

Las escuelas eficaces: un estudio multinivel de factores explicativos del rendimiento escolar en el área de matemáticas

The effective schools: a multilevel study of explanatory factors of the school performance in the area of mathematics

Covadonga Ruiz de Miguel

Universidad Complutense de Madrid. Facultad de Educación. Departamento de Métodos de Investigación y Diagnóstico en Educación (MIDE). Madrid, España

Resumen

En este trabajo se presenta un estudio enmarcado en la línea de la eficacia escolar, línea clásica dentro de la investigación educativa iniciada con el Informe Coleman (1966), del que se cumplen ahora 40 años.

Basándonos en los factores que la literatura, española y americana, ha identificado como determinantes de la eficacia escolar, de entre los que cabe destacar factores relacionados con el propio alumno, el centro, el profesor y la familia, se ha elaborado un modelo explicativo del rendimiento de los alumnos que sintetiza los hallazgos teóricos citados y que incluye además el aspecto económico como predictor del rendimiento.

Para la elaboración de este trabajo se ha utilizado la metodología multinivel, metodología que propone una estructura de análisis dentro de la cual se pueden reconocer los distintos niveles en que se articulan los datos, estando cada subnivel representado por su propio modelo (Draper, 1995).

Para la validación del modelo se ha utilizado la base de datos del estudio PISA 2003, de la que se ha hecho una explotación parcial. La validación empírica ha permitido confirmar alguno de

los predictores, si bien no todos los incluidos en un principio, dando lugar a un modelo comprensivo que incluye los constructos recursos familiares; características personales del alumno; recursos de la escuela; contexto educativo del centro; clima escolar; e inversión económica

Palabras clave: calidad, modelo multinivel, eficacia escolar, Informe PISA, resultados escolares.

Abstract

This paper presents a study is classified in the classical school effectiveness research agenda that begins with Coleman Report (1966) forty years ago.

Based on research literature, Spanish or American, an explanatory student achievement model has been built. It includes variables related to students, schools, teachers and student family. Among them we also include economical predictors, as amount of money devoted to education.

In order to do this survey, we use multilevel modeling, since this analysis allows differentiate hierarchical data structure, developing models for each data level (Draper, 1995). This analysis has been doing with PISA 2003 data base. Main results show a comprehensive explanatory achievement model that includes significant predictors as family resources, individual student features, school resources, educational context, school climate and economical investment.

Key Words: quality, multilevel model, school effectiveness, PISA report, school results.

Introducción

En la investigación clásica sobre eficacia escolar se detectan algunas limitaciones como la imposibilidad de diferenciar efectos procedentes de los distintos agentes implicados en el sistema educativo, o la de establecer relaciones entre los diferentes niveles de agregación existentes. La metodología multinivel permite superar estas limitaciones, convirtiéndose en una herramienta metodológica de gran relevancia para la investigación educativa.

Este trabajo ha sido realizado con los datos del estudio PISA 2003, y a partir de ellos se ha elaborado un modelo de tres niveles (estudiantes, escuelas y países), explicativo del rendimiento en matemáticas de los alumnos de 15 años. La existencia de varianza dentro de cada nivel indica que los sujetos se diferencian entre ellos dentro de cada uno: los estudiantes difieren entre si, el rendimiento en matemáticas de las escuelas difiere de unas a otras, y entre los países ocurre lo mismo. Se incluyen en el

modelo variables relativas a cada uno de los niveles que la investigación ha señalado como factores relacionados con la eficacia escolar, medida a través del rendimiento de los alumnos en matemáticas.

El fin último de este trabajo es determinar la importancia relativa de los factores que afectan al rendimiento en este área, diferenciando estos factores entre los relativos al alumno, a la escuela y al país.

Marco y Problema de Investigación: la eficacia escolar

La línea de investigación sobre eficacia escolar se puede considerar un *clásico* dentro de la investigación educativa. Su inicio lo marca el Informe Coleman (1966), centrado en la problemática de la desigualdad de resultados en educación y, desde su publicación, la investigación sobre este tema ha experimentado un cambio en cuanto a modelos, técnicas de análisis utilizadas, variables incluidas, instrumentos para la recogida de datos, etc.

Así, encontramos diferentes etapas que van desde la consideración exclusiva de variables de entrada para explicar el rendimiento de los alumnos (Coleman, 1966), pasando por otros más comprensivos que incluyen además aspectos de proceso (Brookover, 1979; Lezzote, Edmons y Ratner, 1974, etc.), hasta llegar a los que incluyen el contexto (Glasman y Biniaminov, 1981; Murphy, Hallinger & Mesa, 1985).

De todos estos trabajos surgen los cinco factores de Rutter et al. (1979), las listas de factores relacionados con la eficacia elaboradas por Reynolds (1985) en Inglaterra o Teddlie y Stringfield (1993) en EE. UU. En los últimos años, se ha intentado superar la elaboración de estas listas para proponer modelos comprensivos de eficacia, como los de Scheerens (1997) que pone el énfasis en aspectos relativos al funcionamiento de la escuela y Creemers (1994), centrado en la manera de trabajar en el aula.

Centrándonos en el proceso de enseñanza-aprendizaje, y a partir de otras investigaciones, en la búsqueda de factores y variables relacionadas con la eficacia escolar, nos encontramos con el *Informe de Seguimiento de la Educación para Todos en el Mundo*, elaborado por la UNESCO (2005), del que se deriva que «un proceso didáctico eficaz supone un entorno favorable, que consiste en *buenos profesores* (Babu y Mendro, 2003; Rivkin et al, 2002; citados en Gauthier y Dembele, 2004), *instalaciones adecuadas, suministro y distribución de materiales*

didácticos (Fullen y Clarke, 1994; Glewwe *et al*, 2000; Horsley, 2004), *autonomía*, así como una adecuada *estructura física* de la escuela y del aula».

El estudio sobre la eficacia escolar ha sido también trabajado en el contexto español. Como síntesis de las aportaciones realizadas, cabe señalar el modelo teórico de funcionamiento de los centros docentes elaborado por el *Centro de Investigación y Documentación Educativa* (CIDE) en 1995 con el fin de determinar su eficacia, tomando como referencia un modelo de calidad no centrado exclusivamente en el simple rendimiento académico de los alumnos. En este modelo, los factores más importantes hacen referencia a procesos de enseñanza, tanto en el ámbito *institucional* (en lo que se refiere al centro escolar como unidad institucional) como a nivel *didáctico* (trabajo llevado a cabo dentro cada aula).

