

November 2006

Education Policy Analysis Archives 14/29

Arizona State University

University of South Florida

Follow this and additional works at: https://digitalcommons.usf.edu/coedu_pub



Part of the [Education Commons](#)

Scholar Commons Citation

Arizona State University and University of South Florida, "Education Policy Analysis Archives 14/29 " (2006). *College of Education Publications*. 615.
https://digitalcommons.usf.edu/coedu_pub/615

This Article is brought to you for free and open access by the College of Education at Digital Commons @ University of South Florida. It has been accepted for inclusion in College of Education Publications by an authorized administrator of Digital Commons @ University of South Florida. For more information, please contact digitalcommons@usf.edu.

Archivos Analíticos de Políticas Educativas

Revista Académica evaluada por pares

Editor: Sherman Dorn

College of Education

University of South Florida

Editores Asociados para Español y Portugués

Gustavo Fischman
Arizona State University

Pablo Gentili
Laboratorio de Políticas Públicas
Universidade do Estado do Rio de Janeiro

Volumen 14 Número 29

November 5, 2006

ISSN 1068-2341

Un Estudio Multinivel Basado en PISA 2003: Factores de Eficacia Escolar en el área de Matemáticas

Covadonga Ruiz de Miguel y María Castro Morera

Universidad Complutense de Madrid, España

Citación: Ruiz de Miguel, C. & Castro Morera, M. (2006). Un estudio multinivel basado en PISA 2003: factores de eficacia escolar en el área de matemáticas.

Archivos Analíticos de Políticas Educativas, 14 (29). Recuperado [fecha] de <http://epaa.asu.edu/epaa/v14n.29>

Resumen: En el artículo se presenta un modelo multinivel realizado a partir de los datos obtenidos en el estudio PISA 2003. El modelo incluye tres niveles (estudiante, escuela, país) y variables relacionadas con la eficacia escolar, utilizando el rendimiento en matemáticas como variable dependiente, a partir de los valores plausibles que el estudio facilita para cada alumno. Los resultados obtenidos permiten concluir que variables como estructura familiar, sexo, nivel socioeconómico (tanto de la familia como de la escuela), recursos educativos del



Los lectores/as pueden copiar, mostrar, y distribuir este artículo, siempre y cuando se de crédito y atribución al autor/es y a Archivos Analíticos de Políticas Educativas, se distribuya con propósitos no-comerciales, no se altere o transforme el trabajo original. Mas detalles de la licencia de Creative Commons se encuentran en <http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/2.5>. Cualquier otro uso debe ser aprobado en conjunto por el autor/es o AAPE/EPAA. AAPE/EPAA es publicada conjuntamente por el Mary Lou Fulton College of Education at Arizona State University y el College of Education at University of South Florida y, en su versión en español y portugués, por el Observatorio Latinoamericano de Políticas Educativas (OLPED) del Laboratorio de Políticas Públicas (LPP). Los artículos que aparecen en AAPE son indexados en el Directory of Open Access Journals <http://www.doaj.org> y por H.W. Wilson & Co. Contribuya con comentarios y sugerencias a Fischman@asu.edu y/o pablo@lpp-uerj.net

hogar, calidad de los recursos de la escuela, expectativas educativas del alumno, tamaño de la escuela, formación del profesorado y recursos económicos que el país destina a la educación, tienen una notable influencia sobre el rendimiento de los alumnos en el área de matemáticas.

Abstract: This article presents a school effectiveness multilevel model based on PISA 2003 data. Our focus is math achievement. We employ a three level model (student, school and country) with variables related to school effectiveness as predictors of student achievement. We use a methodology that takes into account the multiple plausible values generated by PISA for each student. Results show that family structure, gender, family and school socioeconomic status, home educational resources, quality of school resources, student educational expenditures, school size, teacher education and country economic resources devoted to education all have sizable influence in mathematic achievement.

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 de PISA 2003, y a partir de ellos se ha elaborado un modelo multinivel de tres niveles, explicativo del rendimiento en matemáticas de los alumnos de 15 años. Los datos del estudio se refieren a los niveles¹: estudiantes, escuelas y países. La existencia de varianza dentro de cada nivel indica que los sujetos se diferencian entre ellos dentro de cada uno: los estudiantes difieren entre sí, 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.

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—modelos entrada producto—(Coleman, 1966), pasando por otros más comprensivos que incluyen además aspectos de proceso (Brookover, 1979; Lezzote, Edmons y Ratner, 1974; Rutter et al., 1979; Weber, 1971; Edmonds, 1979; McKenzie, 1983; Purkey y Smith, 1983), hasta llegar a los que incluyen el contexto (Anderson, 1992; Bossert, Dwyer, Rowan & Lee, 1982; Brookover, 1979; Centra & Poter, 1980; Glasman y Biniaminov, 1981; Murphy, Hallinger & Mesa, 1985).

¹ En los datos de PISA 2003 se podría identificar un cuarto nivel, *sub-región*, que estaría entre *escuelas* y *países*, sin embargo, el estudio descriptivo de los datos nos hizo desechar este nivel debido a la poca información que aportaba.

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) y Mortimore et al. (1988) 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 que proponen Scheerens (1997) que pone el énfasis en la escuela y Creemers (1994), centrado más en el aula.

Otros trabajos más recientes (Gaviria et al. 2004) retoman un elemento que ya había sido estudiado en los anteriores aunque de un modo diferente: los recursos como factor que determina la eficacia de las escuelas. Hasta el momento se había estudiado este factor únicamente en países industrializados, lo que hacía que los recursos no marcaran una diferencia en los resultados.

Cabe señalar qué es lo que entendemos por eficacia escolar, y partimos para ello del argumento que esgrime Muñoz Repiso (1997), según el cual, podría decirse que la eficacia y la mejora escolar tiene sentido en función del logro de la calidad educativa. La calidad se cifra 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. Desde esta perspectiva los procesos—recursos, medios, etc.—más felices son los que consiguen mejores resultados. La escuela eficaz es, pues, 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. Las escuelas deben garantizar unos conocimientos básicos para todos los alumnos para que, posteriormente, estos puedan adquirir y desarrollar otros conocimientos y destrezas (Creemers, 1994).

El modelo que se presenta en este trabajo y que se tratará de validar con la metodología multinivel, se apoya en los trabajos realizados hasta el momento y pretende ser un avance al incluir variables de tipo económico, las cuales han sido poco contempladas hasta ahora en la investigación sobre eficacia escolar. La justificación de la inclusión de este tipo de variables la encontramos en la idea de que la educación es un fenómeno que “consume recursos”, por lo que el elemento económico subyace al fenómeno educativo y debe ser considerado parte del mismo. La idea no es nueva, la propone Hanushek (1992), que afirma que la eficacia de la escuela puede aumentar, sin incrementar la inversión económica, a través de una reforma guiada por tres principios: a) un uso eficiente de los recursos económicos, b) una incentivación del rendimiento, y c) un continuo aprendizaje y adaptación de las instituciones por medio de una retroalimentación adecuada.

El primer principio, el económico, se basa en que los recursos deben ser utilizados de la manera más eficiente posible, entendiendo la eficiencia no como minimización de costes sin tener en cuenta resultados, sino implicando una continua comparación de costes y beneficios, así como el abandono de programas costosos con bajos beneficios. La eficiencia hace referencia, en líneas generales, a “hacer lo mejor posible con los recursos de que se dispone”. Si un nuevo proceso mejora el rendimiento del alumno con el mismo coste económico que se venía utilizando, el nuevo proceso resulta más eficiente. Sin embargo, la utilización de los recursos económicos de una manera eficiente es difícil, especialmente cuando estamos hablando de algo tan complejo como es el fenómeno educativo.

Partiendo de la idea de Hanushek, se ha incluido en el modelo una variable de carácter económico, que no se refiere tanto a “la eficacia” con la que cada país gestiona los recursos que destina a educación, cuanto la cantidad que destina. De este modo, se ha tenido en cuenta la inversión económica que hace el país en materia educativa, el porcentaje de PIB que éste dedica a educación, así como los porcentajes del PIB que destina a educación infantil, primaria y secundaria respectivamente.

Además de los recursos económicos destinados a la educación, el rendimiento de los alumnos se vería afectado por otro tipo de recursos considerados en otros trabajos de

investigación como factores clave de la eficacia de la escuela (Gaviria et al., 2004). Estos recursos se refieren tanto a los que dispone la familia (De Miguel, 1988; Martínez González, 1992; Ladrón de Guevara, 2000), como a los existentes en el centro escolar, tanto personales como materiales (Zabalza, 1998).

Cabe destacar entre los recursos relativos al personal, el de la exigencia de una titulación académica avanzada como parte del proceso formativo del profesorado, que es, en palabras de Hanushek (1992), un ejemplo más de decisiones políticas costosas, pero sin justificación empírica. Los estudios sobre desempeño escolar no demuestran una diferencia sistemática en la media de rendimiento de aquellos alumnos de profesores titulados respecto de los de los alumnos de profesores que no lo son (Hanushek, 1992). Otros trabajos (Coleman et al., 1982) señalan los recursos de la escuela, concretamente calidad y cantidad de profesorado, como un impulsor del rendimiento escolar. Según estos trabajos, “los patrones de staff representan otro conjunto de oportunidades para las capacidades de las escuelas de cara a incrementar el crecimiento intelectual y emocional, así como para proporcionar un ambiente en el que este crecimiento pueda tener lugar.” (Coleman et al., 1982)

Otro aspecto relacionado con el centro escolar es su titularidad; Dronkers y Robert (2003), en un trabajo en el que se utilizaron los datos de PISA 2000, analizan la efectividad de centros públicos y privados de 19 países de la OCDE. Los resultados indican que los centros privados—concertados son más efectivos que las escuelas públicas, a igualdad de composición de estudiantes, padres y características sociales. La principal explicación de esta mayor efectividad parece ser el mejor clima de los centros privados—concertados.

Una última variable referida al centro escolar hace referencia al tamaño de los grupos. Stecher et al. (1999 y 2000) encontraron que aquellos estudiantes sometidos al programa CSR (*Class Size Reduction*) tenían un desempeño escolar superior a aquellos que no habían seguido el programa. Así pues, parece que aquellos alumnos que trabajan en grupos más pequeños alcanzarían mayores índices de rendimiento que aquellos que trabajan en grupos más numerosos, si bien hay que tener en cuenta que este estudio se refiere a contextos latinoamericanos, donde la reducción del grupo sería de 50 a 40 alumnos. Los estudios de Tennessee, que hacen una reducción de 25 a 18 alumnos, revelan resultados en la misma línea, afirmando que los grupos más reducidos resultan beneficiosos para el rendimiento de los alumnos, al menos en los primeros años (Mosteller, 1995).

Otras variables que hacen referencia a las características personales del alumno, que pueden ser la estructura familiar en la que vive (Husen, 1962; Sun y Li, 2001), el sexo y las expectativas que tiene sobre su formación académica (Martínez González, 1992), con una demostrada influencia sobre su desempeño escolar, se han incluido en el modelo con el fin de determinar su contribución al rendimiento escolar.

