis señalan la existencia de un efecto positivo, aunque limitado, de los centros privados sobre los resultados, incluso tras controlar por el entorno socioeconómico de los individuos. En este grupo se sitúan los estudios aplicados al caso de Estados Unidos de Hanushek (1986), Miller y Moore (1991), Evans y Schwab (1995), Figlio y Stone (1997), Neal (1997), Stevans y Sessions (2000), Opdenakker y Van Damme (2006), así como los aplicados a países en desarrollo efectuados por Cox y Jiménez (1991), Jiménez *et al.* (1991) y Angrist *et al.* (2002). Utilizando datos de PISA-2000 referidos a 19 países Corten y Dronkers (2006) encontraron un respaldo empírico “modesto” a favor de la hipótesis Coleman-Hoffer, en tanto que las escuelas privadas financiadas con fondos públicos aparecen como relativamente más eficaces para los alumnos procedentes de los estratos sociales más bajos.

Un segundo grupo de estudios arrojan como resultado que el tipo de centro tiene un efecto nulo sobre los resultados de los alumnos al controlar por el entorno socioeconómico de los individuos. En este grupo se sitúan análisis aplicados a Estados Unidos como los de Noell (1982), Gamoran (1996), Goldhaber (1996), Sander (1996), Dronkers (2004) y Altonji *et al.* (2005), un estudio aplicado al Reino Unido, Smith y Naylor (2005), y otro, Somers *et al.* (2004), con datos de diversos países latinoamericanos. Dos estudios recientes en los que ya se emplean datos de PISA, como Fertig (2003) y Abburrà (2005), referidos respectivamente a Alemania y a Italia, se encuadran en este mismo grupo.

En un tercer grupo de trabajos se describe cómo acudir a un centro privado no tiene un efecto consistentemente positivo sobre el rendimiento; se aprecian en estos estudios efectos

diferentes de los distintos tipos de centros privados. Es el caso de Dronkers y Robert (2004), quienes con datos de PISA-2000, para 19 países de la OCDE, señalan que *-ceteris paribus-* la asistencia a escuelas concertadas (respecto a las públicas) incide positivamente sobre los resultados, si bien la asistencia a centros privados independientes tiene un efecto negativo. Barbetta y Turati (2003), con una muestra de escuelas del Piamonte (Italia), demuestran que las escuelas privadas sin ánimo de lucro (religiosas) provocan resultados mejores que los centros públicos, pero las escuelas privadas con ánimo de lucro provocan peores resultados que las públicas.

Un cuarto grupo de estudios, minoritarios, dan soporte a una hipótesis opuesta a la Coleman-Hoffer y apuntan a que la titularidad privada de las escuelas incide negativamente sobre el resultado de los alumnos. En este grupo se sitúan los trabajos de Kirjavainen y Loikkanen (1998) para Finlandia y Newhouse y Beegle (2006) para Indonesia.

2.2. Efecto de diferentes tipos de variables de control

Como se ha visto en el apartado anterior, la evidencia acerca del efecto de la titularidad del centro dista de ser concluyente. Los resultados son parcialmente dependientes del tipo de variables de control. Nos centraremos en este apartado en cómo se han incorporado éstas a los análisis y su incidencia sobre los resultados, teniendo en cuenta, además, que algunas de tales variables son empleadas en nuestro estudio empírico. Para ello, distinguiremos entre tres grupos en función del tipo de variable.

Variables relativas al entorno socioeconómico familiar

A partir del informe pionero de Coleman *et al.* (1966), numerosos estudios han mostrado la incidencia de distintas características familiares sobre los resultados de los alumnos. Nos referimos a características como el nivel educativo, cultural y económico de los padres, su posición social en términos de clase u ocupación, al apoyo que prestan en el proceso de aprendizaje de los alumnos; en este mismo grupo de estudios deben encuadrarse los referidos al efecto de las estructuras familiares y de la condición de inmigrante de las familias. Entre los aplicados al caso de Estados Unidos resultan remarcables los estudios y revisiones al respecto de Hanushek (1979), Datcher-Loury, (1988), Haveman y Wolfe (1995), Hanushek y Luque (2003) y Chiswick y DebBurman (2004), donde ha quedado bien establecida la muy elevada incidencia de las características socioeconómicas familiares sobre los resultados. Específicamente centrado en el efecto negativo de la condición de inmigrante de la familia (especialmente de primera generación) destaca el trabajo de Chiswick y DebBurman (2004); otros análisis se centran en los diferentes resultados alcanzados por distintos grupos étnicos: en comparación con los blancos no-hispanos, los asiáticos alcanzan mejores resultados y los hispanos, peores, según Portes y Rumbaut (1990), Rong y Grant (1992) y Kao y Tienda (1995). Sin embargo, Sander (1996) no observa diferencias al incluir el entorno sociocultural en el análisis.

En estudios referidos a ámbitos diferentes al norteamericano, Kirjavainen y Loikkanen (1998) y Häkkinen *et al.* (2003) destacan el efecto positivo de la educación de los padres sobre los resultados de los alumnos en Finlandia. Robertson y Symons (1996) y Feinstein y Symons (1999), en el ámbito del Reino Unido, encuentran un importante efecto positivo del interés de los padres en la educación de los alumnos (y, en menor medida, de la clase social, la estructura familiar y su educación); Ermisch y Francesconi (2001) destacan el efecto positivo de la educación de los padres, junto con la renta y la estructura familiar también en el Reino Unido.

En un análisis con datos procedentes de la prueba TIMSS (*Third International Mathematics and Science Study*), en el que se trabaja con los resultados de 39 países, Woessmann (2003) señala el efecto positivo de la educación de los padres y, especialmente, de los recursos culturales de la familia. Refiriéndose a Corea del Sur, Kang (2007) da énfasis al papel del nivel educativo de los padres y la disponibilidad de recursos culturales y educativos en el hogar; Maani y Kalb (2007), para Nueva Zelanda, señalan la importancia la renta familiar y los estudios de la madre, factores que también son significativos según Mizala *et al.* (2007) en Chile.

En España, en una evaluación de los resultados de las PAU (curso 2001-2002) de alumnos de 79 centros públicos de la Comunidad Autónoma de Extremadura, Cordero *et al.* (2005) concluyen que, además de la capacidad de los alumnos (medida por el expediente académico previo), el estatus socioeconómico (renta, profesión y educación) de los padres incide positiva y significativamente. Asimismo, Muñiz (2001) analiza los resultados de 62 institutos públicos de Asturias (curso 1996-1997) y concluye que éstos dependen en buena medida de las características personales y familiares de los alumnos (ingresos y expectativa educativa de los padres entre otros factores). En un estudio similar para 35 escuelas públicas de secundaria en la provincia de Zaragoza (curso 1993-1994), Mancebón y Bandrés (1999) también destacan el efecto positivo tanto de las expectativas de los alumnos como de que los padres se involucren en la escuela. Finalmente, el análisis de los resultados de matemáticas en la evaluación de PISA-2000, desarrollado por Santín (2006), muestra la incidencia positiva del nivel de estudios del padre, así como de los recursos educativos y culturales disponibles en el hogar.

Como elemento general relativo a la importancia de las variables familiares a las que nos referimos, conviene señalar cómo, según Dronkers (2006), los efectos de la ocupación de los padres sobre los resultados educativos han reducido progresivamente su importancia durante las últimas décadas del siglo XX; sin embargo, el efecto de la educación de los padres se ha mantenido invariable.

Variabes relativas a las características de los compañeros (peers)

Tanto el informe de Coleman *et al.* (1966) como los estudios posteriores de Summers y Wolfe (1977), Henderson *et al.* (1978), Case y Katz (1991), Feinstein y Symons (1999),

Hoxby (2000), Zimmer y Toma (2000), Sacerdote (2001), Hanushek *et al.* (2003), Zimmerman (2003), Dills (2005), Kang (2007) y Maani y Kalb (2007) defienden la importancia de los *peers*, o compañeros de escuela o clase, en el desarrollo académico de los alumnos. Entre los aspectos que participan en este tipo de análisis figura el nivel socioeconómico y los resultados académicos de los compañeros de escuela (o clase), ambos con una incidencia positiva sobre los resultados de los alumnos. Otros estudios, minoritarios, apuntan a la inexistencia de efectos generados por los compañeros o a que éstos son muy reducidos; es el caso de Angrist y Lang (2004), Arcidiacono y Nicholson (2005) y Lefgren (2004).

En el estudio de Hanushek *et al.* (2003) mencionado, aplicado a alumnos de primaria de Texas, se constata que los *peers* inciden sobre el conjunto de alumnos de distinto logro académico de un modo homogéneo, con la única excepción de los alumnos situados en el cuartil superior de resultados, quienes apenas son influidos por sus compañeros. Del mismo modo, en su estudio con datos de la prueba TIMSS para Corea del Sur, Kang (2007), además de constatar el efecto de los *peers* sobre los resultados, señala también que dicho efecto es mayor sobre los estudiantes con peores resultados. La evidencia en torno a que los estudiantes en peor situación académica y/o socioeconómica son los que más se benefician de una composición mixta de las aulas y centros también se observa en Evans *et al.* (1992), Rumberger y Willms (1992), Glewwe (1997) y Dills (2005), entre otros. Parece, en consecuencia, que la agrupación de los alumnos según su capacidad beneficiará más a los mejores mientras que la mezcla de capacidades resultará más beneficiosa para los peores.

En el caso español, Santín (2006), mediante un análisis de árboles de decisión, describe un efecto positivo de los resultados de los *peers* sobre los resultados de lectura en la evaluación de PISA-2000, pero no encuentra este efecto en los resultados de matemáticas; Santín explica este fenómeno sugiriendo que se produce un aprendizaje más colectivo en el área del lenguaje y más individualizado en el matemático.

También se ha analizado el efecto que tiene sobre los resultados la concentración en aulas y centros de alumnos con determinadas características étnicas. A este respecto, los estudios para el caso de Estados Unidos de Bankston y Caldas (1996), Betts (1998) y Mickelson y Heath (1999) indican que la concentración de alumnos de alguna etnia minoritaria tiene efectos negativos sobre los resultados académicos de los propios estudiantes de las etnias consideradas. Además, Goldhaber y Brewer (1996) demuestran que el porcentaje de alumnos de minorías étnicas incide negativamente sobre el resultado del conjunto de alumnos. En un análisis sobre la presencia de inmigración en las escuelas de secundaria del Piamonte, Barbetta y Turati (2003) concluyen que el número de inmigrantes tiende a empeorar los resultados. Un resultado opuesto a las conclusiones más extendidas es el aportado por Link y Mulligan (1991): estos autores llegan a la conclusión, referida exclusivamente a los estudiantes afroamericanos, de que su concentración tiende a mejorar sus resultados.