En resumen, y a pesar de las diferencias metodológicas de las diferentes investigaciones, casi todas coinciden en afirmar cuáles son los factores determinantes de la eficacia escolar en España (Murillo, 2000): una dirección adecuada, el liderazgo pedagógico (Rodríguez, 1991), el buen funcionamiento del equipo directivo (García, 1991) y la valoración positiva por parte de la comunidad escolar hacia el trabajo de los directivos (Muñoz Repiso *et al*, 1995; Castejón, 1996); el *clima escolar* (Muñoz Repiso, *et al*, 1995; Fuentes, 1986; Rodríguez, 1991 y Castejón, 1996); el *trabajo innovador y en equipo de los profesores* (Rodríguez, 1991; Muñoz Repiso *et al*, 1995; Castejón, 1996); la *participación e implicación de las familias* (García, 1991; Rodríguez, 1991).

Todas las investigaciones realizadas coinciden en identificar los mismos factores como responsables de la eficacia escolar. Así pues, el modelo que se propone reúne una serie de constructos que la literatura ha identificado en los diferentes estudios realizados como determinantes de la eficacia escolar. Concretamente estamos hablando de los constructos: *recursos familiares, características personales del alumno, recursos de la escuela, contexto educativo del centro y clima escolar*. El modelo incluye variables de tipo económico, fruto de la reflexión acerca de su relación con la eficacia escolar, que parece sugerir que la obtención de buenos resultados por parte de los alumnos se haga sin malgastar esfuerzo ni recursos, optimizando todo aquello de que se disponga (Hanushek, 1992).

En este sentido, recientemente se ha incluido el estudio de lo que cada país invierte en educación por la incidencia que pudiera tener esta variable sobre los resultados escolares. A este respecto, se propone que los países inviertan en educación, por lo menos, el 6% del Producto Interior Bruto (PIB) (UNESCO, 1996), si bien esto no sería garantía de calidad, si que puede considerarse una medida de valor político

ya que, alcanzando este objetivo, elevaría en muchos países el índice de recursos disponibles (UNESCO, 2005).

Diferentes trabajos han intentado determinar si existe una relación causal entre el gasto en educación y los resultados globales. El conjunto más sólido de resultados parece confirmar la importancia de los recursos escolares para las puntuaciones en los tests (Lee y Barro, 2001). Otros estudios demuestran que el gasto en la enseñanza primaria (no así el gasto total en educación) influye en el rendimiento hasta los grados 4º y 5º (Gupta, Verhoeven y Tiongson, 1999; McMahon, 1999). Otros resultados, sin embargo, son muy diferentes. Hanushek y Kimko (2000) por ejemplo, observan que las variaciones en los recursos escolares no tenían repercusiones muy significativas en los resultados de los tests escolares. Según sus estimaciones, los efectos de diferentes tipos de recursos son estadísticamente irrelevantes o, más frecuentemente, estadísticamente significativos, pero inversos a los esperados.

Para la elaboración de este trabajo partimos de la consideración de escuela eficaz definida como *aquella en la que los alumnos consiguen un rendimiento óptimo* (Muñoz Repiso, 1997). De este modo podría decirse que la eficacia y la mejora escolar tienen sentido en función del logro de la calidad educativa, cifrada en la consecución de unos resultados amplios, que deben abarcar todas las facetas de la formación humana y no excluir a ninguna persona: al medir los resultados es preciso tener en cuenta el contexto, las condiciones de los alumnos, su nivel de partida; y desde esta perspectiva los procesos (recursos, medios, etc.) más eficaces serán los que consiguen mejores resultados. La escuela eficaz es, por tanto, la que consigue los fines propuestos con los medios adecuados y la escuela de calidad es la que, además, se propone fines social y humanamente relevantes (Muñoz Repiso, 1997).

Planteamiento del modelo de investigación

El objetivo general de este trabajo es determinar la importancia relativa de los factores que afectan al rendimiento en matemáticas, en cada uno de los niveles de agregación de los datos, el primer nivel individual, el de la escuela y el de el país.

De los diferentes factores que la literatura identifica como relacionados con la eficacia escolar, para la elaboración del modelo que se propone se han seleccionado los constructos latentes que se presentan en la Tabla I junto con sus variables observadas.

Diseño y metodología

Desde el punto de vista metodológico, los estudios sobre eficacia escolar han utilizado tradicionalmente el análisis de regresión (García, 1991; Rodríguez Gómez, 1991, Castejón, 1996). Las limitaciones de esta metodología (Castejón, 1996) abrieron la puerta a la aparición de los Modelos Multinivel, alternativa metodológica que se ha mostrado como la más adecuada para la investigación sobre eficacia escolar (Murillo, 2000). Estos modelos ofrecen la posibilidad de poder recoger la estructura anidada de los datos educativos en sus niveles de alumno, centro y país, así como poder distinguir con mayor precisión los efectos debidos a cada uno de esos niveles. De la misma forma, y esto es conceptualmente muy destacable, el modelo incluye en la posibilidad de reconocer la equidad del centro, elemento fundamental para una correcta concepción de los términos *eficacia escolar* y *calidad de la educación* (Gaviria y Castro, 2004).

Población y muestra

Para la realización de este trabajo se ha utilizado la base de datos procedente del estudio PISA 2003¹. La población objetivo en PISA son los alumnos de 15 años de los países de la OCDE (más alguno otro que no pertenece a ella). Los datos recogidos en PISA se organizan jerárquicamente, en tres niveles: *alumnos*, *escuelas* y *países*. En principio, el estudio PISA contempla la existencia de 41 países, 10274 escuelas y 276165 estudiantes.

El programa que se ha utilizado para el análisis de los datos ha sido MLwin 2.0. La exportación de datos desde SPSS ha producido una pérdida de casos al eliminarse todos aquellos en los que aparecen valores perdidos en alguna variable (*listwise*). La muestra que será utilizada en este trabajo queda configurada por 35 países y 100325 estudiantes.

La variable de respuesta utilizada como variable dependiente en este trabajo se ha elaborado a partir de los cinco los valores plausibles *en matemáticas*, que el estudio PISA asigna para cada estudiante en esta materia².

Procedimiento de análisis

Las variables que se introducirán como predictores en cada nivel del modelo son las siguientes (Tabla D):

¹⁾ Los datos están disponibles en la página http://pisaweb.acer.edu.au/oecd_2003/oecd_pisa_data.html.

²⁾ El área principal en PISA 2003 fue la competencia en matemáticas, mientras que la lectura, las ciencias y la solución de problemas fueron áreas secundarias. Los datos cognitivos se escalaron con el modelo de Rasch y el rendimiento de los alumnos se expresó mediante la asignación de *valores plausibles*.