Otra variable importante que se incluye en el modelo por la influencia que ejerce sobre el rendimiento es el nivel socioeconómico, tanto del alumno como de la escuela a la que acude. La inclusión de esta variable nos remite al inicio de los estudios sobre eficacia escolar, marcado por el Informe Coleman (1966), centrado en la problemática de la desigualdad de resultados en educación, del que se podía concluir que la variabilidad de los resultados entre las diferentes escuelas se explicaba, casi en su totalidad, en términos de diferencias en nivel socio—cultural de los alumnos. En el trabajo de Coleman se utilizó un modelo sencillo consistente en un conjunto de factores de entrada (características del centro, características de los alumnos, características sociales, etc.) que se consideraban un todo, y un criterio de salida que eran los resultados escolares, dando lugar a la célebre frase *la escuela no importa* (Smith, 1972; Jenks et al, 1972; Mayeske, 1973). Si bien es cierto que desde la aparición de este informe la evolución de los trabajos sobre eficacia escolar ha sido notable, también lo es que esta variable no puede desecharse, sino que debe ser incluida en otros modelos más comprensivos; por lo tanto, en nuestro trabajo, la variable nivel socioeconómico es tomada en cuenta, tanto a nivel individual del alumno como a nivel de la escuela.

Con el conjunto de variables citadas anteriormente y justificadas teóricamente se ha elaborado un modelo en el que se utilizará como variable dependiente el rendimiento en matemáticas de los alumnos de 15 años, operativizado a través de 5 valores plausibles.

Para la realización del trabajo se llevará a cabo una explotación parcial de la base de datos procedente del estudio de PISA 2003, a través de un análisis secundario de las variables anteriormente citadas y justificadas.

Las aportaciones de este trabajo se resumen en dos aspectos, uno teórico y el otro metodológico.

Desde el punto de vista teórico, se pretende validar un modelo explicativo del rendimiento en matemáticas. El modelo incluye tanto aspectos clásicos en la investigación sobre eficacia (la titularidad de los centros, el nivel socioeconómico, etc.), como otros que suponen una novedad, entre los que destacan la inclusión de variables de carácter económico. Otra novedad que se incluye en el modelo y que enlaza con la aportación metodológica del mismo es la diferenciación entre países, que es posible al emplear una metodología multinivel. Cabe destacar que esta diferenciación es un elemento de reciente incorporación en la investigación educativa que permite desagregar la varianza de los diferentes países que forman parte del proyecto. Frente a los modelos clásicos, los modelos multinivel ofrecen a la investigación sobre eficacia escolar 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 la posibilidad de reconocer la equidad del centro, elemento fundamental para una correcta concepción de los términos “eficacia escolar” y “calidad de la educación”.

Metodología

La metodología utilizada para la elaboración de este trabajo es, como ya hemos apuntado, la metodología multinivel. Los Modelos Jerárquico Lineales han incrementado su presencia en la investigación educativa por las ventajas que presentan sobre otras utilizadas anteriormente como la Regresión Lineal.

Los Modelos Jerárquico Lineales

La particular estructura jerárquica o multinivel que muestran los datos en las investigaciones realizadas en el ámbito de las ciencias sociales en general, y en la investigación en el ámbito educativo en particular, justifica la utilización de las técnicas multinivel para la elaboración de nuevos modelos. Las unidades últimas de las investigaciones, generalmente los estudiantes, aparecen anidados o pertenecientes a un contexto más amplio, usualmente un salón de clases; éste a su vez, pertenece a un centro, a un barrio, a una ciudad, país, región, etc. (Kreft y DeLeeuw, 1994). Esta estructura de los datos hace poco recomendable la aplicación de técnicas convencionales de estimación basadas en Mínimos Cuadrado Ordinarios debido, entre otros, a los siguientes motivos: a) la dependencia de las observaciones (observaciones dentro de un grupo que están próximas en el tiempo o en el espacio, se espera que sean más parecidas que las observaciones de diferentes grupos), b) los efectos aleatorios (los modelos multinivel asumen un muestreo aleatorio de individuos en contextos también aleatorios. El modelo de regresión asume efectos fijos); y c) las interacciones entre-niveles (entre variables definidas en distintos niveles de la jerarquía que con frecuencia llevan a inferencias inadecuadas) (Gaviria y Castro, 2004).

Los modelos multinivel permiten tratar adecuadamente la diferenciación de la varianza que producen distintos niveles de agregación, por otro lado constituyen la solución estadística adecuada para tratar de forma simultánea la influencia del contexto y de las diferencias

individuales (Gaviria y Castro, 2004) y, finalmente, son mas parecidos a los fenómenos que intentan modelizar, al establecerse relaciones e hipótesis específicas para cada uno de los niveles.

A pesar de que estos modelos empiezan a desarrollarse en torno a los años 70 (Lindley y Smith, 1972), su aplicación en trabajos de investigación no comienza sino hasta finales de los 80, cuando el desarrollo de software específico que facilitaba el cálculo para esta técnica favoreció la generalización de su uso, dando lugar al desarrollo de programas como el MLwin (Goldstein et al., 1998).

De entre las muchas las ventajas técnicas que aporta la utilización de los modelos jerárquicos lineales, Draper (1995) destaca tres: a) proporcionan un entorno natural en el que se pueden expresar y comparar las teorías acerca de las relaciones estructurales entre variables de cada uno de los niveles en una jerarquía organizativa; b) proporcionan calibraciones de la incertidumbre producida en el proceso de estimación cuando hay autocorrelación presente en los datos, algo usual en investigación socioeducativa; y c) proporcionan un marco explícito en el que se pueden expresar juicios de similitud entre las unidades de nivel superior, es decir, un marco en el que se puede valorar el supuesto de “intercambiabilidad” de las unidades, con el objetivo de combinar información de unidades de distintos niveles para producir predicciones bien calibradas de resultados observables.

La utilización de esta metodología en investigación es cada vez más frecuente, especialmente en educación y en salud (Draper et al., 1995). Igualmente, muchos sistemas de evaluación emplean alguna forma de los modelos multinivel (Willms y Raudenbush, 1989; Harper y Nash, 1996; Mayer, 1996; Bryk et al., 1998). El enfoque de esta metodología se ha generalizado de tal forma en la investigación socioeducativa que actualmente ésta se define como *empírica, multidisciplinar, multivariada y multinivel* (Keeves y McKenzie, 1999).

La investigación sobre eficacia de las escuelas puede verse muy beneficiada con la utilización de los Modelos Jerárquico Lineales por las novedades metodológicas apuntadas. Las preguntas a las que se pretende dar respuesta con estos trabajos típicamente hacen referencia al grado de las diferencias en eficacia entre las escuelas; o dónde se encuentran las principales fuentes de variación, en caso de haberlas; o si pueden identificarse algunos factores que contribuyan a la eficacia y que puedan ser susceptibles de manipulación, etc.

Formalmente, los modelos jerárquicos no se diferencian de los de ecuaciones estructurales, la diferencia está en la preocupación por el contexto de los segundos. Esta preocupación ha sido una característica que ha definido tradicionalmente a las investigaciones realizadas desde el paradigma cualitativo. Es precisamente la comprensión precisa del contexto en una situación natural (contrapuesta a la investigación de laboratorio) lo que da mayor validez a este tipo de estudios (Guba y Lincoln, 1999). A pesar de que la consideración del contexto se le atribuye fundamentalmente a la investigación cualitativa, la investigación cuantitativa también se ha enriquecido de éste y otros elementos de aquella (generación de variables y mayor sensibilidad por los problemas inmediatos) (Gaviria, 2000).

Otra diferencia importante que presentan los Modelos Jerárquico Lineales respecto de la Regresión Lineal es que en esta última es posible utilizar un método (stepwise, pasos sucesivos) en el que el programa informático que se utilice, SPSS por ejemplo, va introduciendo los predictores en orden, empezando por el que explica mayor cantidad de varianza. En la metodología que utilizaremos para la realización de este trabajo no es posible hacer esto, por lo que el orden de introducción de los predictores lo dicta, en el mejor de los casos, la teoría subyacente al modelo (theory-driven).

El proyecto PISA

Para la realización de este trabajo se ha utilizado la base de datos procedente del estudio PISA correspondiente al año 2003, a disposición del público en la página

http://pisaweb.acer.edu.au/oecd_2003/oecd_pisa_data.html. EL programa que se ha utilizado para el análisis de los datos es el MLwin 2.0.

El Proyecto Internacional para la Producción de Indicadores de Rendimiento de los Alumnos, denominado Proyecto PISA (Program for Indicators of Student Achievement), es el resultado de la aplicación de la estrategia de actuación desarrollada por la Red A, encargada del área de los resultados educativos del Proyecto de Indicadores Internacionales de los Sistemas Educativos (Proyecto INES). El Proyecto de Indicadores Internacionales de la Educación (INES) del Centro para la Investigación e Innovación Educativas (CERI) dependiente de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE) tiene como objetivo la producción de indicadores educativos, incluyendo indicadores comparativos internacionales, del rendimiento escolar de los alumnos en los sistemas de educación de los países miembros.

Los datos recogidos se organizan jerárquicamente en tres niveles. En un primer nivel se encuentran los alumnos de cada uno de los países. De estos alumnos conocemos su rendimiento en matemáticas. Estos alumnos, a su vez, están agrupados o “anidados” en escuelas, que constituyen las unidades de segundo nivel. A su vez, las escuelas se agrupan en países, que constituyen las unidades de tercer nivel. En principio, el estudio PISA contempla la membresía de 41 países (Australia, Austria, Bélgica, Brasil, Canadá, República Checa, Dinamarca, Finlandia, Francia, Alemania, Grecia, Hong Kong (China), Hungría, Islandia, Indonesia, Irlanda, Italia, Japón, Korea, Latvia, Liechtenstein, Luxemburgo, Macao, México, Holanda, Nueva Zelanda, Noruega, Polonia, Portugal, Rusia, Eslovaquia, España, Suecia, Suiza, Tailandia, Túnez, Turquía, Reino Unido, EE UU, Uruguay, Yugoslavia), 10274 escuelas y 276165 estudiantes.

Muestra

Al aplicar la macro necesaria para el tratamiento de los datos (“PreML.inc”²), se produce una pérdida de datos al eliminarse aquellos sujetos que presentan algún valor perdido en alguna de las variables. La muestra definitiva queda configurada como lo muestra la Tabla 1.

Tabla 1

Muestra utilizada en el trabajo

País	Escuelas	Estudiantes	País	Escuelas	Estudiantes
Austria	127	3815	Luxemburgo	13	721
Brasil	22	752	Macao	28	1131
Bélgica	65	7234	Holanda	45	1226
Canadá	661	17505	Nueva Zelanda	106	3119
Rep. Checa	213	5326	Noruega	103	2506
Dinamarca	130	3142	Polonia	153	4109
Alemania	39	1159	Portugal	118	3751
Grecia	153	4051	Rusia	178	5156
Hong Konk	130	4168	Eslovaquia	194	6093
Hungría	185	4182	España	206	7154
Islandia	78	2294	Suecia	106	2818
Irlanda	87	2432	Suiza	259	5512
Italia	73	2224	Tailandia	174	5165
Korea	134	4950	Turquía	14	3130
Letonia	124	3967	Reino Unido	291	7486
Liechtenstein	11	294	Uruguay	38	1063
			Totales	4258	127635

Como se observa en la Tabla 1, se ha perdido información relativa a nueve de los países de la muestra, lo que deberá ser tenido en cuenta a la hora de interpretar los resultados.

