

Diferencias individuales y autonómicas en el estatus socioeconómico y cultural como predictores en PISA 2009¹

Individual and Regional Differences in Socioeconomic and Cultural Status as Predictors in PISA 2009

DOI: 10.4438/1988-592X-RE-2013-361-236

Paula Elosua Oliden

Universidad del País Vasco. Facultad de Psicología. Departamento de Psicología Social y Metodología de las Ciencias del Comportamiento. San Sebastián, España.

Resumen

En los informes derivados de las sucesivas versiones de PISA se deja patente de forma unívoca la capacidad predictiva del estatus socioeconómico y cultural de los estudiantes sobre el rendimiento. El índice de estatus social, económico y cultural (ISEC) puede interpretarse como un indicador de riqueza compuesto por tres medidas relacionadas con el nivel más alto de educación alcanzado por los padres, el prestigio de la profesión con mayor consideración social de los padres y el nivel de recursos domésticos. La extensión de la relación individual entre el ISEC y el rendimiento a un nivel autonómico supondría que los gradientes estimados para las comunidades autónomas diferirían, por lo que la relación entre ambas variables estaría mediada por un factor relacionado con la comunidad autónoma, que podría leerse en términos de segregación educativa. Dado que en PISA 2009 han participado 15 comunidades autónomas, el objetivo del presente trabajo es estudiar el impacto del ISEC autonómico en la predicción del rendimiento. Si el ISEC familiar es un factor con un efecto significativo en la estimación de la competencia, y los promedios autonómicos en esta variable difieren, podría esperarse que las comunidades con ISEC medios altos tuvieran un rendimiento medio mejor que las comunidades con ISEC medios menores. La metodología utilizada para contrastar esta hipótesis se basa en la construcción y evaluación de

⁽¹⁾ Trabajo financiado por el Ministerio de Economía y Competitividad (PSI2011-30256) y por la Universidad del País Vasco (GIU12-32).

modelos lineales mixtos que incorporan variables individuales de primer nivel y variables comunitarias de segundo nivel. Los modelos evaluados analizan de forma secuencial el impacto del ISEC individual, la incorporación de pendientes aleatorias y el efecto del ISEC medio por comunidad. Los resultados ponen de manifiesto la diferencia del gradiente autonómico para Ceuta y Melilla con respecto al resto de comunidades autónomas, el impacto de los niveles individuales ISEC, y la ausencia del efecto de los promedios autonómicos sobre la predicción de la competencia.

Palabras clave: PISA, comparación interautonómica, modelos multinivel, ISEC, resultados educativos, segregación.

Abstract

The reports derived from successive editions of PISA make it clear that students' socioeconomic and cultural status is to some extent a predictor of performance. The ESCS, which can be read as an indicator of wealth, is defined by three measurements related with the highest level of education of the student's parents, the prestige of the parental profession that has the highest social status, and the level of domestic resources. The generalization of this individual relationship between ESCS and performance at a regional level would mean that the estimated gradients differ between regions. If this generalization is true, the relationship between the two variables would be mediated by a region-related factor, which could be read in terms of educational segregation. Since PISA 2009 was administered in 15 regions (autonomous communities) of Spain, the objective is to study the impact of the regional ESCS on performance predictions. If the family ESCS is a factor that has a significant effect on competence estimates, and if regional averages differ in this variable, then regions with a high average ESCS might be expected to turn in a better average performance than regions with a lower average ESCS. The methodology used for testing this hypothesis is based on the construction and evaluation of linear mixed models that incorporate first-level individual variables and second-level regional variables. The models sequentially analyze the impact of the individual ESCS, the inclusion of random slopes and the effect of the average regional ESCS. The results show that Ceuta and Melilla have a different gradient from the other autonomous regions; that individual ESCS levels do have an impact; and that the regional ESCS averages have no effect in predicting literacy.

Key words: PISA, inter-regional comparison, multilevel models, ESCS, educational outcomes, segregation.

Introducción

Los objetivos del programa internacional *Programmne for International Student Assessment* (PISA) desde su creación por la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE) en el año 2000, fueron buscar y analizar indicadores internacionales que sirvieran como marco comparativo y evaluativo de los sistemas educativos de los países participantes. En sus sucesivas ediciones ha sido notable el incremento en el número de países que integran el programa –32 en su primera edición, 41 en el año 2003, 57 en el año 2006 y 65 en el año 2009–, lo cual es un claro reflejo de su éxito. Cada país contribuye con una muestra propia, y a partir de la edición 2003 incluso las comunidades autónomas o regiones administrativas pueden aportar datos a PISA. En la edición de 2009 participaron 15 comunidades autónomas (Tabla 1) con un número de muestra suficiente para permitir profundizar en indicadores intra- e intercomunitarios.