TABLA I. Relación de variables independientes agrupadas por niveles³

Nivel 1. alumno	
Recursos familiares	Recursos educativos en el hogar (Hedres) Posesiones en el hogar (Homepos) Recursos culturales en hogar (Cultpos) Nivel socioeconómico familiar (Escs)
Características del alumno	Personales Sexo (Sexo) Tiempo dedicado a deberes de matemáticas (Rmhhmk)
	Actitudinales Aspiraciones educativas de los estudiantes (Sised) Actitudes de los estudiantes hacia la escuela (Atschl) Sentimiento de pertenencia al centro (Belong) Autoeficacia en matemáticas (Matheff) Autoconcepto en matemáticas (Scmat)
	Cognitivas Control (estrategia de aprendizaje) (Cstrat) Elaboración (estrategia de aprendizaje) (Elab) Interés en matemáticas (Intmat)
	Afectivas Disciplina en el aula (Discim) Relaciones entre alumnos y profesores (Sturel) Apoyo del profesor (Techsup)
Nivel 2. escuela	
Capital humano de la Escuela	Proporción de profesores de matemáticas con certificación 5a (Propma5a)
Recursos de la escuela	Calidad de los recursos físicos de la escuela (Scmatbui) Calidad de los recursos educativos de la escuela (Scmatedu)
Contexto educativo del centro	Ratio alumno/profesor de matemáticas (Smratio) Frecuencia de evaluaciones (Asses) Agrupamiento de los alumnos (Abgroup) Actividades extraordinarias de matemáticas (Mactiv) Cursos extraordinarios de refuerzo (Excource) Autonomía de recursos (Autres) Autonomía curricular (Autcurr) Autonomía a de la escuela (Schauton) Participación de los profesores (Tchparti)
Clima escolar	Relaciones entre profesores y alumnos (Mstrel) Entusiasmo y compromiso de los profesores (Tcmorale) Entusiasmo y compromiso de los estudiantes (Stmorale) Conducta del profesor (Teacbeha) Conducta de los alumnos (Stbeha) Consenso entre los profesores (Tchcons)
Nivel 3. país ⁴	
Económicas	PIB del país ⁵
INVERSIONES EN EDUCACIÓN	INVERSIONES EN EDUCACIÓN % del PIB que se invierte en Educación Gasto en educación por alumno % del PIB destinado a Educación Secundaria

³ En el apéndice 9 del Manual para usuarios de SPSS publicado por la OCDE (<http://www.oecd.org/dataoecd/35/14/35003010.pdf>) puede consultarse la definición detallada de cada una de las variables y cómo PISA las ha construido.

⁴ Fuente: OCDE (2004). *Education at glance*. París: ECD. www.oecd.org/edu/eag2004

⁵ Todas las cantidades, en dólares americanos, están equiparadas en *Purchasing Power Parity* (ppp). *Purchasing Power Parity*: Dólar Internacional.

Las variables *tiempo dedicado a deberes* y *% de PIB que cada país invierte en Educación* han sido centradas respecto de la media de la muestra con el fin de facilitar la interpretación de resultados. Para ello se ha calculado la diferencia entre el valor original en PISA 2003 y la media muestral, dando lugar a un nuevo valor más fácilmente interpretable.

Análisis y resultados

El cálculo de los parámetros se ha realizado siguiendo la *metodología de valores plausibles* (Wu y Adams, 2002), estimándose para cada uno de los cinco valores el modelo y calculando los promedios (Wu y Adams, 2000), lo que dará lugar a la estimación tanto de los parámetros como de sus errores típicos. Estos parámetros promediados son los que se presentan en este informe de resultados.

Antes de comenzar con el proceso de modelización, se ha calculado la autocorrelación o correlación intraclase, que expresa el grado de homogeneidad de los contextos, ignorada habitualmente por los modelos estadísticos clásicos. Por motivos de espacio no presenta más que los resultados, siendo 0,2252 la autocorrelación de alumnos dentro de escuelas, 0,242 la de los alumnos dentro de países, y 0,518 la de escuelas dentro de países.

Estos tres valores muestran homogeneidad de las unidades dentro de cada nivel, lo que justifica el empleo de los modelos multinivel, que consideran en su proceso de estimación la presencia de correlación intraclase.

A continuación se presenta parte del proceso de modelización: el modelo nulo y el de tercer nivel, sobre el que se hace la interpretación final.

El modelo nulo (Tabla ID), se establece como línea base para la evaluación comparada de los modelos. Aporta la partición básica de variabilidad de los datos en dos o más niveles, y permite evaluar la adecuación del uso de modelos multinivel (Gaviria y Castro, 2004).

En este modelo se calculan cuatro parámetros: la constante en la parte fija y las varianzas de los residuos en los tres niveles en la parte aleatoria. La variable de respuesta en el modelo nulo es el *rendimiento en matemáticas de los alumnos de Secundaria*.

El criterio para decidir si un parámetro es o no significativo es que, para $\alpha=0,05$, el cociente entre la estimación del parámetro y su error típico sea superior a 1,96 (Gaviria y Castro, 2004). Este es el criterio que seguiremos de aquí en adelante.

TABLA II. Estimación del modelo nulo

Parte Fija		
Parámetro	Estimación	S. Error
Constante	509,1566	8,327
Parte Aleatoria		
Nivel 3		
Parámetro	Estimación	S. Error
Constante	2384,7632	582,5552
Nivel 2		
Parámetro	Estimación	S. Error
Constante	2219,6512	51,7268
Nivel 1		
Parámetro	Estimación	S. Error
Constante	5248,454	24,0198
2° loglikelihood (IGLS Deviance) $X^2_{(15)} = 1154766,2$ (100325 of 100325 cases in use)		

Como se aprecia en la Tabla II, la media de rendimiento en matemáticas para todos los sujetos es de 509,1566 puntos. Los sujetos difieren entre ellos en rendimiento: la estimación de la varianza en nivel estudiantes es de 5248,454, y su error típico es de 24,0198. Podemos observar en la Tabla II que las escuelas también difieren en su rendimiento medio ($2219,6512 / 51,7268 = 42,91$), y que los países también presentan rendimientos medios estadísticamente distintos ($2384,7632 / 582,5552 = 4,09$).

La significación de estos parámetros indica una variación sin explicar entre los rendimientos de los alumnos, entre los rendimientos de las escuelas, y también entre los rendimientos entre los países. La razón de verosimilitud tiene un valor de 1154766,2 para un modelo con cuatro parámetros. Al finalizar el proceso de modelización, este valor, será comparado con el ofrecido al estimar el modelo definitivo, para evaluar su ajuste.

Comprobada la significatividad del modelo nulo, trataremos de explicar la mayor cantidad de varianza posible, expandiendo el modelo a través de la incorporación de predictores de primer, segundo y tercer nivel en la parte fija y aleatoria.

El proceso de modelización se hace por partes, en primer lugar se introducen las variables de primer nivel incluidas en la Tabla II, para posteriormente proceder con las de nivel 2 y 3. Como resultado de la estimación de los sucesivos modelos se han desestimado variables por no resultar sus parámetros significativos. Las interacciones entre los predictores de nivel dos no han resultado significativas, como tampoco lo han sido las interacciones de variables interniveles, por lo que no se considera ninguna.