² Desarrollada por Snijders y disponible en <http://stat.gamma.rug.nl/mlnmac.htm>.

Variables

La variable de respuesta utilizada como variable dependiente en este trabajo han sido los cinco valores plausibles (*plausible values*) en matemáticas que el estudio PISA asigna a cada estudiante en esta materia.

El método más sencillo para describir valores plausibles es decir que son una representación de la gama de capacidades que pueden suponerse razonablemente en un alumno. En lugar de estimar directamente la capacidad θ de un alumno, se estima una distribución de probabilidades para θ . Es decir, en lugar de obtener una estimación puntual para θ de un alumno (como estimación WLE, de máxima verosimilitud ponderada), se estima un abanico de valores plausibles para la magnitud θ de un alumno, con una probabilidad asociada para cada uno de estos valores.

Cada alumno tiene su propia función “a posteriori”, que se obtiene por el producto de la función “a priori” (por lo general, común a todos los sujetos), y la función de verosimilitud

$\pi P_i(\theta)^{n_i} (1 - P_i(\theta))^{(1-n_i)}$ que viene dada por su patrón de respuestas. La función “a

posteriori” nos indica cuán verosímil es cada valor de θ dado nuestro conocimiento previo del sujeto y sus respuestas a los ítems. Por tanto, los valores plausibles pueden definirse como valores aleatorios a partir de las distribuciones posteriores (Wu y Adams, 2002), valores que no deben ser utilizados para estimaciones individuales.

Para trabajar con valores plausibles en un análisis como el que se plantea, se hace necesario estimar cada modelo utilizando cada valor plausible por separado. El estadístico poblacional obtenido será entonces la media de los cinco estadísticos de valor plausible. Se presenta por tanto, para cada modelo, la media de las estimaciones calculadas con cada uno de los valores plausibles (Wu y Adams, 2002). Se ha utilizado un error estándar *ad hoc* para evaluar los parámetros.

Las variables que se introducirán como predictores (variables independientes) en cada uno de los niveles del modelo se presentan en la Tabla 2.

Tabla 2

Relación de variables independientes agrupadas por niveles

Nivel 1 (alumno)	Nivel 2 (escuela)	Nivel 3 (país)
Estructura familiar	Nivel socioeconómico medio de la escuela	Inversión en ed infantil (% del PIB destinado a ed infantil)
Sexo	Tamaño de la escuela	Inversión en ed primaria (% del PIB destinado a ed primaria)
Nivel socioeconómico familiar	Titularidad de la escuela	Inversión en ed secundaria (% del PIB destinado a ed secundaria)
Recursos educativos en el hogar	Calidad de los recursos educativos de la escuela	Porcentaje del PIB destinado a educación
Expectativas educativas del alumno	Proporción de profesores con certificación pedagógica (ISCED 5A in Pedagogy)	

La primera variable que se ha incluido en el nivel 2 es el *nivel socioeconómico medio de la escuela*, creada a partir de la media por escuela del nivel socioeconómico de los alumnos que asisten a ella. Esta variable se ha incluido por la importancia que tiene, no ya sólo el nivel socioeconómico de cada alumno que se ha incluido como predictor en el primer nivel, sino la media de la escuela a la que pertenece.

Las variables utilizadas como predictores de nivel 3 se han obtenido del “Human Development Programme” de las Naciones Unidas³. Se detalla a continuación alguna matización sobre las variables *reescaladas*, *centradas* y *dummy*:

Variables *reescaladas* son aquellas variables discretas cuya primera categoría se codificaba originalmente con 1 (p.e., *Sexo: 1: chica; 2: chico*), habiéndose reescalado con el fin de que la primera categoría tenga el valor numérico cero (en el ejemplo anterior, *Sexo: 0: chica; 1: chico*). Tal ha sido el caso además de las variables *estructura familiar*, *expectativas educativas del alumno* y *titularidad de la escuela*.

Variables *centradas*: en algunos casos, y con el fin de facilitar la interpretación de resultados, como veremos más adelante, se han centrado las variables, calculando su puntuación diferencial respecto de la media, y trabajando con la nueva variable creada. Es el caso de la variable *tamaño del centro*, entre otras.

Variables *dummy* son aquellas variables que presentan una estructura de alternativas completamente categóricas y, para su incorporación al modelo, fue necesario crear tantas variables *dummies* como categorías presentase la variable. Existen dos posibilidades de hacer esto, en función de si se utiliza *codificación completa* o *codificación de contraste*. En nuestro caso, al utilizar la segunda opción, se crearon $n-1$ variables dummy (siendo n el número de categorías que presentaba la variable original). Este ha sido el caso de las variables *estructura familiar* y *titularidad del centro*. Ver la Tabla 3 para la codificación original de las variables y las transformaciones realizadas y la Tabla 4 para el estudio descriptivo de la muestra.

Las variables *nivel socioeconómico familiar*, *recursos educativos en el hogar*; y *calidad de los recursos educativos de la escuela*, de las que PISA proporciona una puntuación estandarizada, se han obtenido de la forma siguiente:

“Nivel socioeconómico familiar” (escs). En PISA 2003, el índice de estatus económico, social y cultural se deriva de tres variables relacionadas con el *background* familiar: el nivel educativo de los padres (el más alto de los dos en años de escolaridad), el nivel ocupacional de los padres, igualmente, el más alto de los dos, y el índice de posesiones en el hogar.

“Recursos educativos del hogar”(hedres). Esta variable se deriva de la respuesta que los alumnos dan a las preguntas de si poseen o no: una mesa para estudiar, un lugar tranquilo para el estudio, su propia calculadora, libros para ayudarles en sus tareas escolares y un diccionario.

Estas variables son binarias y la escala se ha construido a través de escalamiento con IRT. Valores positivos en la escala indican los mayores niveles de recursos educativos en el hogar.

“Calidad de los recursos educativos de la escuela” (smatedu). Esta variable se deriva de las respuestas que el director da a siete preguntas acerca de la percepción de la existencia de factores que potencialmente afectan el proceso de enseñanza–aprendizaje en su centro: materiales instructivos, ordenadores para la enseñanza, software para los ordenadores, calculadoras, materiales bibliográficos, recursos audiovisuales, y equipamientos y materiales de laboratorio. La escala se ha construido a través de escalamiento con IRT. Valores positivos en la escala indican los mayores niveles de satisfacción con los recursos educativos del centro.

Por último, la variable “proporción de profesores con certificación pedagógica” (prpqped) se obtiene de dividir el número de profesores que hay en el centro con certificación pedagógica completa (aumentado en 0,5) entre el número total de profesores del centro.

Proceso de Modelización y Resultados

Para el proceso de análisis y modelización se ha utilizado, como ya se ha apuntado, el paquete MLwin 2.0. El cálculo de los parámetros se ha realizado siguiendo la metodología de valores plausibles, estimándose para cada uno de los cinco valores el modelo y calculando los

³ <http://www.nationmaster.com>

promedios. Estos parámetros promediados, tal y como señalan Wu y Adams (2003), son los que se presentan en este informe de resultados. Así, en cada una de las figuras, al hablar de $\bar{X}PV_{(1,5)}$, se está hablando del promedio de los parámetros de los modelos calculados para cada uno de los valores plausibles.

Modelo nulo

Tabla 3

Variables incluidas en el estudio. Codificación original y transformaciones

Variable	Nombre	Valores Originales	Recodificación
estruct	Estructura familiar		
sing	Single	1= Single	0= No 1= Sí
nuc	Nuclear	2= Nuclear	0= No 1= Sí
mix	Mixta	3= Mixta	0= No 1= Sí
otro	Otros	4= Otros	0= No 1= Sí
sex	Sexo	1= Chicas 2= Chicos	0= Chicas 1= Chicos
escs	Nivel socioeconómico familiar	PISA proporciona	
hedres	Recursos educativos en el hogar	puntuación estandarizada	
sisced	Expectativas educativas del alumno	0=ISCED 1 1=ISCED 2 2=ISCED 3B, C 3=ISCED 3A, ISCED 4 4=ISCED 5B 5=ISCED 5A, 6	0=Educación infantil 1=Educación primaria 2=Ed secundaria (Inf.) 3=Sec. (superior). Bachill. 4=Estudios universitarios 5=Estudios tercer ciclo
escsesc	Nivel socioeconómico de la escuela	Transformación de la variable ESCS, calculando la media de cada escuela a través del programa MLwin	
sizec	Tamaño de la escuela	Valor directo del tamaño (desde 3 a 7781)	Centrada respecto de la $\bar{X} = 719,22 \approx 719$
titul	Titularidad de la escuela	1= Público 2=Privado	
pub	Escuela pública		0= No 1= Sí
priv	Escuela privada		0= No 1= Sí
scmatedu	Calidad de los recursos educativos de la escuela	PISA proporciona puntuación estandarizada	
propqped	Proporción de profesores con certificación pedagógica (ISCED 5A in pedagogy)		
gastinf	Inversión en infantil (porcentaje del PIB destinado a ed infantil)		
gastprimc	Inversión en primaria (porcentaje del PIB destinado a ed primaria)		
gastsecc	Inversión en secundaria (porcentaje del PIB destinado a ed secundaria)	Desde 0 hasta 1	Idem
PIBed%c	Porcentaje del PIB destinado a educación		

Tabla 4
Estudio descriptivo de la muestra

Nombre	Frecuencias	Media / Moda	Desviación
Estructura familiar	Single 15,2 % Nuclear 75,9 % Mixta 6% Otros 2,8 %	Mo = 2 (mixta)	----
Sexo	Chicas 51% Chicos 49%	Mo = 1 (chicas)	----
Expectativas educativas del alumno	Educación infantil 0 % Educación primaria 3 % Ed secundaria (inf.) 11 % Sec. (superior). Bachill. 21 % Estudios universitarios 13,5 % Estudios tercer ciclo 51,4 %	Mo = 6 (estudios de 3er ciclo)	----
Titularidad de la escuela	Público 83,8 Privado 16,2	Mo = 1 (público)	----
Tamaño de la escuela	639,10	453,55	
Proporción de profesores con certificación Pedagógica	75,9 %		
% PIB destinado a ed infantil	3641,8	1678,8	
% PIB destinado a ed primaria	4058	1752	
% PIB destinado a ed secundaria	4587	1548,7	
% PIB destinado a educación	5,39	1,09	

$$\overline{X}PV_{(1,5)ijk} \sim N(\mathbf{XB}, \mathbf{\Omega})$$

$$\overline{X}PV_{(1,5)ijk} = \beta_{0ijk} \text{ cons}$$

$$\beta_{0ijk} = 494,6028 (7,5652) + v_{0k} + u_{0jk} + e_{0ijk}$$

$$[v_{0k}] \sim N(0, \mathbf{\Omega}_v) : \mathbf{\Omega}_v = [1787,1488 (461,5516)]$$

$$[u_{0jk}] \sim N(0, \mathbf{\Omega}_u) : \mathbf{\Omega}_u = [2764,11 (61,3844)]$$

$$[e_{0ijk}] \sim N(0, \mathbf{\Omega}_e) : \mathbf{\Omega}_e = [5764,7416 (23,2754)]$$

$$-2 * \text{loglikelihood (IGLS Deviance)} \overline{X}PV_{(1,5)} = 1479967,6 (127635 \text{ of } 127635 \text{ cases in use})$$

Figura 1. Estimación del modelo nulo

En primer lugar se ha estimado el modelo nulo (Ver Figura 1). En este modelo se calculan sólo cuatro parámetros: el intercepto y las varianzas de los residuos en los tres niveles. El criterio para decidir si un parámetro es o no significativo es que, trabajando a un $\alpha=0,05$, el

cociente entre la estimación del parámetro y su error típico sea superior a $1,96 \approx 2$. Este es el criterio que seguiremos de aquí en adelante⁴.