Variables relativas a los recursos (materiales y personales) de los centros

Los análisis y revisiones de estudios de Heyneman y Loxley (1983), Hanushek (1986, 1997, 2003), Betts (1995), Akerhielm (1995), Bradley et al (2001), Woessmann (2001) y Hanushek y Luque (2003) proporcionan evidencias contradictorias acerca del efecto de distintas variables relacionadas con los recursos escolares (gasto por alumno, recursos materiales, ratio profesor-alumno o tamaño de clase) sobre los resultados educativos. Como ejemplos de estudios con resultados dispares, mientras que en un análisis de panel, con todas las escuelas de secundaria de Inglaterra (periodo 1993-1998), Bradley *et al.* (2001) indican que el aumento de la ratio profesores-alumnos sí mejora los resultados, el análisis de Woessmann (2003), con datos de la evaluación TIMSS en 39 países, muestra cómo un mayor gasto por alumno y un menor tamaño de clase *empeoran* los resultados.

Como señalan Borland *et al.* (2005), los efectos de las variables de recursos sobre el logro académico son poco claros debido a alguno de los cuatro errores en los que incurren los estudios empíricos: uso de la ratio profesor-alumno (en ausencia de información sobre el tamaño de la clase), existencia de errores de especificación al no incluir variables familiares o personales, no consideración de la presencia de endogeneidad entre el tamaño de la clase y los resultados académicos y, finalmente, uso de una forma funcional incorrecta al relacionar la variable explicativa con el logro académico. En su estudio de 30.000 alumnos de tercer grado del curso 1989-1990, en Kentucky, tras solucionar los cuatro problemas señalados, concluyen que el tamaño de la clase incide positivamente sobre los resultados de alumnos en matemáticas, ciencias, lenguaje, lectura y ortografía, pero de manera decreciente (no monótona), de modo que existe un punto óptimo en el tamaño de la clase.

Al analizar la relación entre tamaño de la escuela y resultados de los alumnos nos encontramos con que las conclusiones de los diferentes estudios no son coincidentes: Bradley y Taylor (1998) y Barnett *et al.* (2002) encuentran una asociación positiva entre ambos; sin embargo, en un examen internacional de las pruebas TIMSS, Hanushek y Luque (2003) concluyen que el tamaño escolar no incide significativamente (salvo en algún país) sobre los resultados.

Por otra parte, como indican Mancebón y Muñiz (2003) tras revisar 42 estudios nacionales e internacionales publicados entre 1980-2002, debe considerarse que la falta de una incidencia clara de las condiciones físicas y estructurales de los centros sobre los resultados puede deberse, además de a errores de medición, a que los análisis se aplican a países desarrollados con dotaciones de recursos aceptables y bastante similares.

Respecto al efecto de los recursos personales (profesorado) de los centros, la evidencia empírica muestra que las variables relacionadas con la propia consideración de los profesores (autoestima, motivación o satisfacción en el trabajo) inciden positiva y significativamente sobre los resultados. También provocan un efecto positivo, para la mayor parte de los estudios, determinadas variables relacionadas con la capacidad docente, como la experiencia laboral —no la edad—, la capacidad de comunicación o el nivel educativo de los profesores.

Sin embargo, no se observa que el salario recibido por éstos tenga un efecto significativo. Estas tendencias han sido observadas en análisis y revisiones de estudios para diversos países, como las de Hanushek y Luque (2003) y Mancebón y Muñiz (2003), así como para los casos específicos de Estados Unidos (Borland *et al.*, 2005; Goldhaber y Brewer, 1996) y Finlandia (Häkkinen *et al.*, 2003).

En España, el estudio de Santín (2006), basado en los datos de PISA-2000, señala la ausencia de un efecto significativo de los recursos materiales y personales de los centros sobre los resultados. Ahora bien, un análisis de eficiencia de Mancebón y Bandrés (1999), para 35 escuelas públicas de secundaria en la provincia de Zaragoza (curso 1993-1994) destaca el efecto positivo de factores relacionados con la escuela, tales como una localización urbana, que exista estabilidad y experiencia en las plantillas de profesorado, un buen clima de enseñanza y que los profesores se preocupen por las notas de sus alumnos.

La evidencia empírica, que resulta suficientemente clara al referirnos al efecto de las variables relativas al entorno socioeconómico familiar y al efecto de las variables relativas a las características de los compañeros, resulta, pues, considerablemente más frágil y no concluyente cuando abordamos el efecto de los recursos de los centros.

3. Metodología de análisis

A continuación se presenta la metodología utilizada en el análisis empírico. En primer lugar se justifica la utilización de un análisis de regresión multinivel con datos como los provenientes de PISA-2003; en segundo lugar se detalla el modelo de regresión utilizado en el análisis empírico; finalmente, se mencionan algunos aspectos vinculados con el método de cálculo.

3.1. Descripción y aplicación a PISA de la regresión multinivel

El análisis empírico de esta investigación se basa en la aplicación de técnicas de regresión multinivel. Éstas permiten tener en cuenta un aspecto determinante en la evaluación de servicios educativos: los alumnos forman parte, o están “anidados”, en un nivel superior (las escuelas). Asimismo, los modelos multinivel permiten conocer no sólo el valor promedio de los efectos de las variables explicativas sobre la dependiente, es decir, el valor correspondiente al conjunto de unidades de los niveles superiores (escuelas, distritos, países, etc.), sino también la variación de los efectos en dichos niveles.

El análisis multinivel es especialmente adecuado en estudios con datos como los proporcionados en la evaluación de PISA, ya que éstos provienen de dos niveles (alumnos y escuelas). En este caso, si deseamos analizar el efecto de una variable (por ejemplo, el entorno socioeconómico de los estudiantes) sobre otra (los resultados), mientras que el aná-

lisis de regresión lineal simple dará como resultado una única “recta” de regresión, supongamos con pendiente positiva, para el conjunto de la población, el análisis multinivel generará múltiples rectas, una por escuela. En el primer tipo de análisis se observará, por ejemplo, que el entorno socioeconómico y los resultados académicos se relacionan positivamente; sin embargo, mediante el análisis multinivel aplicado al mismo conjunto de datos se podrían alcanzar dos conclusiones diferentes. La primera de ellas sería que los resultados dependen fuertemente del entorno socioeconómico familiar de los alumnos (como en el análisis de regresión simple, aunque con distintos valores para las diferentes escuelas). En la segunda, los resultados dependen escasamente del entorno socioeconómico familiar y las variables se relacionan positivamente debido a que las escuelas que cuentan con estudiantes de un entorno social más favorable obtienen mejores resultados; asistir a esas mejores escuelas sí depende del estatus socioeconómico familiar (efecto inobservable en el análisis de regresión lineal).

Asimismo, el análisis multinivel permite analizar si el efecto de las variables explicativas sobre la dependiente difiere entre escuelas, es decir, si existe una alteración de la pendiente de regresión y no sólo del término constante. En un supuesto extremo, podría suceder que la relación entre el entorno socioeconómico de los estudiantes incidiera positivamente en unas escuelas y negativamente en otras. En ese caso, el análisis de regresión simple señalaría la ausencia de relación entre ambas variables (se mostraría la relación promedio), mientras que el análisis multinivel permitiría observar la disparidad mencionada.

De la revisión de las características del análisis multinivel que hemos efectuado en este apartado se desprende que es ésta una metodología adecuada a los objetivos del estudio, resultando, además, novedosa.

3.2. Descripción del modelo econométrico

Un análisis multinivel permite descomponer la varianza de los resultados en distintos niveles (en PISA, los estudiantes y las escuelas, así como entre los países si se realiza un análisis centrado en las comparaciones internacionales); asimismo, pueden conocerse los efectos de las variables explicativas sobre la dependiente para cada unidad de los niveles superiores. Con referencia al primer aspecto, mediante una regresión multinivel puede calcularse el peso que tienen las escuelas en el total de la varianza de los resultados (es decir, cuánto difieren los centros en los resultados medios de sus alumnos), tal y como se explica a continuación. De las ecuaciones (1) y (2), donde “i” se refiere a los alumnos (nivel 1) y “j” a las escuelas (nivel 2):

$$Y_{ij} = \alpha_j + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

$$\alpha_j = \gamma_0 + \mu_j \quad (2)$$

Y_{ij} corresponde al resultado (esperado) en matemáticas del alumno “i” en la escuela “j”, que se compone de:

- α_j : resultado promedio para la escuela “j”, formado por el resultado del conjunto de escuelas (γ_0) y la desviación de la escuela “j” respecto a dicha media (μ_j).
- ε_{ij} : desviación del resultado del individuo “i” respecto al resultado promedio de la escuela “j” a la que pertenece.

De este modo, existen dos partes aleatorias en el modelo: μ_j , referida a las escuelas (con media 0 y varianza τ^2) y ε_{ij} , relacionada con los individuos (también con media 0 y varianza σ^2). Mediante el cálculo del coeficiente de correlación intraclase (ρ), obtenido a partir del modelo multinivel sin variables explicativas, puede conocerse cuánto representa la varianza entre escuelas respecto a la varianza total. En consecuencia, si $\rho = 0$, es innecesario el uso de estimaciones multinivel.

$$\rho = \frac{\text{varianzas entre escuelas}}{\text{varianza entre escuelas} + \text{varianza dentro de las escuelas}} = \frac{\tau^2}{\tau^2 + \sigma^2} \quad (3)$$

Una vez descrito el modelo de regresión multinivel sin variables, a continuación se amplía el análisis con la introducción de variables independientes que, además, permiten calcular qué partes de la varianza (entre escuelas y dentro de las escuelas) son explicadas por dichas variables. En la ecuación (4) X_{ij} es una variable explicativa asociada al individuo “i” en la escuela “j”. Asimismo, la ecuación (5) muestra el carácter parcialmente aleatorio del término constante:

$$Y_{ij} = \alpha_j + \beta_j X_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (4)$$

$$\alpha_j = \gamma_0 + \mu_j \quad (5)$$

La ecuación (4) puede alterarse permitiendo que varíe también la pendiente de la regresión (β), es decir, que el efecto de X_{ij} sobre Y_{ij} pueda variar entre escuelas. En este caso, como muestran las ecuaciones (7) y (8), tanto α_j como β_j tienen un componente fijo y otro variable:

$$Y_{ij} = \alpha_j + \beta_j X_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (6)$$

$$\alpha_j = \gamma_0 + \mu_j \quad (7)$$

$$\beta_j = \gamma_1 + \pi_j \quad (8)$$

Finalmente, los efectos fijos y variables pueden combinarse en una única ecuación de regresión. A modo de ejemplo, las ecuaciones (6), (7) y (8) puede transformarse en:

$$Y_{ij} = \gamma_0 + \gamma_1 X_{ij} + \pi_j X_{ij} + \mu_j + \varepsilon_{ij} \quad (9)$$