Para la estimación del modelo definitivo, se han introducido variables predictoras de nivel 3. Las variables relativas al PIB del país y a la inversión anual que hacen los diferentes países en materia de educación diferenciando por niveles educativos (en

dólares americanos equiparados a través del ppp⁶⁾, se han desestimado al no resultar sus parámetros significativos. Sin embargo, la variable relativa al % de PIB que cada país invierte en educación, equiparado igualmente en *dólares ppp*, resultó significativo. Esta variable fue centrada respecto de la media para facilitar la interpretación del parámetro obtenido. La interacción entre las variables de tercer nivel no resultó significativa, y no se consideró oportuno calcular interacciones entre éstas variables y otras de otros niveles al no encontrar argumentos teóricos que lo justificasen.

El resultado de la estimación del modelo definitivo, con predictores de nivel 3, se presenta en la Tabla III.

TABLA III. Modelo con variables explicativas en el nivel 3 (modelo definitivo)

Parte fija		
Parámetro	Estimación	S. Error
Constante	448,984	7,8494
Sexo	8,4796	0,4682
Escs	10,2238	0,3358
sisced	12,8338	0,2324
scmat	16,5378	0,269
matheff	22,9404	0,268
rmhmkw (c)	-25,5266	0,7412
disclim	4,348	0,2334
Escs*sex	-2,5818	0,420
abgroup	-1,8532	0,691
schauton	1,6054	0,556
propma5a	20,0038	3,8808
scmatedu	5,349	0,581
scmatbui	-2,6602	0,589
stmorale	4,1118	0,452
tcmorale	2,002	(0,395)
studbeha	2,8562	(0,355)
asses	-3,0144	(0,837)
mstrel	-73,178	(12,551)
excource	2,1496	(0,808)
%GPD (c)	11,9558	(5,9)
Parte aleatoria		
Nivel 3		
Parámetro	Estimación	S. Error
Constante	1750,8262	438,5526
%GPD/%GPD	300,6118	114,9618
Nivel 2		
Parámetro	Estimación	S. Error
Constante	1348,9062	438,5526
Sex/sex	116,3168	16,4934

⁶⁾ Purchasing Power Parity. Dólar Internacional.

escs/escs	27,7286	5,7814
sisced/sisced	39,8684	4,1266
scmat/scmat	43,3826	5,0532
rmhmwk(c)/rmhmwk(c)	321,2402	47,8656
disclaim/disclim	31,9508	4,6188
Nivel I		
Parámetro	Estimación	S. Error
Constante	3521,342	17,7532
$-2^{\circ}\log\text{likelihood (IGLS Deviance)} \chi^2_{(1,5)} = 1116386,4$ (100325 of 100325 cases in use)		

La estructura de la salida es la misma que la del modelo nulo (parte fija, parte aleatoria y razón de verosimilitud). Sin embargo, si la comparamos con aquel, la incorporación de predictores añade términos a la parte fija y aleatoria del modelo.

La interpretación que hacemos del modelo definitivo, tal y como se aprecia en la Tabla III, es la siguiente: El valor de la constante es 448,984 puntos, que representa la media esperada en rendimiento en matemáticas para las *chicas*, con un *nivel socioeconómico familiar* igual a la media de la muestra, sin *aspiraciones educativas*, con un *autoconcepto en matemáticas* y una *autopercepción de eficacia en matemáticas* iguales a la media de la muestra, con un *tiempo proporcional dedicado deberes de matemáticas* igual a la media de la muestra, y con una percepción neutra del *clima de aula*, que asisten a escuelas en las que *no hay agrupamiento por habilidad*, con niveles medios de *autonomía escolar*, con un *número de profesores de matemáticas con certificación 5ª* igual a la media de la muestra (0,71187), con niveles de *calidad de recursos, tanto físicos (infraestructuras) como educativos*, iguales a la media de la muestra, con niveles medios de *moral y compromiso de profesores y estudiantes, de profesores y estudiantes*, y de conducta de los estudiantes, en los que se realizan hasta 20 *evaluaciones*, en las que el índice de *Pobres relaciones entre estudiantes y profesores* es igual a la media de la muestra, y en la que no se ofrece ningún tipo de *actividades extra*, y que pertenecen a un país que *invierte en educación una parte del PIB* que coincide con la media de la muestra (5,16%).

La media de rendimiento en matemáticas esperada (448,9408) sería de 8,4796 puntos más si se tratase de un chico. Por cada punto que aumentase el *nivel socioeconómico familiar*, la media de rendimiento esperado aumentaría 10,2238 puntos más, y otros 12,8338 por cada nivel educativo que aumenten las *expectativas educativas del alumno*. Por cada punto de aumento en el *autoconcepto* en matemáticas y la *autopercepción de la eficacia* en esta área, el rendimiento esperado aumentaría 16,5378 y 22,9404 respectivamente. Por cada punto que aumente la proporción de *tiempo de deberes* que dedica a deberes de matemáticas, el rendimiento esperado disminuiría

-25,5266 puntos. Se produciría un aumento de 4,348 puntos por cada punto de aumento en la percepción de un clima de clase positivo. La existencia de una interacción entre las variables *sexo* y *nivel socioeconómico* indica que el rendimiento de los alumnos disminuiría en -2,5818 puntos en el caso de los chicos cuyo nivel socioeconómico familiar esté por debajo de la media, esto hace suponer que los chicos son más sensibles a un bajo nivel socioeconómico que las chicas, cuando siempre se ha pensado que el efecto tendría la dirección contraria. La explicación la podríamos encontrar en que las chicas tienen una mayor capacidad de adaptación al trabajo escolar que los chicos. Puede ocurrir que la permanencia de las chicas en la escuela esté más amenazada cuando el nivel socioeconómico es bajo, pero la calidad del trabajo escolar de éstas es mayor que la de los chicos cuando las primeras permanecen en la escuela, esto queda reflejado en una menor disminución del rendimiento en matemáticas cuando disminuye el nivel socioeconómico.

La interpretación de los parámetros de nivel escuela es la siguiente: a media que aumenta el *agrupamiento por habilidad* de los alumnos, el rendimiento esperado disminuye -1,8532 puntos. El rendimiento esperado aumenta otros 1,6054 puntos por cada punto que aumenta la *autonomía escolar*; y 20,0038 puntos más por cada punto de aumento de proporción de *profesores con de matemáticas con certificación pedagógica 5ª*.

Por cada punto que aumenta la *calidad de los recursos educativos* del centro aumenta el rendimiento esperado de los alumnos 5,349 en puntos, mientras que al aumento en la *calidad de los recursos físicos* le correspondería una disminución de -2,6602 puntos.