Como vemos, en la Figura 1, la media de rendimiento en matemáticas para todos los sujetos es de 494,6028 puntos. Los sujetos difieren entre ellos en rendimiento: la estimación de la varianza en el primer nivel (estudiantes) es de $e_{0jk} = 5764,7416$, y su error típico es de 23,2754. Podemos observar en la Figura 1 que los sujetos también difieren en su rendimiento a nivel de escuelas ($u_{0jk} = 2764,11 / 61,3844 = 45,02$), y también a nivel de países ($[v_{0k}] = 1787,1488 / 461,5516 = 3,87$). La significación de estos parámetros nos indica que hay variación residual significativa en el modelo nulo. Es decir, que existe 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 1479967,6 para un modelo con cuatro parámetros. Este valor, comparado con el ofrecido al estimar el modelo definitivo, nos servirá para evaluar el ajuste de éste.

Una vez comprobado esto, trataremos de explicar la mayor cantidad de varianza posible en los niveles.

Autocorrelación o correlación intraclase

El grado de homogeneidad de los contextos viene expresado por la autocorrelación o correlación intraclase (I.C.C.), ignorada habitualmente por los modelos estadísticos clásicos. Es una medida de la homogeneidad interna de los grupos, de la similitud de las unidades de nivel individual y de las diferencias entre las unidades de nivel macro. Es importante calcular este valor para determinar la diferencia entre el α nominal y el α real (Barcikowski, 1981; Kreff y De Leeuw, 1998). En caso de no existir correlación intraclase, no tendrían interés los modelos multinivel, ya que si no hubiese homogeneidad entre los sujetos de cada nivel, el contexto carecería de sentido (Skinner, 1989).

Las consecuencias de no tener en cuenta la autocorrelación las resumen Gaviria y Castro (2004) en que no tenemos tanta información de nivel 1 como parece, lo que resulta en errores típicos demasiado pequeños y en la posibilidad de afirmar la existencia de resultados significativos cuando en realidad no los hay y la construcción de modelos innecesariamente complejos.

Con los datos que ha proporcionado la salida presentada en la Figura 2 podemos calcular la autocorrelación entre niveles.

En primer lugar, la autocorrelación de *alumnos dentro de escuelas*:

$$\rho = \frac{\sigma_{\mu 0}^2}{\sigma_{\varepsilon}^2 + \sigma_{\mu 0}^2 + \sigma_{v 0}^2} = \frac{2764,11}{5764,7416 + 2764,11 + 1787,488} = 0,2679$$

Este valor nos indica cómo es la homogeneidad de los alumnos dentro de las escuelas; es la parte de la varianza total que es varianza entre escuelas.

En segundo lugar, la autocorrelación de *alumnos dentro de países*:

$$\rho = \frac{\sigma_{v 0}^2}{\sigma_{\varepsilon}^2 + \sigma_{\mu 0}^2 + \sigma_{v 0}^2} = \frac{1787,1488}{5764,7416 + 2764,11 + 1787,1488} = 0,1732$$

Este valor nos indica cómo es la homogeneidad de los alumnos dentro de los países; es la parte de la varianza total que es varianza entre países. A medida que vayamos introduciendo

⁴ La significación de un predictor viene dada por la ratio entre el estimador del parámetro y su error típico. Los estimadores siguen una distribución t con infinitos grados de libertad. La regla general para determinar la significación de un predictor es que si el valor del mencionado cociente es mayor que dos, el coeficiente será significativo (Gaviria y Castro, 2004).

predictores, irá disminuyendo esta varianza, que podría llegar a 0 si fuésemos capaces de introducir todas las variables que explican las diferencias.

Y, por último, la autocorrelación de *escuelas dentro de países*:

$$\rho = \frac{\sigma_{v0}^2}{\sigma_{v0}^2 + \sigma_{\mu0}^2} = \frac{1787,1488}{1787,1488 + 2764,11} = 0,3926$$

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.

Modelo con variables explicativas en el nivel 1

El resultado de la estimación del modelo con las variables explicativas de primer nivel, antes de permitir que sus coeficientes varíen en el nivel que les corresponde (nivel 2), es el siguiente (Figura 2):

$$\bar{X}PV_{(1,5)ijk} \sim N(XB, \Omega)$$

$$\begin{aligned} \bar{X}PV_{(1,5)ijk} = & \beta_{0ijk} \text{ cons} + -6,3362 (0,5288) \text{ sing}_{ijk} + -4,2958 (0,8588) \text{ mix}_{ijk} + -18,2746 (1,1612) \text{ oth}_{ijk} + \\ & 20,0756 (0,428) \text{ sex}_{ijk} + 13,6758 (0,338) \text{ escs}_{ijk} + 4,2682 (0,2394) \text{ hedres}_{ijk} + 23,1556 (0,1962) \text{ sisced}_{ijk} + \\ & -1,1066 (0,41) \text{ escs} * \text{sex}_{ijk} \\ \beta_{0ijk} = & 402,9284 (7,6474) + v_{0k} + u_{0jk} + e_{0ijk} \end{aligned}$$

$$[v_{0k}] \sim N(0, \Omega_v) : \Omega_v = [1825,7714 (462,4434)]$$

$$[u_{0jk}] \sim N(0, \Omega_u) : \Omega_u = [1421,2586 (33,2926)]$$

$$[e_{0ijk}] \sim N(0, \Omega_e) : \Omega_e = [4579,8436 (26,3308)]$$

$$-2 * \text{loglikelihood (IGLS Deviance)} \bar{X}PV_{(1,5)} = 1456490,2 (127635 \text{ of } 127635 \text{ cases in use})$$

Figura 2. Modelo con variables explicativas en el nivel 1

El procedimiento que se ha seguido para la obtención de este modelo ha sido el siguiente:

En primer lugar se ha introducido la variable *estructura familiar*⁵. Para esta variable se ha utilizado codificación de contraste, es decir, tras crear n-1 variables *dummy*, se ha tomado como base la categoría *nuc* (por ser la más frecuente, el 68% de los alumnos pertenecen a ella), con lo que la interpretación del intercepto ha variado como se explica más adelante. Se han introducido las variables dummies *sing*, *mix*, *otra* y se han estimado los parámetros asociados a cada una.

A continuación se ha introducido la variable *sexo*. Esta variable, categórica también, se ha desglosado en n-1 variables *dummies*, utilizando de nuevo codificación de contraste y tomando la primera categoría (chica) como base.

Posteriormente se han ido introduciendo las variables *nivel socioeconómico familiar* (*escs*), *recursos educativos en el hogar* (*hedres*), y *aspiraciones educativas del alumno* (*sisced*), que han resultado ser todas significativas.

El programa permite incluir interacciones entre variables, en nuestro caso, sólo resultó significativa la interacción entre las variables *nivel socioeconómico familia* y *sexo* (*escs*sex*), por lo que se introdujo como parámetro fijo en el modelo.

La interpretación que hacemos de la estimación, dada la codificación de variables utilizada, es la siguiente: el valor de la constante o intercepto (β_0) es significativo, aunque algo más bajo que el obtenido en el modelo nulo, 402,9284 puntos. Esto se debe a que el grupo al que

⁵ Esta variable ofrece las categorías *nuc* (familia nuclear), *sing* (familia en la que falta uno de los progenitores), *mix* (familia formada por la unión de dos familias), y otras.

se refiere este punto de corte ya no es el mismo que el de el modelo nulo, ahora se refiere al valor de la media de rendimiento en matemáticas esperada en las *chicas*, cuya estructura familiar es *nuclear*, con un *nivel socioeconómico familiar* igual a la media de la muestra, en cuyo hogar hay unos *recursos educativos* iguales a la media de la muestra, cuyas *aspiraciones educativas* no van más allá de superar estudios primarios.

El resto de los parámetros significan lo siguiente: la media esperada (402,9284) disminuiría en -6,3362 puntos (β_1) si se tratase de una chica de iguales características que las anteriores pero que viviera en una estructura familiar *single*. Si viviese en una estructura familiar catalogada como *mixta*, su rendimiento bajaría -4,2958 puntos (β_2), y lo haría en -18,2746 puntos en el caso de pertenecer a otros tipos de familia (β_3). Si se tratase de un chico, la media esperada sería de 20,0756 puntos más (β_4). Por cada punto de *nivel socioeconómico familiar* que aumente, aumenta el rendimiento en 13,6758 puntos (β_5). Por cada punto de *recursos educativos del hogar* que aumente, aumenta el rendimiento en 4,2682 puntos (β_6). Por cada nivel educativo que aumenten las *expectativas educativas del alumno*, su rendimiento aumentará 23,1556 puntos (β_7).

Como hemos comentado, de las interacciones entre las variables predictoras de nivel 1 sólo resultó significativa la de las variables *nivel socioeconómico familiar* y *sexo* ($\text{escs} \times \text{sex}$). La existencia de una interacción entre estas variables indica que el rendimiento de los alumnos disminuiría en -1,1066 puntos en el caso de los chicos cuyo nivel socioeconómico familiar esté por debajo de la media.

Modelo con variables predictoras de nivel 1 variando en el nivel 2

Cuando incluimos en el nivel 2 de la parte aleatoria del modelo los parámetros que resultaron significativos al nivel de los alumnos, vemos que la parte fija no ha experimentado grandes cambios, aunque en la estructura de covarianza sí aparecen pequeñas variaciones.

Aunque en la Figura 3 se observan valores de varianzas-covarianzas no significativas, siendo éste un modelo intermedio, consideramos oportuno no eliminar estos parámetros del modelo hasta llegar a la estimación del modelo definitivo. Se procederá en el mismo sentido en los sucesivos modelos intermedios.