En nuestro estudio, el modelo econométrico tiene la forma de las ecuaciones (10) a (12), donde se permite la variación entre escuelas del término constante y la pendiente, así como interacciones entre variables de distintos niveles. En dichas ecuaciones, X_{kij} representa la

característica “k” del alumno “i” que pertenece a la escuela “j”, variable explicativa de nivel 1, y Z_{ij} la característica “I” de la escuela “j”, variable de nivel 2:

$$Y_{ij} = \alpha_j + \sum_{k=1}^n \beta_{kj} X_{kij} + \varepsilon_{ij} \quad (10)$$

$$\alpha_j = \gamma_0 + \sum_1 \gamma_{kl} Z_{lj} + \mu_{kj} \quad (11)$$

$$\beta_{kj} = \gamma_1 + \sum_1 \gamma_{kl} Z_{lj} + \pi_{kj} \quad (12)$$

3.3. Método de cálculo

En PISA se proporcionan cinco valores posibles (VP) como resultados de cada alumno en cada ámbito de análisis (véase el apartado 4.2). En el cálculo de estimadores deben utilizarse los cinco VP de un determinado modo: se llevan a cabo los cálculos de los estadísticos para cada VP y con posterioridad se toma la media de los valores resultantes. No resultaría correcto tomar el valor medio de los cinco VP y calcular posteriormente los estadísticos ya que, en este procedimiento, se introduciría un sesgo en la estimación (OECD, 2005). En realidad, para el cálculo de los estadísticos se utilizan los cinco PV y 80 réplicas³ que proporciona PISA, que permiten obtener estimadores eficientes. El uso de replicaciones es necesario debido al modo de selección de la muestra de PISA (en dos etapas: primero las escuelas y posteriormente los estudiantes), que provoca que los alumnos escogidos tengan unas características más parecidas entre sí que cuando la muestra se escoge mediante elección aleatoria simple. En consecuencia, los estimadores obtenidos por los métodos tradicionales de cálculo no resultan eficientes (OECD, 2005).

Para abordar el problema de la falta de respuestas de los individuos en algunas variables (*missings*), se ha optado por crear una variable que contiene el valor medio de la variable para aquellas observaciones con valores *missing* y el valor real cuando existe, así como incluir en el modelo, además, una variable *dummy* que separa a los individuos con casos perdidos en una determinada variable de aquellos que sí proporcionan algún valor. Este procedimiento presenta la ventaja de mantener el conjunto de la muestra obteniendo, sin embargo, los mismos coeficientes de los parámetros estimados que se obtendrían si se evitaran los casos perdidos, así como observar el efecto diferenciado de una variable para los casos que aportan o no información (Allison, 2002; Willms y Smith, 2005).⁴

4. Descripción de la muestra y de las variables utilizadas

A continuación se describen algunas particularidades de la muestra de PISA-2003 en España, así como de las variables que se incluyen en nuestro modelo de regresión.

4.1. Los datos

La muestra de PISA tiene un diseño estratificado. En España, las variables de estratificación son las siguientes: tamaño de la escuela (2 niveles); tipo de escuela (pública y privada); código postal (provincias y distritos); modalidad de enseñanza en el País Vasco (3 tipos); y tamaño de ciudad en Cataluña (3 niveles). La muestra es bietápica; las escuelas con estudiantes de 15 años constituyen las unidades de la primera etapa del muestreo y los alumnos la segunda. Las cifras correspondientes a la muestra y a la población base representada por ella se detallan en el cuadro 2.⁵

Cuadro 2
POBLACIÓN BASE Y MUESTRA SELECCIONADA
(ALUMNOS Y CENTROS EDUCATIVOS). PISA-2003: ESPAÑA

Población base	369.991
Alumnos evaluados	10.791
Alumnos evaluados (corregidos mediante factor de elevación)	344.372
Porcentaje de alumnos evaluados sobre población base	93,1
Centros educativos evaluados	383

Fuente: OECD (2005).

4.2. Las variables

La variable dependiente es el resultado de los alumnos en el conjunto de pruebas del ámbito matemático. Ahora bien, los resultados no recogen la puntuación directa de los alumnos en el test sino que, como se ha señalado en el apartado 3.3, se refieren a un rango de VP para cada estudiante, en función de sus respuestas, la dificultad de las preguntas y un conjunto de variables condicionantes, vinculadas con el entorno familiar y escolar. Estos resultados, a su vez, tienen ciertas calibraciones y adaptaciones (para mejorar la calidad de los mismos) de ámbito nacional e internacional, así como un tratamiento para la falta de respuesta. El rango de VP reduce el error de medición, así como el sesgo de inferencia debido a la medición de un inobservable (la capacidad del alumno) a través de un test con un reducido número de preguntas. Es preciso señalar que al utilizar los datos de PISA sobre los resultados se está asumiendo el conjunto de supuestos aplicados por la OCDE para elaborar los valores posibles (véase OECD, 2005).

Las variables explicativas pertenecen a dos niveles: estudiantes y escuelas. Con respecto al primer nivel, los alumnos proporcionan información relacionada con aspectos personales, familiares y de actitud hacia la escuela, las matemáticas y su aprendizaje. Con respecto al segundo, los directores informan acerca de las características del centro, sus recursos (de personal y material), los criterios de admisión de alumnos y los procesos de enseñanza-aprendizaje. Las variables explicativas son de tres tipos: cuantitativas, que provienen de las respuestas a los cuestionarios; índices que resultan de la transformación de una o más variables; e índices escalados, mediante la “Teoría de respuesta al ítem”⁶. En los cuadros anexos A1 a A3 se definen brevemente las variables explicativas; nos detendremos a conti-

nuación, sin embargo, en explicar algunas variables que no tratamos tal y como aparecen en PISA.

Respecto al entorno familiar, la variable de categoría ocupacional se construye a partir de la ocupación del padre y de la madre. En PISA se clasifica a los individuos en cuatro grupos: “profesionales de cuello blanco altamente cualificados”, “de cuello blanco poco cualificados”, “de cuello azul altamente cualificados” y “de cuello azul poco cualificados”.⁷ En el análisis empírico estas categorías permiten definir cuatro variables dicotómicas, tanto para el padre como para la madre, como se observa en el cuadro anexo A1.

La composición social de la escuela se genera a partir de la información sobre las ocupaciones de los padres y madres de los alumnos que asisten a una determinada escuela. Para ello, en primer lugar se selecciona la ocupación más cualificada de entre las que desarrollan los dos progenitores; posteriormente se asigna a cada escuela un nivel correspondiente al valor modal de los obtenidos en el primer paso. En consecuencia, la composición social de la escuela se define mediante tres variables: centro con predominio de padres de alumnos de cuello blanco cualificado, de cuello blanco no cualificado y de cuello azul (las dos categorías asociadas con cuello azul se agrupan en una sola debido a que la práctica totalidad de cuello azul corresponden al grupo de cualificados). Asimismo, el clima educativo de la escuela se refleja en una variable que es la media de los años de escolarización de los padres y madres (se considera el mayor de ambos) de los alumnos que asisten a un determinado centro.

En los cuadros del anexo A4 y A5 se presentan los principales estadísticos que describen a las variables explicativas. El primero incluye aquellas variables con información proporcionada por los estudiantes, mientras que el segundo recoge las variables construidas con la información proporcionada por los directores de los centros.⁸ Con referencia a las variables vinculadas con la titularidad del centro, en el cuadro A5 se observa que el 64,2% de alumnos representados en la muestra asiste a una escuela de titularidad pública, el 28,1% a un centro privado concertado (financiado públicamente) y el 7,7% a escuelas privadas independientes de la financiación pública.⁹

5. Resultados del análisis multinivel

Los resultados del análisis de regresión multinivel se exponen en el cuadro 3, donde cada columna muestra los coeficientes de regresión asociados a las variables explicativas que contiene cada modelo estimado. El primer modelo (1) incorpora sólo la constante, con objeto de conocer la variación de resultados de PISA *entre* y *dentro* de las escuelas. Después se incluyen las variables explicativas sucesivamente: primero las referidas a los estudiantes y posteriormente las del centro.¹⁰ No se detecta multicolinealidad (el resultado medio del factor de inflación de la varianza es 3,7 y no supera el valor 5 para ninguna variable). Debido a la existencia de heteroscedasticidad se procede a una estimación de los parámetros con errores estándar robustos. El cuadro 4 muestra la capacidad explicativa de cada modelo propuesto.

A partir de la expresión (3) del apartado 3.2, el primer modelo permite concluir que la variación de resultados entre escuelas es un 19,6% y dentro de las mismas un 80,4% (véase la primera columna del cuadro 4). Para el conjunto de países de la OCDE estos resultados son, respectivamente, 33% y 67%, (OECD, 2004). De este modo, se observa una menor variación de los resultados entre escuelas en España que para el conjunto de países de la OCDE. En consecuencia, en nuestro país (respecto al promedio de la OCDE), las desigualdades en los resultados se sitúan en mayor proporción en los alumnos que en los centros educativos.

La introducción sucesiva de variables en los modelos 2, 3, 4 y 5 incrementa paulatinamente la capacidad explicativa del modelo. Exponemos a continuación brevemente el tipo de variables que resultan más relevantes en cada ampliación del modelo para centrarnos, a continuación, en una explicación más detallada de los resultados del modelo “completo”, es decir, el (5).

El modelo (2) incorpora un conjunto de variables personales y familiares referidas a los estudiantes. Con respecto a las variables personales, el coeficiente asociado a la variable MUJER indica una desventaja *ceteris paribus* para las alumnas. Aparece también un efecto positivo y significativo de la variable EDINFA2 (correspondiente a haber cursado más de un año de educación infantil). La expectativa educativa (EXPED), como resultaba previsible, afecta también positivamente a los resultados.

En cuanto a las variables socioeconómicas familiares, destaca la incidencia negativa de ser inmigrante. Asimismo, la actividad laboral de padres (ACTIVO) y madres (ACTIVA) tiene un efecto negativo sobre los resultados de los hijos (quizás debido a la menor presencia en el hogar que supone la actividad). Respecto a las variables ocupacionales, aunque no incide sobre los resultados la ocupación del padre, sí son significativas las variables asociadas a las madres. La educación de los padres y madres, sin embargo, no afecta de forma significativa a los resultados de los hijos. Las variables referidas a los recursos culturales físicos de la familia (ordenador, material de estudios y libros) resultan todas significativas en este modelo, aunque la variable MATESTUD dejará de ser significativa en el modelo (5).

En el modelo (3) se inicia la introducción de variables de nivel 2 (escuelas) en el análisis de regresión. En concreto, en (3) se incluyen únicamente las variables referidas a la titularidad de los centros, constatándose que, respecto a estudiar en un centro público, asistir a un centro privado concertado (CONCERT) o independiente (PRIVIND) provoca aumentos similares en los resultados de PISA.