Al aumento de cada punto en el nivel de *entusiasmo y compromiso de los estudiantes y profesores*, le corresponde un aumento en el rendimiento de 4,1118 y 2,002 puntos respectivamente. A cada punto de aumento de *buenas conductas de los alumnos* le corresponde un aumento de 2,8562 puntos.

A medida que las *evaluaciones* se hacen más frecuentes, el rendimiento disminuye -3,0144 puntos. La existencia de *pobres relaciones entre estudiantes y profesores* hace que el rendimiento esperado disminuya -73,178 puntos. Y, por último, la existencia de actividades extraordinarias hace que el rendimiento esperado aumente 2,1496 puntos más.

La inclusión del predictor de nivel 3 (país) nos permite afirmar que por cada punto porcentual que aumenta la *inversión del país en educación*, el rendimiento de los alumnos se vería beneficiado con un aumento de 11,9558 puntos sobre la media estimada.

Con relación a la parte aleatoria del modelo, habría que señalar, en primer lugar, el notable descenso de la varianza que queda por explicar entre el modelo nulo y el modelo final.

La parte aleatoria del modelo muestra algunas variaciones respecto del modelo nulo. La variación residual de las constantes en el tercer nivel muestra que, a pesar de la inclusión como predictor del % del PIB destinado a educación, todavía se observan diferencias en el rendimiento medio de matemáticas entre países. Los países también se diferencian en la relación que mantiene el rendimiento en matemáticas con la proporción de profesores con certificación pedagógica 5a (ver estructura de variación del nivel 3 en la Tabla III).

Como era de esperar, las escuelas siguen diferenciándose en su rendimiento medio en matemáticas. El rendimiento en matemáticas diferenciado entre escuelas está vinculado a las variables sexo, nivel socioeconómico familiar, aspiraciones educativas de los estudiantes, autoconcepto en matemáticas, tiempo dedicado a deberes de matemáticas y disciplina en el aula, tal y como se observa en la estructura de variación del 2º nivel (Tabla III).

En suma, vemos que se produce una disminución de la varianza en todos los niveles. Comparando la varianza que queda sin explicar en el modelo nulo y en el definitivo, apreciamos una disminución de esta en los tres niveles. En el nivel tres pasa de 2384,7632 a 2051,438 (para llegar a este valor basta con sumar las varianzas asociadas a cada predictor de nivel 3); en el nivel dos pasa de 2219,6512 a 1929,3936; y en el nivel uno, la varianza sin explicar pasa de 5248,454 en el modelo nulo, a 3521,342 en el definitivo.

Para la interpretación del modelo, además de analizar la significación de los coeficientes, debemos analizar su ajuste global. Debemos considerar si, además de ser significativa la aportación de los predictores, el modelo propuesto aporta información significativa comparándolo con el modelo nulo, presentado en la Tabla II. Las decisiones de mantener o eliminar un predictor y mantener o eliminar un modelo se hayan íntimamente ligadas, ya que no puede haber modelos significativos que incluyan predictores que no lo sean (Gaviria y Castro, 2004).

Para llevar a cabo la comparación, se hace uso de la razón de verosimilitud. El valor de $-2 \cdot \log \text{likelihood}$ (IGLS) para este último modelo es de 1116386,4. Si lo comparamos con el valor obtenido en la estimación del modelo nulo, la diferencia entre ellos es de 38379,8. Para comprobar el ajuste del modelo, calculamos la significatividad de este valor con 29 grados de libertad (33 parámetros estimados en el modelo definitivo menos 4 parámetros estimados en el modelo nulo). Al obtener un valor de $p=0,000$, menor que el nivel de confianza con el que trabajamos ($\alpha=0,05$), se estima que el modelo definitivo explica mayor varianza que el modelo nulo.

Discusión de resultados y conclusiones

De la validación del modelo se puede extraer como conclusión general que contribuye al estudio de la eficacia escolar, al haber identificado una serie de factores, con respaldo teórico, que tomados conjuntamente, influyen significativamente en el rendimiento en el área de matemáticas de los alumnos de Secundaria.

Las conclusiones más específicas, que pasamos a comentar y discutir de forma más detallada, las hemos agrupado en torno a los factores que incluía el modelo propuesto.

En primer lugar el sexo del alumno sigue siendo un importante predictor de su rendimiento, al menos en el área de matemáticas. Confirmando los trabajos de algunos autores (Roa, 2006) del modelo se deriva que el rendimiento en matemáticas de los alumnos es superior en 8,5 puntos respecto del obtenido por las alumnas.

Algunos trabajos consultados revelaban que el tiempo *dedicado a los deberes* (CIDE, 1995) y las *aspiraciones educativas* (Martín Rodríguez, 1985) parecían tener relación con la eficacia de la escuela. En este trabajo se confirma este punto, si bien en su interpretación hay que hacer algunas matizaciones. Respecto del tiempo que el alumno dedica a realizar tareas escolares relacionadas con las matemáticas, ocurre un fenómeno, cuando menos curioso. El parámetro asociado a la variable tiene un valor de -25,5266, lo que en un principio podría ser interpretado como que «cuanto más tiempo se dedica a los deberes de matemáticas, menor es el rendimiento». Sin embargo, hay que tener en cuenta cómo se ha introducido esta variable en el modelo. En primer lugar, la variable ha sido centrada respecto de la media de la muestra, 0,48, este valor indica que, por término medio, los alumnos dedican casi la mitad del tiempo total de deberes a los deberes de matemáticas. El valor del parámetro indicaría que, por cada punto que aumente el porcentaje de tiempo que el alumno dedica a matemáticas, su rendimiento disminuiría 25,5 puntos. Esto podría estar sucediendo a los alumnos que tienen más dificultades con las matemáticas, que tienen que dedicarles un tiempo proporcionalmente mayor de deberes, y no siempre con buenos resultados. Este argumento se apoyaría al observar la correlación entre las variables *tiempo que dedica el alumno a deberes de matemáticas y rendimiento en matemáticas*, que ofrece un valor de 0,193 ($p = 0,000$). Si bien la correlación es baja, es significativa. Por tanto, parece que dedicar hasta el 48% del tiempo total de deberes a deberes de matemáticas, sería beneficioso para el rendimiento. Sin embargo, cabe señalar que se trata de un efecto aparente (*prima facie*), al que no se puede dar una interpretación causal, ya que carecemos de la información suficiente para afirmar esta causalidad rotundamente.

Respecto de las *aspiraciones educativas del alumno*, también parecen ser un importante condicionante para su rendimiento. Los niveles que presenta esta variable son: 0=Educación Infantil; 1=Educación Primaria; 2= Ed. Secundaria (Inf.); 3= Educación Secundaria Superior. Bachillerato; 4=Estudios Universitarios; 5=Estudios tercer ciclo. Sobre la media de rendimiento estimada, que sería para un alumno sin aspiraciones educativas (valor 0), por cada punto que aumentase el nivel de expectativas, el rendimiento se vería considerablemente incrementado (casi 13 puntos). Cabe resaltar la importancia de este dato, ya que estamos hablando de una variable sobre la que es muy posible influir por medio de campañas de información o de otro tipo, a diferencia del nivel socioeconómico, variable sobre la que el sistema no tiene capacidad de acción.