Modelo con variables predictoras de nivel 2

El paso siguiente es introducir las variables predictoras de nivel dos, *nivel socioeconómico de la escuela*; *tamaño de la escuela*; *titularidad de la escuela*; *calidad de los recursos educativos de la escuela*; y *proporción de profesores con certificación pedagógica (ISCED 5A in pedagogy)*. Estas variables varían en el nivel 3. El proceso ha sido el siguiente:

En primer lugar se ha introducido la variable *nivel socioeconómico de la escuela*, previamente calculada a través de la opción Multilevel Data Manipulations que ofrece el programa, y que permite calcular, para cada escuela, la media de nivel socioeconómico de los alumnos que acuden a ella.

La siguiente variable que se introdujo en el modelo fue la *titularidad del centro*. Para esta variable se utilizó de nuevo la codificación de contraste, tomando como categoría base los centros públicos. Esto haría que el intercepto cambiase su interpretación, sin embargo, la estimación no resultó significativa (valor del parámetro -3,329; error típico 3,539), por lo que se eliminó del modelo.

A continuación se introdujeron las variables *calidad de recursos del centro*, *tamaño del centro* (número de alumnos) y *proporción de profesores con certificación pedagógica*, centradas las dos últimas respecto de la media, como se ha apuntado en páginas anteriores.

$$\bar{X}PV_{(1,5)ijk} \sim N(XB, \Omega)$$

$$\bar{X}PV_{(1,5)ijk} = \beta_{0ijk} \text{ cons} + \beta_{1j} \text{ sing}_{ijk} + \beta_{2j} \text{ mix}_{ijk} + \beta_{3j} \text{ oth}_{ijk} + 20,1616 (0,4276)_i \text{ sex}_{ijk} + \beta_{5j} \text{ escs}_{ijk}$$

$$+ \beta_{6j} \text{ hedres}_{ijk} + 23,0904 (0,1966) \text{ sisced}_{ijk} + -1,1416 (0,4148) \text{ escs} * \text{sex}_{ijk}$$

$$\beta_{0ijk} = 402,8196 (7,7034) + v_{0k} + u_{0jk} + e_{0ijk}$$

$$\beta_{1j} = -6,1904 (0,5486) + u_{1jk}$$

$$\beta_{2j} = -4,2566 (0,871) + u_{2jk}$$

$$\beta_{3j} = -18,5216 (1,2466) + u_{3jk}$$

$$\beta_{5j} = 13,7998 (0,364) + u_{5jk}$$

$$\beta_{6j} = 4,1174 (0,2488) + u_{6jk}$$

$$[v_{0k}] \sim N(0, \Omega_v) : \Omega_v = [1852,6966 (469,4264)]$$

$$[u_{0jk} \quad u_{1jk} \quad u_{2jk} \quad u_{3jk} \quad u_{5jk} \quad u_{6jk}] \sim N(0, \Omega_u) : \Omega_u =$$

	1415,2296(35,2518)					
u_{0jk}	3,6156 (22,977)	85,4798 (26,4528)				
u_{1jk}	-87,567 (36,3414)	14,2648 (31,51)	70,3142 (53,2788)			
u_{2jk}	58,099 (52,0426)	63,6602 (43,2234)	-16,0452 (75,0972)	374,3945 (94,6722)		
u_{3jk}	19,865 (12,0202)	-4,2732 (10,5962)	-7,7356 (17,1592)	-39,2216 (23,7002)	64,472 (8,028)	
u_{5jk}	-45,2254 (10,1852)	15,0342 (8,57)	-2,4734 (13,8508)	-23,0332 (18,424)	-0,5342 (5,0514)	14,7202 (5,221)

$$[e_{0ijk}] \sim N(0, \Omega_e) : \Omega_e = [4506,0936 (26,9302)]$$

$$-2 * \text{loglikelihood (IGLS Deviance)} \bar{X}PV_{(1,5)} = 1456273,2 (127635 \text{ of } 127635 \text{ cases in use})$$

Figura 3. Modelo con variables explicativas en el nivel 1 variando en el nivel 2

Las interacciones entre los predictores de nivel 2 no han resultado significativas, sin embargo, sí resultó significativa una interacción de variables interniveles: *escsesc*sexo*⁶, que se introduce en el modelo como parámetro fijo.

En este caso (Figura 4), el valor de la constante es 419,1128 puntos, que representa la media esperada en rendimiento en matemáticas para las *chicas*, cuya estructura familiar es *nuclear*, con un *nivel socioeconómico familiar* igual a la media de la muestra, en cuyo hogar hay unos *recursos educativos* iguales a la media de la muestra, cuyas *aspiraciones educativas* no van más allá de superar estudios primarios, que asisten a escuelas en las que el *nivel socioeconómico medio*, la *calidad de los recursos educativos de la escuela y el tamaño de la misma* (número de alumnos) corresponde a la media de la muestra (639 alumnos), y en la que el número de *profesores con certificación pedagógica* es igual a la media (75,9%).

La interpretación del resto de los parámetros se haría en los mismos términos que en el modelo anterior. La media estimada (419,1128) disminuiría en -6,2868 puntos (β_1) si se tratase de una *chica* de iguales características que las anteriores pero que viviera en una estructura familiar *single*. Si viviese en una estructura familiar *mixta* su rendimiento bajaría -4,5464 puntos (β_2), mientras que en una estructura diferente a las anteriores, *otra*, su rendimiento bajaría -19,9978 puntos (β_3). Si se tratase de un chico, la media esperada sería de 20,0802 puntos más (β_4). Por cada punto de *nivel socioeconómico familiar* que aumente, aumentaría el rendimiento en 11,9562 puntos (β_5). Por cada punto de *recursos educativos del hogar* que aumente, aumentaría el rendimiento en 3,8674 puntos (β_6), y por cada nivel educativo que aumenten las *expectativas educativas del alumno*, su rendimiento aumentaría 22,033 (0,195) puntos (β_7). Ya comentamos la interpretación de la interacción en páginas anteriores, si se tratase de un *chico* perteneciente a una familia con un nivel socioeconómico inferior a la media, su rendimiento sería -2,3538 puntos inferior.

⁶ Interacción de las variables *nivel socioeconómico de la escuela (escsesc)* y *Sexo*.

$$\overline{X}PV_{(i,s)ijk} \sim N(XB, \Omega)$$

$$\begin{aligned} \overline{X}PV_{(i,s)ijk} = & \beta_{0ijk} \text{ cons} + \beta_{1j} \text{ sing}_{ijk} + \beta_{2j} \text{ mix}_{ijk} + \beta_{3j} \text{ oth}_{ijk} + 20,0802 (0,4216)_i \text{ sex}_{ijk} + \beta_{5j} \text{ escs}_{ijk} \\ & + \beta_{6j} \text{ hedres}_{ijk} + 22,033 (0,195) \text{ sisced}_{ijk} + -2,3538 (0,528) \text{ escs} * \text{sex}_{ijk} + \beta_{9k} \text{ escsesc}_{jk} + \beta_{10k} \text{ scmatedu}_{jk} \\ & + \beta_{11k} \text{ ssizec}_{ijk} + 0,0056 (0,001) \text{ propqpedc}_{ijk} + -6,3062 (1,6156) \text{ escsesc} * \text{oth}_{ijk} + 3,37 (0,8326) \text{ escsesc} * \text{sex}_{ijk} \\ \beta_{0ijk} = & 419,1128 (6,1788) + v_{0k} + u_{0jk} + e_{0ijk} \\ \beta_{1j} = & -6,2868 (0,5428) + u_{1jk} \\ \beta_{2j} = & -4,5464 (0,8594) + u_{2jk} \\ \beta_{3j} = & -19,9978 (1,3068) + u_{3jk} \\ \beta_{5j} = & 11,9562 (0,3988) + u_{5jk} \\ \beta_{6j} = & 3,8674 (0,2452) + u_{6jk} \\ \beta_{9k} = & 42,263 (4,3044) + v_{9jk} \\ \beta_{10k} = & 3,0116 (0,691) + v_{10jk} \\ \beta_{11k} = & 0,0458 (0,0078) + v_{11jk} \end{aligned}$$

$$\begin{bmatrix} v_{0k} \\ v_{9k} \\ v_{10k} \\ v_{11k} \end{bmatrix} \sim N(0, \Omega_v) : \Omega_v = \begin{matrix} 117,4184 (300,0848) & & & & \\ 95,0402 (148,9334) & 527,4598 (145,5126) & & & \\ -1,5144 (23,8568) & 35,6432 (17,4918) & 5,5312 (3,499) & & \\ 0,2016 (0,265) & -0,5194 (0,2052) & -0,0608 (0,0312) & 0,002 (0) & \end{matrix}$$

$$\begin{bmatrix} u_{0jk} \\ u_{1jk} \\ u_{2jk} \\ u_{3jk} \\ u_{5jk} \\ u_{6jk} \end{bmatrix} \sim N(0, \Omega_u) : \Omega_u = \begin{matrix} 792,343 (22,4606) & & & & & & \\ 5,3064 (18,2044) & 83,7554 (25,8804) & & & & & \\ -53,4536 (28,6076) & 18,174 (30,7478) & 60,3094 (51,8482) & & & & \\ 36,2752 (40,6994) & 65,9006 (41,7852) & -15,2704 (72,4584) & 304,0214 (90,0782) & & & \\ -13,4916 (9,2326) & -2,3172 (10,2538) & 0,5952 (16,603) & -20,232 (22,5892) & 63,5184 (7,6974) & & \\ -6,594 (7,9094) & 13,6754 (8,3294) & 1,0092 (13,39,14) & -23,7114 (17,652) & 1,8262 & 12,423 & \\ & & & & (4,8432) & (5,0328) & \end{matrix}$$

$$[e_{0ijk}] \sim N(0, \Omega_e) : \Omega_e = [4437,6288 (26,4652)]$$

-2*loglikelihood (IGLS Deviance) $\overline{X}PV_{(i,s)} = 1451841 (127635 \text{ of } 127635 \text{ cases in use})$

Figura 4. Modelo con variables explicativas en el nivel 2

Además, por cada punto que aumente en *nivel socioeconómico medio de la escuela*, aumentaría el rendimiento 42,263 puntos (β_9); por cada punto de aumento en la *calidad de los recursos educativos del centro* aumentaría el rendimiento 3,0116 (β_{10}); y por cada alumno en que se aumente el tamaño del centro, el rendimiento se incrementaría 0,0458 (β_{11}). Este incremento podría resultar insignificante en un primer momento, pero si consideramos que el tamaño medio de los centros es de 639,1 alumnos, con una desviación típica de 453,55 alumnos, podemos comprender mejor la magnitud del incremento. Por otro lado, por cada punto porcentual que aumenta en el centro la *proporción de profesores con certificación pedagógica*, el rendimiento de los alumnos aumenta en 0,0056 puntos (β_{12}).

Las interacciones entre variables de primer y segundo nivel que resultaron significativas han sido entre *nivel socioeconómico medio de la escuela y otra* (estructura familiar) y *entre nivel socioeconómico medio de la escuela y sexo*. La interpretación de las interacciones es la siguiente: en el primer caso, el rendimiento esperado de los alumnos disminuye -6,3062 puntos (β_{13}) en el caso de acudir a una escuela con un bajo *nivel socioeconómico medio* y pertenecer a una familia con *otra* estructura familiar. En el segundo caso, se produciría un aumento del rendimiento de 3,37 puntos (β_{14}) en el caso de ser un *chico* y acudir a una escuela de alto *nivel socioeconómico medio*.