Ahora bien, la inclusión de variables también de nivel 2 pero referidas a las características socioeconómicas del alumnado (modelo 4) provoca que se elimine toda la significatividad de las variables vinculadas con la titularidad de los centros. Se incorpora en este modelo el efecto de los compañeros sobre el proceso educativo, cuya importancia había sido ya establecida en estudios anteriores (como se ha revisado en el apartado 2). Dos variables resultan especialmente relevantes en este sentido: la presencia relativa de inmigrantes en los centros y el “clima educativo” (años de escolarización medio de los padres

de los alumnos del centro); el efecto de estas variables (negativo en el primer caso y positivo en el segundo) cancela el efecto de la titularidad del centro sobre los resultados de los alumnos.

En suma, no es la titularidad del centro la que determina en última instancia los resultados de los alumnos. La relación observada entre titularidad y resultados en el modelo (3) encubre que en las escuelas privadas se concentran aquellos alumnos que provienen de un entorno socioeconómico aventajado, produciendo un *peer effect* que mejora el resultado de los alumnos.

El modelo completo (5) permite un análisis de los resultados “estabilizados”, tras la inclusión de un grupo de variables referidas a los recursos de la escuela, el proceso de enseñanza, el tipo de aprendizaje y las actitudes de alumnos y profesores. Quisiéramos destacar cómo la inclusión de variables asociadas al centro escolar (modelos 4 y 5) no elimina la significatividad de las variables personales y familiares (salvo para ACTIVA y MATESTUD) y simplemente reduce ligeramente sus efectos, como cabe esperar en este tipo de análisis. Discutimos a continuación la incidencia de las diferentes variables explicativas sobre el resultado en el modelo completo:

Nivel 1, variables personales: el ya mencionado efecto negativo de ser mujer sobre los resultados de matemáticas se mantiene, aunque en menor medida, en el modelo completo (supone la pérdida de 12,6 puntos de resultados, un 2,6% sobre el resultado promedio). Los alumnos que han asistido a educación infantil durante más de un año tienen un resultado 6,2 puntos mayor que el resto. También el efecto positivo de la expectativa educativa se mantiene en este modelo (en 5,7 puntos).

Nivel 1, variables socioeconómicas familiares: lo más destacable en relación con este grupo de variables es el fuerte impacto negativo (11,8 puntos) que genera sobre los resultados la condición de inmigrante de la familia del alumno. Un resultado diferente al esperado es el prácticamente nulo efecto de la educación de los padres y madres; aparece únicamente una incidencia *negativa*, aunque sólo significativa al 10%, de la educación de las madres. Parece que la educación de los padres se manifiesta a través de la cultura del hogar, como muestra la significatividad de variables como ORDENADOR y, muy especialmente, LIBROS (disponer de más de 100 libros en el hogar provoca mejoras de resultados de 14,6 puntos), así como mediante la variable educativa referida a los padres de los compañeros del centro (CLIMAED). Resulta también destacable el importante efecto de las variables relacionadas con la ocupación de la madre, mientras que la ocupación del padre no incide de forma significativa sobre los resultados; este último resultado es en buena medida coincidente con la tendencia ya señalada por Dronkers (2006) y que habíamos comentado en el apartado 2.

Nivel 2, titularidad del centro: la titularidad del centro no provoca alteraciones significativas de los resultados de los alumnos, conclusión a la que ya se llegaba con el modelo (4).

Nivel 2, variables referidas a las características socioeconómicas del alumnado: resulta muy importante, en la línea de lo ya descrito por la literatura previa, el efecto que se cana-

liza a través de los compañeros de los alumnos. La presencia cuantiosa de compañeros de familias inmigrantes, recogida por la variable NONAT2, empeora los resultados en la elevada cifra de 18,4 puntos. Muy relevante, también, resulta el efecto de los años medios de escolarización de los padres de los alumnos (CLIMAED): cada año de escolarización adicional mejora el resultado en 6,4 puntos.

Nivel 2, variables referidas a los recursos de la escuela: el efecto negativo, aunque decreciente, de la variable SMRATIO (ratio de alumnos por profesor en matemáticas) respalda la hipótesis de que una mejor dotación de recursos humanos contribuye a la mejora de los resultados.

Nivel 2, variables referidas al proceso de enseñanza, al tipo de aprendizaje y las actitudes de alumnos y profesores: por lo que respecta a la organización del proceso de enseñanza, subrayaremos que la variable referida a la agrupación de estudiantes en todas las clases de matemáticas (AGRUP1) tiene un efecto negativo significativo de 12,2 puntos. Además, cada actividad adicional que realiza la escuela para estimular el aprendizaje de las matemáticas (MACTIV) incrementa en 6,3 puntos los resultados de los alumnos. A su vez, la existencia de un clima de disciplina (DISCLIM) mejora la puntuación de los alumnos en 3,4 puntos como media.

Respecto al tipo de aprendizaje, los resultados no permiten considerar como óptima una determinada práctica. Así, aunque el aprendizaje por memorización (MEMOR) incide negativamente, las variables referidas a los métodos y estrategias de estudio que acercan las matemáticas al entorno ordinario de los alumnos (ELAB y CSTRAT) no resultan significativas, como tampoco lo son la variable asociada con el aprendizaje cooperativo (COOPLRN) y el competitivo (COMPLRN).

Por último, en cuanto a las variables vinculadas con el estado de ánimo y la actitud de alumnos y profesores, mientras que el índice referido a la moral de los primeros (STMORALE) incide positivamente sobre los resultados, no resulta significativo el índice relacionado con la moral de los profesores. Asimismo, respecto a los alumnos, la ansiedad ante las matemáticas (ANXMAT) reduce la puntuación, mientras que la motivación instrumental (INSTMOT), la confianza en la resolución de problemas (MATHEFF) y el auto-concepto (SCMAT) inciden positivamente sobre los resultados.¹¹

Finalmente, el cuadro 4 muestra que a medida que se incorporan al modelo nuevos grupos de variables explicativas significativas aumenta la parte explicada de la varianza de los resultados. Así, mientras que el modelo (2) explica el 38,9% de la varianza total de los resultados, con un 34,3% para el nivel de alumnos y un 57,9% para las escuelas, en el modelo final (5) dichas cifras son, respectivamente, 53,0%, 47,4% y 76,2%. Asimismo, el análisis de regresión multinivel permite conocer el distinto efecto de las variables consideradas para el conjunto de unidades de los niveles superiores (escuelas en nuestro caso). Dado que nuestro análisis se centra en un tipo de variable de nivel 2 (la titularidad del centro) no se exponen los resultados obtenidos para las variables de nivel 1.

Cuadro 3
REGRESIÓN MULTINIVEL: ESTIMACIÓN DE EFECTOS FIJOS CON ERRORES
ESTÁNDAR ROBUSTOS (VARIABLES PERSONALES, FAMILIARES Y ESCOLARES)

Ámbito	Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	
Personal	Constante	493,1 ^a (227,2)	343,8 ^a (9,0)	340,0 ^a (8,9)	240,8 ^a (5,9)	305,2 ^a (7,9)	
	EDAD		7,5 ^a (3,0)	7,5 ^a (3,0)	7,3 ^a (3,0)	5,9 ^b (2,6)	
	MUJER		-25,6 ^a (-13,8)	-25,6 ^a (-13,8)	-25,8 ^a (-13,9)	-12,6 ^a (-7,4)	
	CURSO2 (1.º-2.º ESO)		-63,7 ^a (-9,7)	-63,3 ^a (-9,6)	-63,3 ^a (-9,6)	-61,8 ^a (-10,1)	
	CURSO3 (3.º ESO)		-44,7 ^a (-19,8)	-44,5 ^a (-19,5)	-44,9 ^a (-19,8)	-40,7 ^a (-19,0)	
	EDINFA1 (infantil 1 año)		-3,6 (-0,9)	-3,7 (-0,9)	-3,6 (-0,9)	-0,5 (-0,1)	
	EDINFA2 (infantil > 1 año)		7,1 ^b (2,2)	7,0 ^b (2,2)	7,0 ^b (2,2)	6,2 ^b (2,1)	
	EDPRIM (edad inicio primaria)		-7,9 ^a (-4,8)	-7,8 ^a (-4,8)	-7,6 ^a (-4,7)	-5,7 ^a (-3,7)	
	REPRIM (repetido primaria)		-24,5 ^a (-5,8)	-24,7 ^a (-5,8)	-24,9 ^a (-5,9)	-19,3 ^a (-4,8)	
	EXPED (expectativa educativa)		8,1 ^a (23,3)	8,1 ^a (23,3)	8,0 ^a (23,2)	5,7 ^a (18,7)	
	Familiar	INMIGRAN		-15,2 ^a (-2,9)	-15,0 ^a (-2,8)	-13,7 ^b (-2,5)	-11,8 ^b (-2,4)
		ACTIVO		-8,6 ^b (-2,4)	-8,6 ^b (-2,4)	-8,3 ^b (-2,3)	-5,8 ^c (-1,8)
		ACTIVA		-4,7 ^a (-2,9)	-4,8 ^a (-2,9)	-4,7 ^a (-2,9)	-2,5 (-1,7)
PBCUAL (padre c. blanco cual.)			1,9 (0,9)	1,8 (0,9)	1,4 (0,7)	-0,6 (-0,3)	
PBNCUAL (P. c. blanco no cual.)			-0,3 (-0,1)	-0,3 (-0,1)	-0,5 (-0,2)	-0,9 (-0,4)	
PAZCUAL (P. c. azul cualificado)			-0,5 (-0,2)	-0,4 (-0,2)	-0,2 (-0,1)	-1,4 (-0,8)	
MBCUAL (Madre c. blanco cual.)			11,2 ^a (4,7)	11,1 ^a (4,6)	10,6 ^a (4,4)	6,6 ^a (3,1)	
MBNCUAL (M. blanco no cual.)			7,7 ^a (3,9)	7,6 ^a (3,9)	7,2 ^a (3,7)	5,5 ^a (3,0)	
MAZCUAL (Madre c. azul cualif.)			6,1 ^b (2,1)	6,1 ^b (2,1)	6,3 ^b (2,1)	4,7 ^c (1,7)	
AÑOSEDPA (Años escolar. padre)			0,3 (1,4)	0,3 (1,3)	0,2 (0,8)	0,2 (0,8)	
AÑOSEDMA (Años escol. madre)			-0,2 (-1,0)	-0,3 (-1,1)	-0,4 (-1,5)	-0,5 ^c (-2,1)	
ORDENADOR			4,0 ^a (4,5)	3,9 ^a (4,4)	3,7 ^a (4,1)	2,0 ^b (2,4)	