Otros factores actitudinales que parecen influir en el rendimiento de los alumnos, confirmando otros trabajos (Rodríguez Espinar, 1979; Gimeno, 1976, Gonzalez y Tourón, 1992), son la *autopercepción de la eficacia en el desarrollo de actividades matemáticas*, y el *autoconcepto en esta materia*, que hacen que el rendimiento aumente 16,5 y casi 23 puntos respectivamente.

También variables afectivas, relacionadas con la *disciplina que el alumno percibe en el aula* parecen tener influencia sobre el rendimiento, en la línea de otros estudios anteriores. Parece que el aumento de la percepción de un buen clima en este sentido, hace que el rendimiento aumente 4,5 puntos, confirmando los trabajos de Bosch (1981) entre otros.

Respecto de los *recursos familiares*, el *nivel socioeconómico de la familia* confirma investigaciones pasadas (Pérez Serrano, 1981), que ponen de manifiesto la influencia que ejerce sobre el rendimiento, quizás por las oportunidades en cuanto a actividades y materiales educativos que esto implica. Según los resultados obtenidos, el alejarse de la media del nivel socioeconómico de la muestra supone un incremento (o disminución, en función de la dirección en la que aleje) de 8,5 puntos sobre la media esperada de rendimiento. Se constata en el modelo además una interacción entre esta variable y el sexo. Es decir, el rendimiento disminuiría -2,5 puntos adicionales en el caso de ser un chico y pertenecer a una familia con nivel socioeconómico inferior a la media.

Si bien estos aspectos pueden considerarse de *entrada*, al venir impuestos desde fuera y quedar poco margen de manipulación, de cara a la eficacia escolar que se busca, y en vista de su relación con el rendimiento, se podría trabajar en alguno de ellos. Está claro que el sexo de los alumnos, o el nivel socioeconómico de la familia poco margen de manipulación ofrecen, pero si que se puede trabajar con las expectativas educativas del alumno (a través de un buen sistema de incentiación e información sobre estudios

y salidas profesionales), la autoeficacia y autoconcepto en matemáticas (trabajando primero el área de las matemáticas y promoviendo un cambio de aptitudes respecto a ellas, lo que repercutiría en el tiempo necesario para hacer deberes...).

El *clima escolar*, por su parte, se revela en este modelo como un factor influyente sobre la eficacia escolar, una vez parcializado el efecto del nivel socioeconómico, como era de esperar a partir de otros trabajos consultados. Muñoz Repiso, et al. (1995), Rodríguez (1991) y Castejón (1996) entre otros.

Parece que en este sentido, la ausencia de «pobres relaciones entre alumnos y profesores», aumenta de forma considerable el rendimiento de los alumnos. Para elaborar este índice, se preguntaba a los directores de los centros acerca de *cómo se llevan los profesores con los alumnos, si se interesan por ellos; si les escuchan; si les dan ayuda extra; si les tratan correctamente, etc.* En la medida que se dan respuestas satisfactorias, se considera la no existencia de *pobres relaciones* entre ambos. Pues bien, el modelo pone de manifiesto que, en la medida que aumenta la existencia de malas relaciones, el rendimiento disminuye nada menos que 73 puntos. Parece que este aspecto es especialmente relevante, por lo que habrá que trabajar para lograr en el centro un adecuado nivel de relaciones entre alumnos y profesores, de cara a favorecer la eficacia de la escuela.

En la misma línea, el *entusiasmo y compromiso*, tanto de profesores como de alumnos, favorece el rendimiento en matemáticas de estos últimos, por lo que puede considerarse un factor más de eficacia escolar. Concretamente, el rendimiento aumenta unos 4 puntos cuando se perciben niveles de entusiasmo y compromiso por parte de los alumnos por encima de la media, y en torno a 2 puntos más en el caso de niveles de entusiasmo y compromiso de los profesores por encima de la media.

Respecto de la conducta del alumno, cabe resaltar que se produce un aumento de casi 3 puntos en la media estimada de rendimiento cuando la conducta del alumno aumenta respecto de la media (esta variable hace referencia a la ausencia de *absentismo escolar; interrupciones de las clases por parte de los alumnos, falta de respeto hacia los profesores, problemas de alcohol y/o drogas en los alumnos, o conductas de bullying en las aulas*).

Podría decirse que estas tres variables están muy relacionadas, de hecho, las correlaciones calculadas entre todas ellas resultan significativas trabajando con un α de 0,05.

Estos aspectos, unidos a la variable anteriormente comentada, la *existencia de pobres relaciones entre alumnos y profesores*, darían idea del *clima* del centro, y en nuestro modelo se revelan como factores de eficacia escolar. Estos aspectos son igualmente

susceptibles de modificación, en el sentido de que se puede trabajar con alumnos y profesores para lograr altos niveles de entusiasmo y compromiso por parte de ambos, y altos niveles de buena conducta por parte de los estudiantes, lo que haría disminuir la existencia de *pobres relaciones entre ambos colectivos*.

Respecto del profesorado, la figura del docente ejerce una notable influencia sobre el rendimiento de los alumnos (Grahay, 2000). Según el modelo, parece que la proporción de profesores de matemáticas con certificación pedagógica 5ª (que correspondería al *Curso de Aptitud Pedagógica* en España) que haya en el centro es importante para el rendimiento de los alumnos. El resultado parece evidente: cuanto mayor es el porcentaje de profesores con esta certificación, mayor probabilidad hay de que el alumno tenga un profesor que conozca técnicas pedagógicas (estrategias didácticas y de evaluación, teorías de aprendizaje, etc.) adecuadas para contribuir a un alto desempeño por parte de los alumnos, lo que confirma algunos trabajos, como el de Walberg (1991). La media de profesores con esta certificación en los centros de la muestra es del 72%, y por cada punto que se separa de esta media, aumenta (o disminuye) el rendimiento esperado del alumno 20 puntos.

Los *recursos de la escuela* se muestran también como decisivos para la eficacia de la misma. Respecto de la calidad de los recursos, tanto educativos como físicos, se han encontrado resultados sorprendentes. Respecto de los primeros, la evidencia empírica habla de la relación existente entre unos materiales educativos de calidad en el centro y un alto desempeño por parte de los estudiantes (Fullen y Clarke, 1994; Walberg, 1991). En el modelo esto parece quedar probado, al encontrar un incremento de 5,3 puntos en la media de rendimiento en matemáticas estimado por cada punto que aumento la calidad de los recursos educativos. Lo sorprendente lo encontramos al valorar el parámetro asociado a la calidad de los recursos físicos del centro (edificio y terrenos; sistemas de calefacción, aire acondicionado y electricidad; aulas; etc.), que en estudios anteriores se asocia con la eficacia escolar (Edmonds, 1979, entre otros). En nuestro trabajo hemos encontrado un valor desconcertante, pues parece que un aumento en la calidad de los recursos físicos de la escuela, produciría una bajada en el rendimiento de 2,6 puntos.