Modelo con variables predictoras de nivel 3: modelo definitivo

Para la estimación del modelo definitivo, se han introducido variables predictoras de nivel 3, que se estimarán como parámetros fijos al no haber un nivel superior en el que puedan variar sus coeficientes.

Las variables que se pretende incluir son las siguientes: *inversión del país en educación infantil, inversión del país en educación primaria, inversión del país en educación secundaria, porcentaje del PIB que el país destina a la educación secundaria, PIB del país, y porcentaje del PIB destinado a educación.*

El procedimiento hasta llegar al modelo definitivo fue el siguiente:

Se introdujeron en primer lugar las variables relativas a la inversión anual que hacen los diferentes países en educación, diferenciando por niveles educativos (en dólares americanos equiparados a través del ppp⁷). Ninguno de los parámetros correspondiente a la inversión en cada uno de los niveles resultó significativo, por lo que se desestimaron para el modelo.

Por último, se introdujo el porcentaje de PIB que cada país invierte en educación, resultando ser una variable significativa. Esta variable fue centrada respecto de la media. La interacción entre las dos variables de nivel tres no resultó significativa, y no se consideró oportuno calcular éstas interacciones con 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, una vez eliminadas del modelo las varianzas-covarianzas no significativas, se presenta en la Figura 5.

$$\bar{X}PV_{(1,5)ijk} \sim N(XB, \Omega)$$

$$\bar{X}PV_{(1,5)ijk} = \beta_{0ijk} \text{ cons} + \beta_{1j} \text{ sing}_{ijk} + \beta_{2j} \text{ mix}_{ijk} + \beta_{3j} \text{ oth}_{ijk} + 20,212 (0,424)_i \text{ sex}_{ijk} + \beta_{5j} \text{ escsc}_{ijk} + \beta_{6j} \text{ hedres}_{ijk} + 22,389 (0,196) \text{ siscd}_{ijk} - 2,389 (0,532) \text{ escsc} * \text{sex}_{ijk} + \beta_{9k} \text{ escscsc}_{jk} + 3,079 (0,507) \text{ scmatedu}_{jk} + 0,018 (0,001) \text{ ssizec}_{ijk} + 0,006 (0,001) \text{ propqpedc}_{ijk} - 7,263 (1,664) \text{ escscsc} * \text{oth}_{ijk} + 3,309 (0,838) \text{ escscsc} * \text{sex}_{ijk} + 10,135 (3,628) \% \text{ pibedc}_k$$

$$\beta_{0ijk} = 408,452 (6,609) + v_{0k} + u_{0jk} + e_{0ijk}$$

$$\beta_{1j} = -6,552 (0,541) + u_{1jk}$$

$$\beta_{2j} = -4,366 (0,864) + u_{2jk}$$

$$\beta_{3j} = -20,549 (1,332) + u_{3jk}$$

$$\beta_{5j} = 11,977 (0,412) + u_{5jk}$$

$$\beta_{6j} = 3,891 (0,248) + u_{6jk}$$

$$\beta_{9k} = 44,215 (3,837) + v_{9jk}$$

$$\begin{bmatrix} v_{0k} \\ v_{9k} \end{bmatrix} \sim N(0, \Omega_v) : \Omega_v = \begin{bmatrix} 1248,2432 (317,34) & 0 \\ 0 & 406,185 (144,359) \end{bmatrix}$$

$$[u_{0jk}] \quad \begin{matrix} 764,613 \\ (20,486) \end{matrix}$$

$$[u_{1jk}] \quad \begin{matrix} 0 & 68,856 \\ & (24,152) \end{matrix}$$

$$[u_{2jk}] \quad \sim N(0, \Omega_u) : \Omega_u = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 37,1416 \\ 0 & 0 & (9,451) \end{bmatrix}$$

$$[u_{3jk}] \quad \begin{matrix} 0 & 0 & 0 & 383,284 (91,073) \end{matrix}$$

$$[u_{5jk}] \quad \begin{matrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 69,823 (7,053) \end{matrix}$$

$$[u_{6jk}] \quad \begin{matrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 15,968 (4,538) \end{matrix}$$

$$[e_{0ijk}] \sim N(0, \Omega_e) : \Omega_e = [4772,676 (20,284)]$$

$$-2 * \log \text{likelihood (IGLS Deviance)} \quad \bar{X}PV_{(1,5)} = 1453376,4 (127635 \text{ of } 127635 \text{ cases in use})$$

Figura 5. Modelo con variables predictoras de nivel 3. Modelo definitivo

La interpretación que hacemos del modelo definitivo, tal y como se aprecia en la Figura 5, es la siguiente: el valor de la constante es ahora 408,452 puntos, que representa la media en rendimiento en matemáticas de las *chicas*, cuya estructura familiar es *nuclear*, con un *nivel socioeconómico familiar* igual a la media de la muestra, en cuyos hogares hay unos *recursos educativos* iguales a la media de la muestra, y cuyas *aspiraciones educativas* no van más allá de superar estudios primarios. Además, éstas asisten a escuelas en las que el *nivel socioeconómico medio*, la *calidad de los recursos educativos de la escuela*, el *tamaño de la misma* (número de alumnos) y la proporción de

⁷ Purchasing Power Parity. Dólar internacional. Unidad monetaria hipotética que tiene el mismo poder adquisitivo que el dólar americano tiene en los Estados Unidos en un momento dado en el tiempo. Esta unidad muestra cuánto vale una unidad de una moneda local dentro de las fronteras del país.

profesores con certificación pedagógica coinciden con la media del grupo, en cuyos países se destina a educación el porcentaje medio de PIB para la muestra (5,9%).

La media estimada (408,452) disminuiría en -6,552 puntos (β_1) si se tratase de una *chica* de iguales características que las anteriores pero que viviera en una estructura familiar *single*. Si viviese en una estructura familiar *mixta*, su rendimiento en matemáticas bajaría -4,366 puntos (β_2), mientras que en una estructura diferente a las anteriores, *otra*, su rendimiento bajaría otros -20,549 puntos (β_3). Si se tratase de un *chico*, la media esperada sería de 20,212 puntos más (β_4). Por cada punto de *nivel socioeconómico familiar* que aumente, aumenta el rendimiento en 11,977 puntos (β_5). Por cada punto de *recursos educativos del hogar* que aumente, aumenta el rendimiento en 3,891 puntos (β_6). Por cada nivel educativo que aumenten las *expectativas educativas del alumno*, su rendimiento aumentará 22,389 puntos (β_7).

Además, por cada punto que aumente en *nivel socioeconómico medio de la escuela*, aumentaría el rendimiento 44,215 puntos (β_8); por cada punto de aumento en la *calidad de los recursos educativos del centro* aumentaría el rendimiento 3,079 (β_{10}); y por cada alumno adicional en el centro educativo, el rendimiento se incrementaría 0,018 (β_{11}). Por cada tanto por ciento que varíe la *proporción de profesores con certificación pedagógica* respecto de la media, el rendimiento de los alumnos aumenta en 0,006 puntos (β_{12}).

Si se trata de alumnos que pertenecen a una estructura familia etiquetada como *otra* y que acude a una escuela con un *bajo nivel socioeconómico medio*, su rendimiento esperado disminuye -7,263 puntos (β_{13}), y en el caso de ser un *chico* y acudir a una escuela de *alto nivel socioeconómico medio*, su rendimiento aumentaría 3,309 puntos (β_{14}).

Finalmente, la media esperada de rendimiento aumentaría otros 10,135 puntos (β_{15}) por cada punto que aumente el porcentaje de PIB dedicado a educación, respecto de la media de la muestra (5,9).

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 en los tres niveles.

La variación residual de las constantes en el tercer nivel muestra que, a pesar de la inclusión del porcentaje del PIB destinado a educación como predictor, 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 el nivel socioeconómico medio de la escuela.

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 *estructura familiar (sing, mix, oth)*, y recursos económicos familiares (*escs y bedres*), como se puede observar en la estructura de variación del nivel 2.

Evaluación del ajuste del modelo

Para la interpretación del modelo, además de analizar la significación de los coeficientes, debemos analizar su ajuste global. Es decir, debemos considerar si, además de ser significativa la aportación de los predictores, el modelo propuesto con 15 predictores aporta información significativa comparándolo con el modelo nulo (el modelo que no incluye ningún predictor, (*empty model, modelo vacío*)). 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).

El estudio del ajuste del modelo se hace comparando dos modelos que deben ser anidados (el primero debe ser un subconjunto o caso particular del segundo). Un modelo está anidado respecto a otro, si el primero puede obtenerse igualando a cero algunos parámetros del segundo (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 1453376,4. Si lo comparamos con el valor obtenido en la estimación del modelo nulo estimado para 127635 casos (1479967,6 ver Figura 1), la diferencia entre ellos es 26591,2. Con el fin de comprobar el ajuste del modelo, comprobamos la significatividad de este valor con 21 grados de libertad (25 parámetros estimados en el modelo definitivo menos 4 parámetros estimados en el modelo nulo). La significatividad asociada a este valor es 0,000, por lo que se estima que el modelo definitivo explica mayor varianza que el modelo nulo.

Conclusiones

Los resultados muestran que, tanto las variables asociadas a los alumnos, como las asociadas a las escuelas y los países influyen sobre el rendimiento en matemáticas.

Se podrían haber introducido en el modelo otras variables, referidas por ejemplo a la implicación de los padres en la educación de sus hijos, pero se ha trabajado con la base de datos proporcionada por PISA, y en el estudio no se han contemplado variables de este tipo. Este aspecto parece que se va a solucionar en la próxima aplicación de la evaluación ya que, según ha hecho público la OCDE, en la aplicación de 2006 se tomarán datos también de los padres, de su implicación en la educación de sus hijos.

Las principales conclusiones que podemos extraer del modelo que se ha validado son las siguientes: en primer lugar, la estructura familiar se revela como un aspecto que ejerce una notable influencia sobre el rendimiento de los hijos, tal y como se ha comprobado en otros estudios (Ladrón de Guevara, 2000; Dornbusch, 1985; Gilly, 1978; Amato *et al.*, 1995). Hemos podido comprobar cómo cualquier alternativa diferente a la familia nuclear (padres-hijos) resulta perjudicial para el rendimiento del alumno (Lamb *et al.*, 1982; Moreno, 1995; Marqués, 1995). Se estima que en una familia en la que falta uno de los progenitores (*single*), el rendimiento esperado del alumno disminuiría unos 6 puntos. Quizás esto pueda deberse a la estabilidad emocional que proporciona al alumno el vivir en una familia “tradicional” compuesta por madre, padre y grupo de hermanos, estabilidad que puede verse alterada al faltar uno de los progenitores, por la ausencia de referente materno o paterno que esto lleva consigo, y que afecta como vemos al rendimiento del alumno. Para los alumnos que pertenecen a familias cuya estructura familiar se agrupa bajo la etiqueta de “otras”, la disminución de su rendimiento es considerablemente mayor, unos 17 puntos. En el informe no se especifica de qué estructuras familiares estamos hablando. Se constata además el efecto negativo (8,113 puntos menos) que sobre el rendimiento tendría el pertenecer a una familia con esta estructura y acudir a una escuela con un bajo nivel socioeconómico medio.