Ámbito	Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	MATESTUD (material estudio)		2,7 ^a (2,8)	2,7 ^a (2,8)	2,7 ^a (2,8)	1,4 (1,6)
	LIBROS (> 100)		18,9 ^a (12,1)	18,8 ^a (12,1)	18,4 ^a (11,8)	14,6 ^a (10,1)
Escolar	PRIVIND (privada independiente)			9,6 ^c (1,9)	-2,0 (-0,4)	-5,7 (-1,2)
	CONCERT (privada concertada)			9,5 ^a (3,1)	-0,7 (-0,2)	-4,4 (-1,5)
	SCHLSIZE (tamaño escolar)				0,01 ^b (2,0)	0,01 (1,4)
	PCGIRLS (% chicas en la escuela)				42,1 ^a (3,3)	28,3 ^b (2,5)
	NONAT1 (inmigrantes 10%)				-2,0 (-0,7)	-2,4 (-0,9)
	NONAT2 (inmigrantes > 10%)				-14,8 ^b (-2,3)	-18,4 ^a (-3,2)
	CLIMAED (clima educativo)				7,2 ^a (7,4)	6,4 ^a (7,3)
	PREPESO (% repetidores en ESO)				0,3 ^c (1,9)	0,3 ^b (2,4)
	RATCOMP (Ordenador/ alumno)					-24,1 (-1,3)
	SMRATIO (Alumnos/prof. mat.)					-0,1 ^b (-2,6)
	SMRATIO2 (Alum/prof. Mat.) ²					0,0004 ^a (3,0)
	AGRUP1 (agrupación en todas)					-12,2 ^a (-3,3)
	AGRUP2 (agrupación en algunas)					-3,2 (-1,2)
	MACTIV (estimulación matemát.)					6,3 ^a (3,2)
	STMORALE (moral de alumnos)					4,3 ^b (2,6)
	BELONG (pertenencia a escuela)					-4,2 ^a (-6,5)
	ELECCION (de escuela)					-10,4 ^a (-4,1)
	INTMAT (disfrute matemáticas)					-1,8 ^c (-1,7)
	INSTMOT (motivac. instrumental)					4,4 ^a (5,4)
	MATHEFF (auto-eficacia)					16,1 ^a (18,4)
	ANXMAT (ansiedad ante matem.)					-6,9 ^a (-6,6)

Ámbito	Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	SCMAT (auto-concepto)					11,4 ^a (11,1)
	MEMOR (aprend. memorización)					-4,5 ^a (-5,8)
	MATFUERA (horas matem. fuera)					-2,6 ^a (-11,3)
	ALUMNOSM (núm. medio alum.)					1,8 ^a (3,7)
	ALUMNOSM2 (ALUMNOSM) ²					-0,03 ^a (-2,8)
	TEACHSUP (apoyo de profesor)					-3,3 ^a (-4,8)
	DISCLIM (clima de disciplina)					3,4 ^a (5,1)

Notas: ^a significativa al 1%; ^b significativa al 5%; ^c significativa al 10%. t-estadísticos entre paréntesis.

Cuadro 4
REGRESIÓN MULTINIVEL: VALORES ALEATORIOS

Varianzas	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Escuelas (u_j)	1.455,9	612,9	598,1	448,7	346,3
Individuos (ϵ_{ij})	5.978,1	3.925,9	3.925,7	3.924,2	3.144,0
Total ($u_j + \epsilon_{ij}$)	7.434,0	4.538,8	4.523,8	4.372,9	3.490,3
ρ	0.1958				
% de varianza explicada por las variables sobre el modelo (1): total		38,9	39,1	41,2	53,0
% varianza explicada por las variables sobre el modelo (1): alumnos (nivel 1)		34,3	34,3	34,4	47,4
% varianza explicada por las variables sobre el modelo (1): escuelas (nivel 2)		57,9	58,9	69,2	76,2

6. Conclusiones y algunas implicaciones en el terreno de las políticas públicas

El análisis multinivel aplicado a los resultados del programa PISA-2003 en España ha permitido dar respaldo empírico a la hipótesis de partida, que habíamos enunciado del siguiente modo: “las diferencias de puntuaciones que se observan a favor de los centros privados no vienen explicadas por la titularidad del centro, sino por otras variables referidas a los usuarios (individuales y familiares) y al propio centro”.

En el modelo (3), que incluía las variables personales y familiares referidas a los estudiantes y la variable de titularidad del centro, se apreciaba un efecto significativo de esta última. Sin embargo, en los modelos siguientes (4 y 5), que incorporan otras variables relativas al centro escolar, se cancela la significatividad de la titularidad. Esto indica que la relación

observada en el modelo 3 provenía de un efecto de composición. Los usuarios de las escuelas de titularidad privada provienen de un entorno socioeconómico favorable, en estas escuelas el clima educativo es mejor y acceden a ellas un número menor de inmigrantes; son estos los factores que explican, en última instancia, los mejores resultados en los centros privados. Tal conclusión guarda relación con la existencia, en España, de diferencias importantes entre los usuarios de los centros públicos y los centros privados, en cuanto a su origen socioeconómico y cultural. Esta segregación es el resultado de tres factores.

En primer lugar, la segregación urbana combinada con el criterio de zonificación en el acceso a los centros sostenidos con fondos públicos. Los centros privados, ubicados con mayor probabilidad en zonas con población de nivel socioeconómico elevado, tienen, debido a la zonificación, una mayor probabilidad de matricular a usuarios de ese nivel. La segregación urbana produce, así, segregación escolar. Además, estudios recientes (véase Fack y Grenet, 2006) demuestran la existencia de una relación de causalidad inversa: la segregación escolar -siempre en presencia de zonificación en el acceso- provoca cambios en los precios de las viviendas y, por consiguiente, en la distribución de la población entre las zonas urbanas.

En segundo lugar, las familias de mayor nivel socioeconómico y cultural efectúan una elección de centro más cuidadosa, en la que utilizan más y mejor información. En los niveles más bajos se concentran las dificultades en el acceso a la información y una percepción más difusa (o simplemente incorrecta) de los beneficios de la educación (véase Mancebón y Pérez, 2007). También la cantidad de recursos directamente monetarios invertidos en el acceso a los centros es creciente en función del nivel socioeconómico. Como fue descrito por Smith y Meier (1995) las familias “compran”, según sus recursos, compañeros del mismo medio para sus hijos.

En tercer lugar, los propios centros educativos efectúan, cuando les resulta posible, una selección de los usuarios. Los mecanismos que utilizan en este proceso han sido descritos en Villarroja (2001). En los últimos años, este proceso voluntario de selección por parte de los centros se ha enfocado, específicamente, a limitar el acceso de los usuarios de familias inmigrantes. Es preciso tener en cuenta, también, el efecto de “descreme” que se produce en las escuelas que no son capaces de seleccionar a los usuarios y ven empeorar progresivamente su proceso educativo a través de los *peer effects*; este proceso ha sido analizado recientemente por Dills (2005).

El no rechazo de la hipótesis de partida y la constatación de la importancia de la segregación y el efecto de los compañeros sobre los resultados educativos tiene importantes implicaciones en el terreno de las políticas públicas en materia de educación. Subrayaremos aquí tres de ellas.

En primer lugar, la canalización de financiación pública adicional a los centros privados no mejora, necesariamente, los resultados educativos. Como han señalado Somers *et al.* (2004), el stock de estudiantes procedente de un entorno socioeconómico favorable es limi-

tado; la financiación pública de más centros privados no conseguiría incrementarlo. La elección de un centro privado constituye, así, una buena inversión desde el punto de vista privado (de los usuarios) pero no necesariamente desde el punto de vista social.

En segundo lugar, los resultados dan énfasis a la centralidad de un objetivo de política educativa: la mezcla de estudiantes de diferente origen socioeconómico en los centros. Efectivamente, al tener tanta incidencia los *peer effects* (en nuestro estudio medidos mediante el porcentaje de inmigrantes y el clima educativo) sobre los resultados (especialmente, como conocemos por la literatura, de los estudiantes con peores resultados), las medidas que reduzcan la segregación educativa provocarán, previsiblemente, reducciones sustanciales de las desigualdades de resultados, además de incrementos en el nivel agregado de los resultados.

Finalmente, sería recomendable dar difusión a la información acerca de la aportación *real* de cada centro a los resultados educativos (es decir, la aportación debida a sus características como centro y no debida a sus usuarios). Se sitúan en esta línea, por ejemplo, las evaluaciones de los centros educativos ingleses, que se efectúan introduciendo un control en función del tipo de usuarios.¹² Al hacerse públicos los resultados las familias tienen acceso, de este modo, a información relativa a los resultados del centro “en bruto” y a los resultados en los que el centro se compara con otros comparables en cuanto al tipo de usuarios.

Notas

1. En el curso 2005-2006, en las enseñanzas no universitarias de régimen general, el 79,3% de los alumnos en centros privados asistió a centros concertados (MEC, 2007).
2. En la evaluación de 2006 se han incorporado, además de las Comunidades Autónomas participantes en 2003, Andalucía, Aragón, Asturias, Cantabria, Galicia, La Rioja y Navarra.
3. Las réplicas son valores de la variable que se obtienen de muestras que surgen de transformar la original, mediante una alteración de los pesos de la misma, de acuerdo con un algoritmo específico del método de replicación. En PISA, se estiman dichos valores con el método de replicación BRR (*balanced repeated replication*) con la modificación de Fay (véase OECD, 2005).
4. En el cuadro 3 (apartado 4), sin embargo, y con objeto de facilitar la exposición, sólo aparecerán los resultados asociados a las variables explicativas que contienen información.
5. En nuestro análisis empírico se han excluido tres centros que contenían un muy reducido número de alumnos (menos de cuatro), de modo que los centros de la muestra final tienen un mínimo de 10 estudiantes. El análisis multinivel, pues, se desarrolla con un total de 10.785 alumnos (en lugar de los 10.791 de la muestra original).
6. Estos índices se transforman para que, en el conjunto de países de la OCDE, tengan media cero y desviación estándar igual a uno. Por tanto, su interpretación no puede efectuarse individualmente, sino en comparación con la media de la OCDE.
7. Las ocupaciones que comprende la categoría de cuello blanco altamente cualificado son las siguientes: legisladores, directivos, profesionales, técnicos y profesionales asociados; las ocupaciones de cuello blanco poco cualificadas son: trabajadores de servicios, vendedores y oficinistas; cuello azul altamente cualificado: tra-

bajadores cualificados de la agricultura, pesca, manufacturas y comercio; cuello azul poco cualificado: operadores de máquinas y de planta, ensambladores y en ocupaciones elementales.

8. Los descriptivos están referidos a la muestra de estudiantes, independientemente del nivel al que pertenecen las variables, ya que la muestra es representativa respecto a la población sólo para el nivel 1.
9. La distribución poblacional de los alumnos españoles en el curso 2002-03 (periodo en el que se desarrolla la evaluación de PISA) muestra que en el segundo ciclo de ESO (donde se concentra el 96,8% de los evaluados en PISA) el 65,6% acudió a centros públicos, 30,8% a centros concertados y 3,4% a centros privados independientes. En consecuencia, la muestra de PISA contiene una buena representación de los alumnos en todos los centros salvo para estos últimos.
10. Sólo se exponen las variables que resultan significativas en alguna estimación o categoría de la variable.
11. Como sucede en otros estudios —Aburrà (2005), Fertig (2003)— algunas variables no aparecen con el signo esperado. En nuestro estudio, BELONG, ELECCION e INTMAT inciden negativamente sobre los resultados, mientras que ALUMNOSM tiene un efecto positivo (aunque decreciente). Por otra parte, lo que aparentemente puede parecer un resultado anómalo (el efecto negativo del apoyo del profesor -TEACHSUP- y del apoyo al aprendizaje mediante actividades fuera del horario escolar MATFUERA) resulta comprensible cuando la relación entre estas variables y el resultado se interpreta invirtiendo el sentido de la causalidad: los estudiantes que obtienen peor resultado en matemáticas son los que precisan de más apoyo del profesor y de más actividades fuera del horario escolar.
12. Nos referimos al sistema recientemente implementado de *value-added rankings*, propuesto, entre otros, por Glennerster (2002).