Recordemos que esta variable es un índice que PISA construye a partir de las respuestas que los directores de las escuelas dan a las preguntas: *¿En su escuela la capacidad de proporcionar instrucción se ve afectada por la ausencia o falta de adecuación del edificio o terrenos, sistemas eléctricos, de calefacción o aire acondicionado, o de espacios de instrucción (como aulas)?* Las respuestas se valoran de 1 (en absoluto) a 4 (Mucho) y las medias en estas variables están en torno a la

categoría 2 (muy poco), lo que implicaría que, por término medio, los directores consideran que la calidad de los centros que dirigen es buena, lo que podría explicar el signo del parámetro encontrado.

En la investigación revisada para la elaboración del marco teórico del modelo, encontrábamos un indicador de los recursos escolares, la *proporción de alumnos por docente*, con incidencia positiva sobre los resultados educativos. En nuestro modelo esta relación no se confirma, el parámetro no resulta significativo al introducirlo en el nivel 2 (escuelas), si bien hemos comprobado que existe una correlación significativa entre esta variable y el rendimiento en matemáticas ($r = -0,17$, $p=0,000$), que indicaría que al aumento del número de alumnos por profesor, le corresponde una disminución del rendimiento en esta materia. Se trataría de una correlación espúrea, producida por la acción causal de una o más variables sobre el rendimiento y el nº de alumnos por aula simultáneamente, que resulta no significativa al introducir la variable en el modelo.

Respecto del *contexto educativo del centro*, las variables que han resultado significativas en el modelo no hacen sino confirmar estudios anteriores (CIDE, 2005). En primer lugar, la *existencia de cursos de refuerzo de matemáticas para aquellos alumnos que lo precisen*, supone un importante beneficio para los alumnos, ya que hace que su rendimiento aumente hasta 4. Tal y como lo ha elaborado PISA, los valores que toma la variable son 0, cuando no se ofrece ninguno; 1, cuando se ofrecen cursos de refuerzo o profundización; y 2, cuando se ofrecen de los dos tipos. Parece que el rendimiento de los alumnos aumenta en la medida en que el centro pone a su disposición los cursos que precisa.

Otro aspecto que la evidencia empírica resalta como criterio de eficacia, por su relación con el rendimiento de los alumnos, es la *frecuencia de las evaluaciones* (Stallings, 1985; García Duran, 1991). De los trabajos anteriores se deducía que una evaluación frecuente favorece un alto rendimiento, sin embargo, encontramos en nuestro modelo que, a medida que aumenta en número de evaluaciones, el rendimiento de los alumnos en matemáticas disminuye, concretamente 3 puntos por cada punto de aumento. La escala, según la construye PISA, tiene tres categorías: 0 = menos de 20 veces al año; 1 = entre 20 y 39 veces; 2 = más de 40 veces al año. Parece que, en este sentido, nuestro modelo no concuerda con investigaciones pasadas, y que cuando las evaluaciones se hacen demasiado frecuentes (más de 20 al año), el rendimiento de los alumnos desciende.

Respecto del agrupamiento de los alumnos, nuestro trabajo confirma otros como el de Slavin (1996) que llegaba a la conclusión de que la *agrupación* homogénea de

alumnos («asignación a clases de iguales aptitudes») es generalmente ineficaz. En nuestro modelo, el parámetro asociado a esta variables tiene un valor de -1,8, lo que indica que, tal y como se ha medido la variable en PISA (0 = Escuelas en las que no existe este agrupamiento; 1 = Escuelas en las que se realiza agrupamiento por habilidad en alguna clase; 2 = Escuelas en las que se agrupa por habilidad en todas las clases), a medida que se da en el centro la agrupación por habilidades, disminuye el rendimiento esperado de los alumnos en matemáticas, siendo mayor la disminución en aquellos centros en los que la agrupación por habilidad se produce en el 100% de las clases.

Por último, dentro del nivel de escuela, se confirma que la *autonomía* de ésta, en lo que a toma de decisiones se refiere, influye sobre el rendimiento de los alumnos en matemáticas. Por cada punto que aumenta la percepción que tiene el director sobre la autonomía de la escuela, aumenta el rendimiento en 1,6054 puntos. Sin embargo, es preciso tener en cuenta que los beneficios de una escuela *autónoma* no conducen de por sí al mejoramiento de la calidad. Un reciente estudio sobre la gestión basada en la escuela, concluía que «no hay prácticamente datos seguros basados en investigaciones sobre los efectos directos o indirectos que ejerce en el alumno la administración basada en la escuela. [...] Según los pocos elementos existentes basados en la investigación, los efectos en el estudiante pueden ser positivos o negativos» (Caldwell, 1998).

Por último, en el nivel *país*, hemos encontrado resultados que concuerdan, en parte, con las investigaciones que se han consultado al elaborar el marco referencial de este trabajo. El indicador que ha resultado significativo es el porcentaje de PIB que cada país invierte en educación. Esta variable, como ya se ha comentado, ha sido centrada, para facilitar su interpretación, con respecto de la media, que es del 5,1% ($S=1$) (lo que pondría de manifiesto que aún no se ha conseguido el compromiso de invertir un mínimo del 6% del PIB, tal y como proponía la UNESCO, 1996). La interpretación que se hace del parámetro es que por cada punto que se sobrepasa del 5,1% del PIB invertido en educación en los países, aumenta el rendimiento medio esperado en matemáticas casi 12 puntos.

Sin embargo, otras variables que se relacionaban con la calidad educativa en otros trabajos, como el PIB del país o la inversión por niveles (Gupta, Verhoeven y Tiongsong, 1999; y McMahon, 1999) han resultado no significativas en nuestro modelo.