Respecto del *sexo* de los alumnos, y confirmando los trabajos de algunos autores (Roa, 2006), del modelo se deriva que el rendimiento en matemáticas de los chicos es superior en 21,3 puntos respecto del obtenido por las alumnas.

Un dato muy importante es el referido al predictor nivel socioeconómico, tanto de los alumnos a nivel individual, como de las escuelas, dato que también confirma investigaciones pasadas (De Miguel, 1988; Fernández Enguita, 1990; Martínez González, 1992; Pérez Serrano, 1981). En el caso del nivel socioeconómico de los alumnos, el alejarse de la media supone un incremento (o disminución, en función de la dirección en la que aleje) de 12,9 puntos sobre la media esperada de rendimiento. Como ya hemos apuntado anteriormente, se ha considerado además el nivel socioeconómico medio de las escuelas a través del cálculo de la media de los niveles socioeconómicos de los alumnos que acuden a ella; el parámetro asociado a esta variable ofrece un valor estimado de 39 puntos. Se constata en el modelo además una interacción entre estas variables y el sexo. Es decir, el rendimiento disminuiría -3,5 puntos en el caso de ser un chico y pertenecer a una familia con nivel socioeconómico inferior a la media, pero aumentaría

6,8 en la misma circunstancia en lo que se refiere a sexo; es decir, en caso de ser chico y acudir a una escuela con un alto nivel socioeconómico medio. En otras palabras, en el caso de ser chico, la carencia que podría producir la pertenencia a una familia de nivel socioeconómico bajo se ve compensada por el hecho de acudir a una escuela en la que el nivel socioeconómico medio de los alumnos es alto.

Podemos comprobar en el modelo que los recursos sí importan, rebatiendo una vez más los resultados del informe Coleman (1966), e importan, tanto los recursos educativos de los que el alumno dispone en casa, en clara relación con el nivel socioeconómico de las familias ($r=0,43$), que hacen aumentar el rendimiento 2,8 puntos, como la calidad de los recursos educativos de la escuela, cuya mejora hace aumentar el rendimiento de los alumnos en otros 3,4 puntos. Frente a lo encontrado en otros estudios realizados en países desarrollados (Hanusek, 1997), los recursos con los que cuenta la escuela inciden de manera significativa en el rendimiento de los alumnos, tal y como apunta Fuller (1986), que señala como factor clave para la mejora del aprendizaje de los alumnos la concentración de material escolar por alumno, y su gestión social.

Las expectativas educativas del propio alumno se revelan igualmente como un importante predictor de su rendimiento, al aumentar éste a medida que aumentan las aspiraciones del alumno nada menos que casi 22 puntos por cada nivel educativo que desea alcanzar.

Otro dato de gran interés es la importancia que tiene para el rendimiento del alumno que en el centro haya un alto porcentaje de profesores con titulación ISCED 5ped, que correspondería al curso de Aptitud Pedagógica en España. 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. La media en los centros es de casi un 70% de profesores con esta certificación, y por cada punto que el centro de estudios se separa de esta media, el rendimiento esperado del alumno aumenta o disminuye 8,5 puntos.

El tamaño de la escuela ha resultado ser también un predictor significativo. El tamaño medio de las escuelas es de 750 alumnos, encontrando 4 alumnos en las escuelas de menor tamaño y 6992 en las más numerosas. La desviación típica es de 598,97 alumnos. El valor asociado al parámetro es 0,005, que sería lo que aumentaría el rendimiento por cada alumno adicional que hubiera respecto de la media. Este aumento parece pequeño, pero considerando el valor de la desviación típica, el aumento sería de casi 3 puntos por cada unidad de desviación típica que se alejase de la media.

La inversión que cada país realiza en la educación primaria ha resultado significativa, concretamente, se espera que el rendimiento de los alumnos aumente 0,008 puntos por cada dólar que la inversión supere la inversión media. De nuevo, parecería un incremento despreciable, sin embargo, las diferencias entre unos países y otros son de cantidades muy elevadas, por lo que el aumento del rendimiento es considerable. El valor de la desviación típica es de 1752 dólares, por lo que el aumento de rendimiento de los alumnos sería en este caso de 14,015 puntos por cada unidad de desviación típica que la inversión en el nivel de primaria se alejase de la media.

Por último, el porcentaje de PIB invertido en educación produce diferencias en el rendimiento. En los países que invierten cantidades superiores a la media (5,3%), el rendimiento aumenta 11,2 puntos por cada punto de aumento.

Así pues, parece que con este trabajo se confirman, en líneas generales, las teorías de las que partíamos al elaborar el marco teórico. Como conclusión general, podemos afirmar que *los recursos importan*; hemos visto que los recursos de que dispone la escuela—incluido el profesorado con titulación adecuada—, los recursos de la familia y la inversión económica que cada país realiza producen diferencias en la eficacia de la escuela.

Es importante matizar, respecto de los recursos económicos que invierte el país en educación que, si bien es cierto que se ha visto que un aumento en la cantidad produce un incremento en el rendimiento, también lo es que no hemos estudiado la gestión de los recursos (como propone Hanushek, 1992), sino únicamente el porcentaje del PIB que cada país dedica a educación. Sería interesante comprobar esta teoría a través de un estudio pormenorizado de la gestión de estos recursos en cada país y su repercusión en la eficacia escolar. También el nivel socioeconómico, que sería indicador indirecto de los recursos de que dispone tanto la familia como el centro escolar, se revela como un aspecto que repercute en el rendimiento escolar.

La titularidad de la escuela—en contra de otros trabajos que resaltan su influencia en los resultados escolares—no ha resultado significativa, lo cual puede deberse a la desigual proporción de escuelas en cada una de las categorías—el 83,8% son escuelas públicas y el 16% restante son privadas—, como tampoco lo ha sido la inversión que cada país realiza en los niveles de infantil y secundaria. La primera quizás por ser una etapa no obligatoria, y la segunda quizás porque los efectos de la inversión en los alumnos de este nivel pudiesen ser más apreciables en etapas o niveles posteriores.

Referencias bibliográficas

- Amato, P.R.; Loomis, L.R. y Booth, A. (1995). Parental divorce, marital conflict and offspring wellbeing during early adulthood. *Social Forces*, 73, 895-915
- Anderson, B.E. (1992). Effects of day care on cognitive and socio-emocional competence of thirteen year old Swedish schoolchildren. *Child Development*, 63, 20-36.
- Barcikowski, R.S. (1981). Statistical power with group jeans as the unit of analysis. *Journal of Educational Statistics*, 6 (3), 267-285.
- Bock, R. D. (1989). *Multilevel analysis of educational data*. New York: Academic Press.
- Bossert, S., Dwyer, D., Rowan, B. & Lee, G. (1982). The instructional management role of the principal. *Educational Administration Quarterly*, 20 (4), 24-40.
- Brokover, W.B. et al. (1979). *School systems and students achievement: Schools make a difference*. New York: Praeger.
- Bryk, S. A. et al. (1998). Assessing school academia productivity: The case of Chicago school reform. *Social Psychology of Education*, 2, 103-142.
- Bryk, S. A. & Raudenbush, S. W. (1992). *Hierarchical linear models. Applications and data análisis methods*. London: Sage.
- Centra, J. & Potter, D. (1980). Schools and teacher effects: an international model. *Review of Educational Research*, 50 (2), 273-291.
- Coleman, J. S. et al. (1966). *Equality of educational opportunity* (2 vols.). Washington, DC: Government Printing Office.
- Coleman, J. S. et al. (1982). *High school achievement: Public, catholic and private schools compared*. New York: Basic Books Inc.
- Creemers, B. M. (1994). *The effective classroom*. London: Cassell
- Creemers, B. M. (1996). The school effectiveness knowledge base. In D. Reynolds et al. (Ed.). *Making good schools effectiveness and school improvement* (pp. 36-58). London: Routledge.
- Dornbusch, S. M., (1985). Single parents, extended households, and the control of adolescents. *Child Development*, 56, 326-341.
- Draper, D. (1994). *Input-output screening for quality assessment in health and education*. U.K.: University of Bath.
- Draper, et al, D. (1995). Inference and hierarchical modelling in social sciences. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 20(2), 115-149.
- Draper, D. (1995). Inference and hierarchical modelling in social sciences. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 20 (2), 115-149

- Dronkers, J. y Robert, P. (2003). The effectiveness of public and private schools from a comparative perspective. EUI Working Paper SPS, No 2003/13. En <http://cadmus.iue.it/dspace/retrieve/1505/sps2003-13.pdf>
- Edmonds, R.R. (1979). Effective schools for the urban poor. *Educational Leadership*, 40 (3) 4-11.
- Fernández Enguita, M. (1990). Juntos pero no revueltos : ensayos en torno a la reforma de la educación. Madrid: Visor
- Gaviria, J. L. (2000). El muestreo y su problemática en las evaluaciones de programas institucionales. *Revista de Investigación Educativa*, 18 (2), 393-404.
- Gaviria, J, L. & Castro, M. (2004). *Modelos Jerárquicos Lineales*. Madrid: La Muralla
- Gaviria, J, L., Martínez Arias, R. & Castro, M. (2004). Un estudio multinivel sobre los factores de eficacia escolar en países en desarrollo. El caso de los recursos en Brasil. *Education Policy Analysis Archives*, 12 (20). Recuperado el 10/18/2006 de <http://epaa.asu.edu/epaa/v12n20/>
- Gilly, M. (1978). *El problema del rendimiento escolar*. Barcelona: Oikos-Tau
- Glasman, N. & Biniaminov, I. (1981). Input-output analysis of school. *Review of Educational Research*, 51 (4), 509-539.
- Goldstein, H. et al. (1998). *A user's guide to MLwin*. London: Multilevel Models Project, University of London, Institute of Education.
- Goldstein, H. (1986). Multilevel linear model analysis using iterative generalized least squares. *Biometrika*, 73, 43-56.
- Goldstein, H. (1995). *Multilevel statistical models*. London: Edward Arnold.
- Guba, E. G. & Lincoln, Y. S. (1999). Naturalistic and rationalistic enquiry. In J. Keeves & G. Lakomski (Eds.). *SIGUES in Educational research*. Amsterdam: Pergamon.
- Hanussek, E, A, (1988). Production functions in education. In T. Husen & T. N. Postlewhite (Eds.), *The Internacional Enciclopedia of Education, Research and Studies*. Oxford: Pergamon Press.
- Hanussek, E. A. (1994). *Making schools work. Improving performance and controlling costs*. Washington, DC: The Brooking Institution.
- Hanussek, E. A. (1995). Education production functions. En M. Carnoy (Ed.). *Internacional Enciclopedia of Education. Research and Studies*. Oxford: Pergamon Press
- Hanushek, E. A. & Lavy, V. (1993). *Dropping out of school: Further evidence on the role of school quality in developing countries*. RCER Working Papers 345, University of Rochester - Center for Economic Research (RCER).
- Harper, R. & Nash, R. (1996). Academia outcomes and school effectiveness: Type A and Type B effects. *New Zeland Journal of Educational Studies*, 32, 143-170.
- Husén, T., et al . (1962). *International study of achievement in mathematics*, Vols. I and II . New York: Wiley.
- Jenks, C. et al (1972). *Inequality*. Nueva Cork: Basic Books.
- Keeves, J. P. y McKenzie, P. A. (1999). Research in education: Nature, needs and priorities. En J. Keeves & G. Lakomski (Eds.). *SIGUES in Educational Research*. Ámsterdam: Pergamon.
- Kreff, Ita & De Leeuw, J. (1994). Review office multilevel analysis programs: BMDP-5V, GENMOD, HLM, ML3, VARCL. *American Statistician*, 48, 324-335.
- Kreff, I. & De Leeuw, J. (1998). *Introducing multilevel modeling*. London: Sage Publications.
- Ladrón de Guevara, C. (2000). Condiciones sociales y familiares y fracaso escolar. En A. Marchesi & C. Hernández Gil (Eds.). *El fracaso escolar*. Madrid: Doce Calles.
- Lamb, M. E. & Sutton-Smith, B. (1982). *Sibling relationships: Their nature and significance across the lifespan*. Hillsdale, N. J.: Erlbaum.
- 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.
- Lindley, D. V. & Smith, A. F. (1972). Bayes estimates for the linear model. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 34, 1-41.