Referencias

- Aburrà, L. (2005), *As good as the others. Northern Italian students and their peers in other European regions*. Istituto Ricerche Economico Sociali del Piemonte. November.
- Akerhielm, K. (1995), "Does class size matter?" *Economics of Education Review*, 14: 229-241.
- Allison, P. D. (2002), *Missing Data*. Sage: Thousand Oaks, California.
- Altonji, J. G., T. E. Elder y C. E. Taber (2005), "Selection on observed and unobserved variables: assessing the effectiveness of catholic schools." *Journal of Political Economy*, 113 (1): 151-184.
- Angrist, J. y K. Lang (2004), "Does school integration generate peer effects? Evidence from Boston's Metco program." *American Economic Review*, 94: 1613-1634.
- Angrist, J., E. Bettinger, E. Bloom, E. King y M. Kremer (2002), "Vouchers for private schooling in Colombia: Evidence from a randomized natural experiment." *American Economic Review*, 92 (5): 1535-1538.
- Arcidiacono, P. y S. Nicholson (2005), "Peer effects in medical school." *Journal of Public Economics*, 89: 327-350.
- Bankston, C. y S. J. Caldas (1996), "Majority black schools and the perpetuation of social injustice: The influence of de facto segregation on academic achievement." *Social Forces*, 75 (2): 535-555
- Barbetta, G. y G. Turati (2003), "Efficiency of junior high schools and the role of proprietary structure." *Annals of Public and Cooperative Economics*, 74 (4): 529-551.

- Barnett, R. R., J. C. Glass, R. I. Snowdon y K. S. Stringer (2002), "Size, performance and effectiveness: cost-constrained measures of best-practice performance and secondary-school size." *Education Economics*, 10 (3): 291-311.
- Betts, J. (1998), "Educational crowding out: Do immigrants affect educational attainment of American minorities?" En D. Hamermesh y F. Bean (eds.): *Help or Hindrance? The Economic Implications for African-Americans*. New York: Russell Sage Foundation.
- Betts, J. (1995), "Does school quality matter? Evidence from the National Longitudinal Survey of Youth." *Review of Economics and Statistics*, 77: 231-250.
- Borland, M. V., R. M. Howsen y M. W. Trawick (2005), "An investigation of the effect of class size on student academic achievement." *Education Economics*, 13 (1): 73-83.
- Bradley, S. y J. Taylor (1998), "The effect of school size on exam performance in secondary schools." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 60: 291-324.
- Bradley, S., G. Johnes y J. Millington (2001), "The effect of competition on the efficiency of secondary schools in England." *European Journal of Operational Research*, 135: 545-568.
- Case, A. C. y L. F. Katz (1991), "The company you keep: the effects of family and neighbourhood on disadvantaged youths." *NBER Working Paper*, 3705.
- Chiswick, B. R. y N. DebBurman (2004), "Educational attainment: analysis by immigrant generation." *Economics of Education Review*, 23: 361-379.
- Coleman, J. S. y T. Hoffer (1987), *Public and private high schools. The impact of communities*. New York: Basic Books.
- Coleman, J. S., J. S. Campbell, E. Q. Campbell, C. J. Hobson, J. McPartland, A. M. Mood, F. D. Weinfeld y R. L. York (1966), *Equality of Educational Opportunity*. Washington, D.C.: US Department of Health, Education, and Welfare, US Government Printing Office.
- Coleman, J. S., T. Hoffer y S. Kilgore (1982), "Cognitive outcomes in public and private schools." *Sociology of Education*, 55: 65-76.
- Cordero, J. M., F. Pedraja y J. Salinas (2005), "Eficiencia en educación secundaria e inputs no controlables: sensibilidad de los resultados ante modelos alternativos." *Hacienda Pública Española*, 173 (2): 61-83.
- Corten, R. y J. Dronkers (2006), "School Achievement of Pupils From the Lower Strata in Public, Private Government-Dependent and Private Government-Independent Schools: A cross-national test of the Coleman-Hoffer thesis." *Educational Research and Evaluation*, 2: 179-208.
- Cox, D. y E. Jiménez (1991), "The relative effectiveness of private and public schools: Evidence from two developing countries." *Journal of Development Economics*, 34 (1-2): 99-121.
- Datcher-Loury, L. (1988), "Family background and school achievement among low income blacks." *The Journal of Human Resources*, 24 (3): 528-544.
- Dills, A. K. (2005), "Does cream-skimming curdle the milk? A study of peer effects." *Economics of Education Review*, 24: 19-28.
- Dronkers, J. (2006), *Education as backbone of inequalities in post-industrial societies: constraints and possibilities of educational policies*. Paper presented at the Academic Forum Education and the Future of Social Democracy, Friedrich Ebert Stiftung, Berlín.

- Dronkers, J. (2004), "Do public and religious schools really differ? Assessing the European evidence", en P. J. Wolf y S. Macedo (eds.), *Educating citizens. International perspectives on civic values and school choice*. Washington, D. C.: Brookings Institution Press: 287-314.
- Dronkers, J. y P. Robert (2004), *The effectiveness of public, private government-dependent and private independent schools: a cross-national analysis*. European University Institute. Department of Political and Social Sciences. Mimeo.
- Ermisch, J. y M. Francesconi (2001), "Family matters: Impact of family background on educational attainment." *Economica*, 68 (270): 137-156.
- Evans, W. N. y R. M. Schwab (1995), "Finishing high school and starting college: Do catholic schools make a difference?" *Quarterly Journal of Economics*, 110: 941-974.
- Evans, W. N., W. E. Oates y R. M. Schwab (1992), "Measuring peer group effects: A study of teenage behaviour." *Journal of Political Economy*, 100 (5): 96-991.
- Fack, G. y J. Grenet (2006), "Do Better Schools Raise Housing Prices? Evidence from Paris School Zoning". ENS-EHESS.
- Feinstein, L. y J. Symons (1999), "Attainment in secondary education." *Oxford Economic Papers*, 51: 300-321.
- Fertig, M. (2003), "Who's to Blame? The Determinants of German Students' Achievement in the PISA 2000 Study." *IZA Discussion Paper Series*, 739.
- Figlio, D. N. y J. A. Stone (1997), *School choice and student performance: Are private schools really better?* Institute for Research on Poverty Discussion Paper, 1141-97, September.
- Gamoran, A. (1996), "Student achievement in public magnet, public comprehensive, and private city high schools." *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 18 (1): 1-18.
- Glennerster, H. (2002), "United Kingdom Education 1997-2001." *Oxford Review of Economic Policy*, 18:2:120-136.
- Glewwe, P. (1997), "Estimating the impact of peer group effects on socioeconomics outcomes: Does the distribution of peer group characteristics matter?" *Economics of Education Review*, 16 (1): 39-43.
- Goldhaber, D. D. (1996), "Public and private high schools: Is school choice an answer to the productivity problem?" *Economics of Education Review*, 15 (2): 93-109.
- Goldhaber, D. D. y D. J. Brewer (1996), "Why don't school and teachers seem to matter?" *Journal of Human Resources*, 32 (3): 505-523.
- Häkkinen, I, T. Kirjavainen y R. Uusitalo (2003), "School resources and student achievement revisited: new evidence from panel data." *Economics of Education Review*, 22: 329-335.
- Hanushek, E. A. (2003), "The failure of input-based schooling policies." *The Economic Journal*, 113: F64-F98.
- Hanushek, E. A. (1997), "Assessing the effects of school resources on student performance: an update." *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 19: 141-164.
- Hanushek, E. A. (1986), "The economics of schooling." *Journal of Economic Literature*, 24, pp. 1141-1177.

- Hanushek, E. A. (1979), "Conceptual and empirical issues in the estimation of educational production functions." *Journal of Human Resources*, 14 (3): 351-388.
- Hanushek, E. A. y J. A. Luque (2003), "Efficiency and equity in schools around the world." *Economics of Education Review*, 22: 481-502.
- 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: 527-544.
- Haveman, R. y B. Wolfe (1995), "The determinants of children's attainment: A review of methods and findings." *Journal of Economic Literature*, 33 (4): 1829-1878.
- Henderson, V., P. Mieszkowski y Y. Sauvageau (1978), "Peer group effects in educational production functions." *Journal of Public Economics*, 10 (1): 97-106.
- Heyneman, S. P. y W. Loxley (1983), "The effect of primary school quality on academic achievement across twenty-nine high and low income countries." *American Journal of Sociology*, 88: 1162-1194.
- Hoxby, C. M. (2000), "Peer effects in the classroom: Learning from gender and race variation." *NBER Working Paper*, 7867.
- Jiménez, E., M. Loochheed y V. Paqueo (1991), "The relative efficiency of private and public schools in developing countries." *The World Bank Research Observer*, 6 (2): 205-218.
- Kang, C. (2007), "Classroom peer effects and academic achievement: Quasi-randomization evidence from South Korea." *Journal of Urban Economics*, 61: 458-495.
- Kao, G. y M. Tienda (1995), "Optimism and achievement: the educational performance of immigrant youth." *Social Science Quarterly*, 76 (1): 1-19.
- Kirjavainen, T. y H. A. Loikkanen (1998), "Efficiency differences of Finnish senior secondary schools: an application of DEA and Tobit analysis." *Economics of Education Review*, 17 (4): 377-394.
- Lefgren, L. (2004), "Educational peer effects and the Chicago public schools." *Journal of Urban Economics*, 56 (5): 169-191.
- Link, C. R. y J. Mulligan (1991), "Classmates' effects on black student achievement in public school classrooms." *Economics of Education Review*, 10 (4): 297-310.
- Maani, S. A. y G. Kalb (2007), "Academic performance, childhood economic resources, and the choice to leave school at age 16." *Economics of Education Review*, 26: 361-374.
- Mancebón, M. J. y E. Bandrés (1999), "Efficiency evaluation in secondary schools: the key role of model specification and of ex post analysis of results." *Education Economics*, 7 (2): 131-152.
- Mancebón, M. J. y M. A. Muñoz (2003), "Aspectos clave de la evaluación de la eficiencia productiva en la educación secundaria." *Papeles de Economía Española*, 95: 162-187.
- Mancebón, M. J. y D. Pérez (2007), "Conciertos educativos y selección académica y social del alumnado." *Hacienda Pública Española*, 180 (1): 125-154.
- MEC (2007): *Estadística de las Enseñanzas no universitarias. Resultados Detallados del curso 2005-2006*. Madrid: MEC. www.mec.es
- Mickelson, A. R. y D. Heath (1999), "The effects of segregation on African American high school seniors on academic achievement." *The Journal of Negro Education*, 68 (4): 566-586.