Referencias bibliográficas

- BROKOVER, W.B. ET AL. (1979). *School systems and students achievement: schools make a difference*. New York: Praeger.
- CALDWELL, B. J. (1998). *Self-managing schools and improved learning outcomes*. Canberra: Department of Employment, Education, Training and Youth Affairs.
- CASTEJÓN, J.L. (1996). *Determinantes del rendimiento académico de los estudiantes y de los centros educativos: modelos y factores*. Alicante: Editorial Club Universitario.
- CIDE (1995). *El sistema educativo español*. Madrid: MEC
- (2005). *Treinta años de Investigación Educativa*. Madrid: CIDE
- COLEMAN, J.S. ET AL (1966). *Equality of educational opportunity* (2 vols.). Washington, DC: Government Printing Office.
- CREEMERS, B. (1994). *The effective classroom*. London: Cassell
- DRAPER, D. (1995). Inference and hierarchical modeling in the Social Sciences. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 20, 115-147.
- EDMONDS, R.R. (1979). Effective schools for the urban poor. *Educational Leadership*, 40 (3), 4-11.
- FUENTES, A. (1986). *Procesos funcionales y eficacia de la escuela. Un modelo causal*. Madrid: Universidad Complutense.
- FULLER, B. Y CLARKE, P. (1994). Raising School Effects While Ignoring Culture? Local conditions and the influence of classrooms, tools, rules and pedagogy. *Review of Educational Research*, 1(64), 119-57.
- GARCÍA, M. (1991). *Investigación evaluativa sobre las variables pedagógicas que discriminan entre los centros de EGB de alto y bajo rendimiento en el medio rural de la provincia de Cádiz*. Tesis doctoral no publicada, UNED, Madrid, España.
- GAUTHIER, C. Y DEMBÉLÉ, M. (2004). *Qualité de l'enseignement et qualité de l'éducation*. *Revue des résultats de recherche*. Background paper for EFA Global Monitoring Report 2005.
- GAVIRIA, J.L. Y CASTRO, M. (2004). *Modelos Jerárquicos Lineales*. Madrid: La Muralla
- GIMENO, J. (1976). *Autoconcepto, sociabilidad y rendimiento escolar*. Madrid: INCIE.
- GLASMAN, N. & BINIAMINOV, I. (1981). Input-output analysis of school. *Review of Educational Research*, 51 (4), 509-539.
- GONZÁLEZ, M.C. Y TOURÓN, J. (1992). *Autoconcepto y rendimiento escolar*. Pamplona: EUNSA.

- GUPTA, S., VERHOEVEN, M. Y TIONGSON, E. (1999). *Does Higher Government Spending Buy Better Results in Education and Health Care?* Washington: International Monetary Fund. (Working Paper No 99/21, February).
- HANUSHEK, E. A. (1992). *Dropping out of school: further evidence on the role of school quality in developing countries*. Rochester: University
- HANUSHEK, E.A. Y KIMKO, D.D. (2000). Schooling, Labor-Force Quality, and the Growth of Nations. *American Economic Review*, 5(90), 1184-1208.
- LEE, J. Y BARRO, R.J. (2001). Schooling Quality in a Cross-Section of Countries. *Economica*, 272 (38), 465-488.
- LEZZOTTE, L. W., EDMONDS, R. & RATNER, G. (1974). *A final report: Remedy for school failure to equitably deliver basic schools skills*. East Lansing: Michigan State University.
- MARTÍN RODRÍGUEZ, E. (1985). *Variables de influjo inmediato en el rendimiento escolar (estudio de la incidencia de los factores socio-económicos y culturales en el rendimiento de los alumnos)*. Tesis doctoral inédita, UNED, Madrid, España.
- MCMAHON, W. (1999). *Education and Development: Measuring the Social Benefits*. Oxford: Oxford University Press.
- MUÑOZ REPISO, M. (1997). La mejora de la eficacia escolar: un estudio de casos.
- MUÑOZ REPISO, M. ET AL (1995). *Calidad de la educación y eficacia de la escuela. Estudio sobre la gestión de los recursos educativos*. Madrid: CIDE.
- MURILLO, F. J. (2000). *La Investigación sobre eficacia escolar en España*. Madrid: CIDE.
- MURPHY, J., HALLINGER, PH. Y MESA, R. (1985). School effectiveness: cheking progress and assumptions and developing a role for state and federal government. *Teachers College Record*, 86 (4), 615-641.
- PÉREZ SERRANO, G. (1981). *Origen social y rendimiento social*. Madrid: CIS
- REYNOLDS, D. (1985). *Studying School Effectiveness*. London: Falmer Press.
- ROA, J.M. (2006). Rendimiento escolar y «situación diglósica» en una muestra de escolares de educación primaria en Ceuta. *Revista Electrónica de Investigación Educativa*, 8 (1).
- RODRÍGUEZ ESPINAR, S. (1979). *Factores predictivos de rendimiento escolar*. Tesis doctoral inédita. Barcelona: Universidad de Barcelona, Barcelona, España.
- RODRÍGUEZ GÓMEZ, G. (1991). *Investigación evaluativa en torno a los factores de eficacia escolar de los centros públicos de EGB*. Tesis doctoral inédita, UNED, Madrid, España.
- RUTTER, M. ET AL (1979). *Fifteen thousand hours. Secondary schol and their effects on children*. London: Open Books.

- SCHEERENS, J. (1992). *Effective Schooling Research: Theory and Practice*. New York: Cassell.
- STALLINGS, J. (1985). Effective elementary classroom practices. En M.J KYLE (Ed.), *Reaching for excellence. An effective schools sourcebook*. Washington, DC: United States Government Printing Office
- TEDDLIE, C. Y STRINGFIELD, S. (1993). *Schools make a difference: lessons learned from a ten-year study of school effects*. New York: Teachers College Press.
- UNESCO (1996). *International Standard Classification of Education*. Paris: UNESCO
- UNESCO (2005). *Informe de Seguimiento de la Educación para Todos en el Mundo*. Paris: Autor
- WALBERG, H. (1991). Improving school science in advanced and developing countries *Review of Educational Research*, 1(60), 25-69.
- WU, M. (2002). *Manual de análisis de datos de PISA 2003: usuarios de SPSS*.

Fuentes electrónicas

- GLEWWE, P., KREMER, M. Y MOULIN, S. (2000). *Textbooks and Test Scores: evidence from the Prospective Evaluation in Kenya Working Paper*. Cambridge, MA: Harvard University. Consultado el 10 de noviembre, de <http://posteconomics.harvard.edu/faculty/kremer/webpapers/>
- HORSLEY, M. (2004). *An Expert Teacher 's Use of Textbooks in the Classroom*. University of Sydney, Consultado de http://alex.edfac.usydedu.au/Year1/cases/Case%2014/Expert_teacher's_use_of_te.html
- OECD (2003). *The PISA International Database*. Autor: OECD, de <http://pisa2003.acer.edu.au/index.php>
- OECD (2004). *Education at glance*. París: ECD. Consultado de www.oecd.org/edu/eag2004

Dirección de contacto: Covadonga Ruiz de Miguel. Universidad Complutense de Madrid. Facultad de Educación. Departamento de Métodos de Investigación y Diagnóstico en Educación. Edificio La Almudena, c/ Rector Royo Villanova s/n. Ciudad Universitaria. 28040, Madrid, España. E-mail: covaruiz@edu.ucm.es