- Marqués, M. (1995). Padres e hijos en las familias monoparentales. *Infancia y Sociedad*, 30, 81-90
- Martínez González, R.A. (1992). Factores familiares que intervienen en el progreso académico de los alumnos. *Aula Abierta*, 60, 23-39.
- Mayer, R. H. (1996). Value-added indicators of school performance. In E. A. Hanushek & D. W. Jorgenson (Eds.). *Improving America's schools: The role of incentives*. Washington, DC: National Academic Press.
- Mayeske, G.W. (1973). *A study of the achievement of our nation's students*. Washington, DC: GPO.
- Mc Kenzie, D. E. (1983). Research for school improvement: An appraisal of some recent trends. *Education Researcher*, 12 (4), 5-17.
- McCartney, K. (1984). Effect of quality of day care environment on children's language development. *Developmental Psychology*, 20, 244-260.
- Miguel, M. de (1988). *Preescolarización y rendimiento académico: un estudio longitudinal de las variables psicosociales a lo largo de la EGB*. Madrid: CIDE.
- Moreno, A. (1995). Familias monoparentales. *Infancia y Sociedad*, 30, 55-66.
- Mortimore, P. et al. (1988). *School Matters: The Junior Years*. Wells: Open Books
- Mortimore, J. (1991). *The use of indicators in school effectiveness research*. Paris: OCDE.
- Mosteller, F. (1995). The Tennessee study of class size in the early school grades. *Critical Issues for Children and Youths*, 5 (2), 113-126.
- Muñoz Repiso, M. (1997). *Calidad de la educación y eficacia de la escuela: Estudio sobre la gestión de los recursos educativos*. Madrid: Centro de Investigación y Documentación.
- Murphy, J., Hallinger, P. & Mesa, R. (1985). School effectiveness: Checking 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.
- Purkey, S. & Smith, M. (1983). Effective schools: A review. *The Elementary School Journal*, 83 (4), 427-452.
- Reynolds, A. J. (1989). A structural model of first-grade outcomes for an urban, low socioeconomic status, minority population. *Journal of Educational Psychologist*, 81, 594-603.
- 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). Recuperado el 10/18/2006 de <http://redie.uabc.mx/vol8no1/contenido-roa.html>.
- Rutter, M. et al. (1979). *Fifteen thousand hours. Secondary school and their effects on children*. London: Open Books.
- Scheerens, J. (1992). *Effective Schooling Research: Theory and Practice*. New York: Cassell.
- Scheerens, J. (1997). *Effective Schooling. Research, Theory and Practice*. Londres: Casell.
- Skinner, C. J. et al. (1989). *The analysis of complex surveys*. Chinchester: Jonh Wiley
- Smith, A. F. M. (1972). A general Bayesian Linear Model. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, Vol. 35, No. 1. pp. 67-75.
- Stecher, B. M. et al. (1999). Achievement. In G. W. Bohrstedt & B. M. Stecher (Eds.). *Class size reduction in California: Early evaluation findings, 1996-1998*. Palo Alto, CA: CSR Research Consortium
- Stecher, B. M. et al. (2000). *Class size reduction in California: The 1998-99 evaluation findings*. Sacramento, CA: California Department of Education.
- Sun, Y. y Li, Y. (2001). Marital disruption, parental investment, and children's academic achievement. *Journal of Family Issues*, 22 (1), 27-62
- Teddlie, C. & Stringfield, S. (1993). *Schools make a difference: Lessons learned from a ten-year study of school effects*. New York: Teachers College Press.
- Weber, G. (1971). *Inner-city children can be taught to read: For successful schools*. Washington, DC: Council for Basic Education.

- Willms, D. J. & Raudenbush, S. W. (1989). A longitudinal hierarchical linear model for estimating school effects and their stability. *Journal of Educational Measurement*, 26, 209-232.
- Wu, M. & Adams, R. (2002). *PISA 2000 Technical Report*. Paris: OECD Publishing.
- Wu, M. L., & Adams, R. J. (2003). Plausible values: Why they are important. Paper presented at the 11th International Objective Measurement Workshop, New Orleans, April, 2002.
- Zabalza, Miguel Angel (1998). Educación infantil: Una apuesta por la calidad. *Organización Escolar*, 26, 128-137

Datos biográficos de las autoras del artículo:

Covadonga Ruiz de Miguel (Madrid, 1973) es Doctora en Filosofía y Ciencias de la Educación por la Universidad Complutense de Madrid, es Ayudante Doctor en el Departamento de Métodos de Investigación y Diagnóstico en Educación, de la Facultad de Educación de la Universidad Complutense de Madrid. Imparte docencia en el área de Métodos de Investigación en las titulaciones de Pedagogía, Psicopedagogía y Magisterio. Tesis doctoral en el ámbito de la Educación Infantil. Publicados diferentes artículos, capítulo de libros y comunicaciones a Congresos relacionados con la Investigación. Es Especialista en Investigación Social Aplicada y Análisis de Datos por el CIS (Centro de Investigaciones Sociológicas, Madrid)

Dirección profesional: Dpto. MIDE – Facultad de Educación. C/ Rector Royo Villanova, s/n. 28040 Madrid. e-mail: covaruiz@edu.ucm.es. Teléfono: 91 394 6149

Maria Castro Morera. Es Profesora Titular en el Departamento de Métodos de Investigación y Diagnóstico en Educación, de la Facultad de Educación de la Universidad Complutense de Madrid. Sus intereses y trabajos de investigación se centran en modelos multinivel multivariados para el análisis de evaluaciones de sistemas educativos, con especial énfasis en modelos de cambio y crecimiento. Sus estudios más recientes examinan indicadores de crecimiento y cambio individual y organizativo en contextos escolares. LA profesora Castro ha sido investigadora visitante en la Universidad de California Los Angeles (UCLA), primero en el *Department of Statistics* y después en el *Nacional Center for Research on Evaluation, Standards and Student Testing* (CRESST)

Dirección profesional: Dpto. MIDE – Facultad de Educación. C/ Rector Royo Villanova, s/n. 28040 Madrid. e-mail: maria.castro@edu.ucm.es. Teléfono: 91 394 6140

AAPE Comité Editorial

Editores:

Gustavo E. Fischman, Arizona State University
Pablo Gentili, Universidade do Estado do Rio de Janeiro

Asistentes editoriales: Rafael O. Serrano (ASU–UCA) & Lucia Terra (UBC)

Hugo Aboites

UAM-Xochimilco, México

Claudio Almonacid Avila

UMCE, Chile

Alejandra Birgin

FLACSO-UBA, Argentina

Mariano Fernández Enguita

Universidad de Salamanca. España

Roberto Leher

UFRJ, Brasil

Pia Lindquist Wong

CSUS, USA

Alma Maldonado

University of Arizona, USA

Imanol Ordorika

IIE-UNAM, México

Miguel A. Pereyra

Universidad de Granada, España

Romualdo Portella de Oliveira

Universidade de São Paulo, Brasil

José Ignacio Rivas Flores

Universidad de Málaga, España

José Gimeno Sacristán

Universidad de Valencia, España

Susan Street

CIESAS Occidente, México

Daniel Suárez

LPP-UBA, Argentina

Jurjo Torres Santomé

Universidad de la Coruña, España

Armando Alcántara Santuario

CESU, México

Dalila Andrade de Oliveira

UFMG, Brasil

Sigfredo Chiroque

IPP, Perú

Gaudêncio Frigotto

UERJ, Brasil

Nilma Lino Gomes

UFMG, Brasil

María Loreto Egaña

PIIE, Chile

José Felipe Martínez Fernández

UCLA, USA

Vanilda Paiva

UERJ, Brasil

Mónica Pini

UNSAM, Argentina

Paula Razquin

UNESCO, Francia

Diana Rhoten

SSRC, USA

Daniel Schugurensky

UT-OISE Canadá

Nelly P. Stromquist

USC, USA

Antonio Teodoro

Universidade Lusófona, Lisboa

Lílian do Valle

UERJ, Brasil

EPAA Editorial Board

Editor: Sherman Dorn University of South Florida

Production Assistant: Chris Murrell, Arizona State University

[Michael W. Apple](#)

University of Wisconsin

[Greg Camilli](#)

Rutgers University

[Mark E. Fetler](#)

California Commission on Teacher
Credentialing

[Richard Garlikov](#)

Birmingham, Alabama

[Thomas F. Green](#)

Syracuse University

[Craig B. Howley](#)

Appalachia Educational Laboratory

[Patricia Fey Jarvis](#)

Seattle, Washington

[Benjamin Levin](#)

University of Manitoba

[Les McLean](#)

University of Toronto

[Michele Moses](#)

University of Colorado

[Anthony G. Rud Jr.](#)

Purdue University

[Michael Scriven](#)

University of Auckland

[Robert E. Stake](#)

University of Illinois—UC

[Terrence G. Wiley](#)

Arizona State University

[David C. Berliner](#)

Arizona State University

[Linda Darling-Hammond](#)

Stanford University

[Gustavo E. Fischman](#)

Arizona State University

[Gene V. Glass](#)

Arizona State University

[Aimee Howley](#)

Ohio University

[William Hunter](#)

University of Ontario Institute of
Technology

[Daniel Kallós](#)

Umeå University

[Thomas Mauhs-Pugh](#)

Green Mountain College

[Heinrich Mintrop](#)

University of California, Los Angeles

[Gary Orfield](#)

Harvard University

[Jay Paredes Scribner](#)

University of Missouri

[Lorrie A. Shepard](#)

University of Colorado, Boulder

[Kevin Welner](#)

University of Colorado, Boulder

[John Willinsky](#)

University of British Columbia