- Miller, M. D. y W. P. Moore (1991), "Private-public school differences in the United States: findings from the second international mathematics study." *International Journal of Educational Research*, 15: 433-444.
- Mizala, A., P. Romaguera y M. Urquiola (2007), "Socioeconomic status or noise? Tradeoffs in the generation of school quality information." *Journal of Development Economics*, 84: 61-75.
- Muñiz, M. A. (2001), "¿Son realmente menos eficientes los centros LOGSE? (La evaluación DEA de los institutos de enseñanza secundaria)." *Hacienda Pública Española*, 157 (2): 169-196.
- Neal, D. (1997), "The effects of catholic secondary schooling on educational achievement." *Journal of Labor Economics*, 15 (1): 98-123.
- Newhouse, D. y K. Beegle (2006), "The effect of school type on academic achievement." *The Journal of Human Resources*, 41 (3): 529-557.
- Noell, J. (1982), "Public and Catholic schools: A re-analysis of 'public and private schools'." *Sociology of Education*, 55: 123-132.
- OECD (2005), *PISA 2003. Technical report*. París, OCDE.
- OECD (2004), *Learning for tomorrow's world. First results from PISA 2003*. París, OCDE.
- Opdenakker, M. C. y J. Van Damme (2006), "Differences between secondary schools: A study about school context, group composition, school practice, and school effects with special attention to public and Catholic schools and types of schools." *School Effectiveness and School Improvement*, 17 (1): 87-117.
- Portes, A. y R. G. Rumbaut (1990), *Immigrant America*, Berkeley: University of California Press.
- Robertson, D. y J. Symons (1996), *Do Peer Groups Matter? Peer Group versus Schooling Effects on Academic Attainment*. Centre for Economics Performance Discussion Paper, London School of Economics.
- Rong, X. y L. Grant (1992), "Ethnicity, generation, and school attainment of Asians, Hispanics and Non-Hispanic Whites." *The Sociological Quarterly*, 33 (4): 625-636.
- Rumberger, R. W. y J. D. Willms (1992), "The impact of racial and ethnic segregation on the achievement gap in California High Schools." *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 14 (4): 377-396.
- Sacerdote, B. I. (2001), "Peer effects with random assignment." *Quarterly Journal of Economics*, 116: 681-704.
- Sander, W. (1996), "Catholic grade schools and academic achievement." *The Journal of Human Resources*, 31 (3): 540-548.
- Santín D. (2006), "La medición de la eficiencia de las escuelas: una revisión crítica." *Hacienda Pública Española*, 177 (2): 57-82.
- Smith, J. y R. A. Naylor (2005), "Schooling effects on subsequent university performance: evidence for the UK university population." *Economics of Education Review*, 24: 549-562.
- Smith, K. Y. y K. Meier (1995), *The case against school choice. Politics, markets and fools*. Nueva York: Sharpe.
- Somers, M. A., P. J. McEwan y J. D. Willms (2004), "How effective are private schools in Latin-America?" *Comparative Education Review*, 48: 48-69.

- Stevans, L. K. y D. N. Sessions (2000), "Private/public school choice and student performance revisited." *Education Economics*, 8 (2): 169-184.
- Summers, A. A. y B. L. Wolfe (1977), "Do schools make a difference?" *American Economic Review*, 67 (4): 639-652.
- Villarroya, A. (2001), *La financiación de los centros concertados*, Madrid: MEC-D-CIDE.
- Willms, J. D. y T. Smith (2005), *A Manual for Conducting Analyses with Data from TIMSS and PISA. Report prepared for the UNESCO Institute for Statistics*. http://www.unb.ca/crisp/pdf/Manual_TIMSS_PISA2005_0503.pdf
- Woessmann, L. (2003), "Schooling resources, educational institutions and student performance: the international evidence." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65 (2): 117-170.
- Woessmann, L. (2001), "Why students in some countries do better." *Education Matters*, 1 (2): 67-74.
- Zimmer, R. W. y E. Toma (2000), "Peer effects in private and public schools across countries." *Journal of Policy Analysis and Management*, 19: 75-92.
- Zimmerman, D. J. (2003), "Peer effects in academic outcomes: Evidence from a natural experiment." *Review of Economics and Statistics*, 85: 9-23.

Abstract

The main aim of this paper is to examine the effect of the educational institution, and, specifically, its public or private ownership on the results of the Spanish educational system. The empirical analysis is based on the application of multilevel regression techniques on data from OECD PISA-2003. The results of the analysis support the working hypothesis, in which it is stated that the best performance of private institution pupils are not explained by ownership, but rather by variables such as the individual and family characteristics of the users, their peers, and other variables related to the institution.

Key words: educational finance, evaluation of public services, educational performance, multilevel analysis, PISA programme.

JEL Classification: H52, I21, I28.

ANEXO

Cuadro A1
VARIABLES INDEPENDIENTES DE NIVEL 1:
CARACTERÍSTICAS PERSONALES Y FAMILIARES DE LOS ALUMNOS

Ámbito	Variable	Descripción
Personal	EDAD	Edad del estudiante en años y meses.
	MUJER	Dicotómica (alumna=1; alumno=0).
	CURSO2	Dicotómica: el alumno cursa primero o segundo de ESO.
	CURSO3	Dicotómica: el alumno cursa tercero de ESO.
	CURSO4	Dicotómica: el alumno cursa cuarto de ESO.
	EDINFA0	Dicotómica: el alumno no ha cursado educación infantil.
	EDINFA1	Dicotómica: el alumno ha cursado un año o menos.
	EDINFA2	Dicotómica: el alumno ha cursado más de un año.
	EDPRIM	Edad al empezar primaria.
	REPRIM	Dicotómica: el alumno ha repetido algún curso en primaria.
	RESEC	Dicotómica: el alumno ha repetido algún curso en secundaria.
	EXPED	Expectativa educativa del alumno en años de escolarización.
	Familiar	NUCLEAR
INMIGRAN		Dicotómica: "1" si el alumno es inmigrante (nacido en el extranjero o en España con padres nacidos en el exterior); "0" si es nativo (nacido en España o con al menos un progenitor español).
IDIOMA		Idioma en casa: "1" si los alumnos hablan en casa algún idioma oficial.
ACTIVO		Actividad laboral. Dicotómica: "1" si el padre está laboralmente activo.
ACTIVA		Dicotómica: "1" si la madre es activa.
PBCUAL		Dicotómica: padre con una ocupación de cuello blanco cualificado.
PBNCUAL		Dicotómica: padre cuello blanco poco cualificado.
PAZCUAL		Dicotómica: padre cuello azul cualificado.
PAZNCUAL		Dicotómica: padre cuello azul no cualificado.
MBCUAL		Dicotómica: madre con una ocupación de cuello blanco cualificado.
MBNCUAL		Dicotómica: madre cuello blanco poco cualificado.
MAZCUAL		Dicotómica: madre cuello azul cualificado.
MAZNCUAL		Dicotómica: madre cuello azul no cualificado.
AÑOEDPA		Años de escolarización del padre.
AÑOEDMA		Años de escolarización de la madre.
ORDENADOR		Índice escalado del grado de disponibilidad de recursos informáticos para el estudio (ordenador, software educativo y conexión a Internet).
CLASICA		Índice escalado. Disponibilidad de bienes de cultura clásica (libros de literatura, poesía y obras de arte).
MATESTUD		Índice escalado. Disponibilidad de artículos educativos (libros para el estudio, calculadora, diccionario, escritorio y un sitio tranquilo para estudiar).
LIBROS		Dicotómica: "1" si existen más de 100 libros en el hogar.

Cuadro A2
VARIABLES INDEPENDIENTES DE NIVEL 1:
ACTITUD Y COMPORTAMIENTO DE LOS ALUMNOS

Ámbito	Variable	Descripción
Escuela	ATSCHL	Actitud del alumno hacia la escuela: índice escalado con la opinión acerca de si la escuela es útil para la vida adulta y no una pérdida de tiempo.
	BELONG	Sensación de pertenecer a la escuela: índice escalado referido a si los alumnos se sienten bien en la escuela, especialmente con los compañeros.
	ELECCION	Dicotómica: "1" si los alumnos indican haber elegido el centro al que asisten por estar de acuerdo con su filosofía o vocación religiosa.
	STUREL	Relaciones entre profesores y alumnos: índice escalado con información sobre cómo los alumnos perciben que los profesores les atienden y ayudan.
Matemáticas	INTMAT	Interés y disfrute de las matemáticas. Índice escalado.
	INSTMOT	Motivación instrumental en las matemáticas: índice escalado sobre el interés por las matemáticas en función de la percepción sobre su utilidad futura.
	MATHEFF	Auto-eficacia en matemáticas: índice escalado sobre si el alumno se ve capaz de resolver diversas cuestiones matemáticas.
	ANXMAT	Ansiedad ante las matemáticas. Índice escalado.
	SCMAT	Auto-concepto ante las matemáticas: índice escalado sobre la percepción de los alumnos acerca de su capacidad ante las matemáticas.
Aprendizaje	MEMOR	Índice escalado. Predominio de la memorización en el aprendizaje.
	ELAB	Índice escalado. Estrategias de aprendizaje para resolver los problemas de matemáticas (modos de alcanzar la respuesta).
	CSTRAT	Índice escalado. Estrategias de control del aprendizaje referido a cómo se analizan los problemas (búsqueda de conceptos no comprendidos, etc.)
	COOPLRN	Índice escalado sobre la preferencia por un aprendizaje cooperativo basado en el trabajo en equipo y similares.
	COMPLRN	Índice escalado sobre la preferencia por un aprendizaje competitivo.
	TEACHSUP	Índice escalado. Percepción acerca del apoyo prestado por los profesores en el aprendizaje de los alumnos.
	DISCLIM	Índice escalado. Percepción acerca del clima disciplinario (ambiente de trabajo en el aula).
Instrucción	MATFUERA	Horas por semana dedicadas al estudio de matemáticas fuera del horario escolar (realizar deberes, clases de recuperación, etc.)
	ALUMNOSM	Número medio de alumnos en clase de matemáticas.
	CLASEAÑO	Número de semanas de instrucción (general) durante el curso escolar.
	MMINS	Mínutos de clase de matemáticas: duración media de una clase de matemáticas por el número de clases de matemáticas en la última semana completa asistida a la escuela.

Cuadro A3
VARIABLES INDEPENDIENTES DE NIVEL 2 (ESCUELAS)

Ámbito	Variable	Descripción
Localización	TAMUNI1	Dicotómica: la escuela está en un municipio de hasta 100.00 habitantes
	TAMUNI2	Dicotómica: municipio entre 100.000 y 1.000.000 de habitantes.
	TAMUNI3	Dicotómica: municipio de más de un millón de habitantes.
Características del centro	SCHLSIZE	Número de alumnos en la escuela.
	PCGIRLS	Porcentaje de chicas en la escuela.
	PUBLICA	Dicotómica: escuela de titularidad pública.
	CONCERT	Dicotómica: escuela privada concertada.
	PRIVIND	Dicotómica: escuela privada independiente.
	PREPESO	Porcentaje de repetidores en el centro en el nivel escolar correspondiente a la ESO el año anterior al de la evaluación.
Variables socio-económicas referidas al conjunto de usuarios del centro	NONAT0	Dicotómica: ausencia de inmigrantes en la escuela.
	NONAT1	Dicotómica: porcentaje de inmigrantes en la escuela de hasta un 10%.
	NONAT2	Dicotómica: porcentaje de inmigrantes en la escuela superior al 10%.
	DISIDIOM	Porcentaje de alumnos con un primer idioma no oficial.
	ESCBLAC	Dicotómica: centros con predominio de padres de alumnos en ocupaciones de cuello blanco cualificado.
	ESCBLANC	Dicotómica: cuello blanco no cualificado.
	ESCAZ	Dicotómica: cuello azul.
Recursos	CLIMAED	Años de escolarización medio de los padres y madres de los alumnos.
	PROFMAT	Dicotómica: hay problemas para contratar profesores cualificados.
	PROFMLIC	Porcentaje de profesores de matemáticas licenciados en matemáticas.
	SCMATEDU	Índice escalado que describe la disponibilidad de material educativo.
	SCMATBUI	Índice escalado referido a la existencia de problemas de instalaciones.
	RATCOMP	Ratio de ordenadores por estudiante.
	COMPWEB	Porcentaje de ordenadores conectados a Internet.
Autonomía	SMRATIO	Número de alumnos por profesor de matemáticas en el centro.
	SELEC	Dicotómica: los centros aplican criterios para seleccionar alumnos con las características deseadas.
	AUTRES	Número de decisiones que toma el centro respecto a la gestión de los recursos materiales y de personal.
Enseñanza	AUTCURR	Número de decisiones que toma el centro vinculadas con el currículum.
	EVALUAC	Dicotómica: "1" equivale a que en el centro se producen 40 y más evaluaciones (de cualquier tipo) de los alumnos a lo largo del curso.
	AGRUP1	Dicotómica: en el centro se llevan a cabo agrupaciones de alumnos por capacidad en todas las clases.
	AGRUP2	Dicotómica: en el centro se llevan a cabo agrupaciones de alumnos por capacidad en algunas clases.
	AGRUP3	Dicotómica: en el centro no se llevan a cabo agrupaciones por capacidad.
	MACTIV	Número de actividades diferentes que realiza el centro para estimular el aprendizaje de las matemáticas.
	INNOVAMA	Dicotómica: los profesores están de acuerdo en innovar en la enseñanza.
MATALTO	Dicotómica: los profesores desean mantener un nivel alto de matemáticas	

Ámbito	Variable	Descripción
	ADAPAL	Dicotómica: los profesores se adaptan al nivel de los alumnos.
	STMORALE	Índice escalado que refleja la moral de los estudiantes.
	STUDBEHA	Índice escalado que muestra el comportamiento de los alumnos referido al aprendizaje en la escuela.
	TCMORALE	Índice escalado que refleja la moral de los profesores.
	TEACBEHA	Índice escalado que indica el comportamiento de los profesores respecto al proceso de enseñanza en la escuela.
	TCHPARTI	Índice escalado. Participación de los profesores en la gestión del centro.
	ENSELENG	Dicotómica: en escuelas con alumnos cuya primera lengua no es un idioma oficial, "1" indica que se dan clases de alguna de esas lenguas.
	CURLENG	Dicotómica: en centros con alumnos con primera lengua no oficial, "1" indica que se enseñan partes del currículo en algún idioma extranjero.

Cuadro A4
DESCRIPTIVOS DE LAS VARIABLES INDEPENDIENTES DE NIVEL 1 (ALUMNOS)

Ámbito	Variable	Media (1)	Mínimo	Máximo	Casos válidos (2)
Personal	EDAD	15,850	15,250	16,420	10.791
	MUJER	0,508	0,000	1,000	10.790
	CURSO2	0,032	0,000	1,000	10.791
	CURSO3	0,270	0,000	1,000	10.791
	CURSO4	0,698	0,000	1,000	10.791
	EDINFA0	0,054	0,000	1,000	10.643
	EDINFA1	0,102	0,000	1,000	10.643
	EDINFA2	0,844	0,000	1,000	10.643
	EDPRIM	5,835	5,000	9,000	10.245
	REPRIM	0,064	0,000	1,000	10.613
	REPSEC	0,253	0,000	1,000	10.613
	EXPED	13,350	6,000	15,000	10.761
	Familiar	NUCLEAR	0,813	0,000	1,000
INMIGRAN		0,034	0,000	1,000	10.632
IDIOMA		0,983	0,000	1,000	10.751
ACTIVO		0,946	0,000	1,000	10.351
ACTIVA		0,628	0,000	1,000	10.626
PBCUAL		0,313	0,000	1,000	9.885
PBNCUAL		0,187	0,000	1,000	9.885
PAZCUAL		0,317	0,000	1,000	9.885
PAZNCUAL		0,184	0,000	1,000	9.885
MBCUAL		0,195	0,000	1,000	10.152
MBNCUAL		0,287	0,000	1,000	10.152
MAZCUAL		0,075	0,000	1,000	10.152
MAZNCUAL		0,444	0,000	1,000	10.152
AÑOSEDPA		10,130	0,000	15,000	9.801
AÑOSEDMA		9,994	0,000	15,000	10.130

Ámbito	Variable	Media (1)	Mínimo	Máximo	Casos válidos (2)
	ORDENADOR	-0,149	-1,676	1,051	10.776
	CLASICA	0,154	-1,275	1,347	10.776
	MATESTUD	0,206	-4,298	0,677	10.776
	LIBROS	0,482	0,000	1,000	10.670
Escuela	ATSCHL	0,139	-3,145	2,526	10.715
	BELONG	0,202	-3,383	2,218	10.737
	ELECCIÓN	0,089	0,000	1,000	10.779
	STUREL	-0,128	-3,090	2,855	10.713
Matemáticas	INTMAT	-0,071	-1,783	2,373	10.732
	INSTMOT	-0,050	-2,378	1,745	10.732
	MATHEFF	-0,040	-3,890	2,531	10.699
	ANXMAT	0,282	-2,478	2,697	10.719
	SCMAT	-0,188	-2,122	2,416	10.721
Aprendizaje	MEMOR	0,070	-3,483	3,292	10.682
	ELAB	0,089	-3,262	3,263	10.696
	CSTRAT	-0,017	-3,478	2,711	10.704
	COOPLRN	0,055	-3,134	2,742	10.669
	COMPLRN	0,027	-2,844	2,450	10.669
	TEACHSUP	-0,067	-2,920	2,100	10.624
	DISCLIM	-0,035	-2,738	2,353	10.620
Instrucción	MATFUERA	4,113	0,000	35,000	7.473
	ALUMNOSM	21,934	1,000	50,000	10.293
	CLASEAÑO	35,405	28,000	43,000	9.631
	MMINS	175,986	0,000	900,000	10.545

(1) En las variables dicotómicas el valor medio muestra la proporción de individuos en la categoría considerada.

(2) Se consideran los casos para el conjunto de variables que conforman una categoría.

Fuente: elaboración propia a partir de los microdatos de PISA-2003.

Cuadro A5
DESCRIPTIVOS DE LAS VARIABLES INDEPENDIENTES DE NIVEL 2 (ESCUELAS)

Ámbito	Variable	Media	Mínimo	Máximo	Casos válidos (1)
Localización	TAMUNI1	0,574	0,000	1,000	10.536
	TAMUNI2	0,332	0,000	1,000	10.536
	TAMUNI3	0,094	0,000	1,000	10.536
Características del centro	SCHLSIZE	736,802	95,000	2.819,0	9.830
	PCGIRLS	0,499	0,000	1,000	9.830
	PUBLICA	0,642	0,000	1,000	10.056
	CONCERT	0,281	0,000	1,000	10.05
	PRIVIND	0,077	0,000	1,000	10.056
	PREPESO	16,019	0,000	80,000	10.040
Variables socio-económicas referidas al conjunto de usuarios del centro	NONAT0	0,526	0,000	1,000	10.791
	NONAT1	0,379	0,000	1,000	10.791
	NONAT2	0,095	0,000	1,000	10.791

Ámbito	Variable	Media	Mínimo	Máximo	Casos válidos (1)
	DISIDIOM	15,575	5,000	70,000	8.575
	ESCBLAC	0,234	0,000	1,000	10.791
	ESCBLANC	0,467	0,000	1,000	10.791
	ESCAZ	0,299	0,000	1,000	10.791
	CLIMAED	11,095	4,850	14,620	10.791
Recursos	PROFMAT	0,101	0,000	1,000	10.401
	PROFMLIC	0,591	0,031	1,000	6.923
	SCMATEDU	-0,128	-3,226	2,200	10.401
	SCMATBUI	0,133	-2,310	1,488	10.401
	RATCOMP	0,084	0,004	1,060	9.533
	COMPWEB	0,793	0,029	1,000	10.106
	SMRATIO	122,812	16,667	415,000	9.129
Autonomía	SELEC	0,543	0,000	1,000	10.308
	AUTRES	2,687	0,000	6,000	10.377
	AUTCURR	3,168	1,000	4,000	10.377
Proceso de enseñanza	EVALUAC	0,499	0,000	1,000	10.452
	AGRUP1	0,083	0,000	1,000	10.048
	AGRUP2	0,337	0,000	1,000	10.048
	AGRUP3	0,580	0,000	1,000	10.048
	MACTIV	0,677	0,000	3,000	10.289
	INNOVAMA	0,881	0,000	1,000	10.378
	MATALTO	0,875	0,000	1,000	10.403
	ADAPAL	0,815	0,000	1,000	10.401
	STMORALE	-0,455	-2,766	1,637	10.451
	STUDBEHA	-0,015	-2,871	2,613	10.468
	TEACBEHA	0,292	-1,981	2,489	10.468
	TCMORALE	-0,350	-2,809	1,650	10.446
	TCHPARTI	-0,119	-1,605	3,733	10.377
	ENSELENG	0,346	0,000	1,000	3.918
	CURLENG	0,428	0,000	1,000	4.278

(1) Se consideran los casos para el conjunto de variables que conforman una categoría. En las variables dicotómicas el valor medio muestra la proporción de individuos en la categoría considerada.

Fuente: elaboración propia a partir de los microdatos de PISA-2003.