Los resultados que ofrece PISA poseen indudablemente relevancia política y social. De ellos se hacen eco cada vez con mayor intensidad los medios de comunicación, si bien en muchas ocasiones se busca más el impacto del titular que el rigor científico. Los datos PISA son la base de informes y estudios sobre evaluación y políticas educativas de los que son responsables los institutos de evaluación educativa autonómicos y nacionales, que indagan, analizan e intentan explicar el origen y las causas de las diferencias encontradas entre países. El nivel de las comparaciones se centra habitualmente en el país, y dentro de este se presta atención a variables individuales y grupales centradas en los colegios. Tales variables permiten, y exigen, interpretar los resultados en relación con cada uno de los entornos sociales y educativos evaluados. En este sentido, son destacables los estudios llevados a cabo tanto con datos PISA como con datos obtenidos de evaluaciones educativas nacionales que profundizan en las características del centro educativo relacionadas con la titularidad, el tamaño, la ratio profesor-alumnos, los recursos educativos o el perfil social de estudiante (Chiswick y DebBurman, 2004; Coleman y Hoffer, 1987; Dronkers y Robert, 2004; Miller y Moore, 1991; Opdenakker y Van Damme, 2006; Smith y Naylor, 2005). Respecto a los datos PISA en España son especialmente recomendables los trabajos de Calero y Escardibul (2007; Calero, Escardibul, Waisgrais y Madiavilla, 2007) y Santín (2006).

Además, el hecho de contar con información aportada por regiones o comunidades dentro de un país ofrece la posibilidad de llevar a cabo

estudios interregionales. En este sentido y por lo que se refiere a España, Ferrer, Valiente y Castel (2010) ofrecen una descripción de los resultados PISA 2006 por comunidades autónomas con referencia a indicadores relacionados con el índice de riqueza, el índice socioeconómico y el cultural, la titularidad del centro y los recursos educativos. En él se concluye que, más allá de las diferencias autonómicas, las características asociadas a la titularidad del centro –y que están directamente relacionadas con el perfil social de los estudiantes– ejercen un impacto significativo en los resultados.

La pertinencia de los estudios interautonómicos es evidente en un territorio con 17 comunidades dotadas de autonomía legislativa y competencias ejecutivas, que poseen distintivos sociales, económicos e incluso lingüísticos. La renta per cápita, el producto interior bruto o el gasto en educación difieren entre comunidades. Por ejemplo, y refiriéndonos al año 2009, la renta per cápita en el País Vasco ascendió a 32.133 euros, mientras que en Andalucía su cuantía fue casi la mitad: 18.507 euros. (INE, 2009; Tabla 1).

La variable recogida en PISA que se relaciona de modo más directo con los indicadores económicos autonómicos es el índice socioeconómico y cultural, conocido como ISEC. Desde los trabajos pioneros de Coleman et ál. (1996) ha quedado ampliamente reconocida su naturaleza predictora del rendimiento. Es un indicador compuesto por tres medidas relacionadas con el nivel más alto de educación alcanzado por los padres, el prestigio de la profesión con mayor consideración social de los padres y el nivel de recursos domésticos. Su valor se estima para cada estudiante a partir de la información aportada por las familias. La conclusión sobre la relación positiva entre ISEC y competencia es unívoca y ha quedado recogida tanto en los informes que elabora la OECD (2010) como en estudios de carácter territorial llevados a cabo en Estados Unidos (Chiswick y CebBurman, 2004), Finlandia (Häkkinen, Kirjavainen y Usitalo, 2003) o Reino Unido (Feinstein y Symons, 1999) por citar algunos. Son varios los trabajos centrados en España que avalan esta relación; Santín (2006) concluye la incidencia positiva del nivel de estudios del padre y de los recursos educativos disponibles por la familia en los resultados PISA 2000; Calero y Escardíbul (2007) encuentran significativa la relación entre los recursos disponibles y los resultados en PISA 2003; Muñiz (2001), en un análisis llevado a cabo en el Principado de Asturias, concluye la influencia de los ingresos y de las expectativas educativas en el rendimiento; a una

conclusión similar llegan Mancebón y Bandrés (1999) en una investigación contextualizada en Zaragoza.

Con estos antecedentes, el objetivo de este estudio es comparar, en el nivel autonómico, los resultados en Competencia Lectora obtenidos en PISA 2009. La elección de tal competencia viene determinada por que esta fue la competencia central en la edición PISA 2009. El eje del estudio se centra en la relación entre el ISEC y los resultados por comunidad. Se desea analizar si la relación individual que ha sido demostrada en los informes PISA puede extenderse al nivel autonómico. Si el ISEC familiar es uno de los factores determinantes en la estimación de la competencia, y los perfiles autonómicos en esta variable difieren, podría esperarse que las comunidades con ISEC altos tengan un rendimiento medio mejor que las comunidades con ISEC menores.

Método

Participantes

La muestra de este estudio está formada por los 21.561 estudiantes de Educación Secundaria Obligatoria (ESO) que participaron en la edición 2009 de PISA. Si bien la muestra total de estudiantes en las bases de datos de PISA 2009 es de 25.887, se eliminaron aquellos estudiantes de los que no se recogió información en la variable ISEC y se seleccionó de forma aleatoria una submuestra proveniente del País Vasco (4.768) con el fin de igualar el peso de cada comunidad. Del total de estudiantes, 10.611 eran mujeres y 10.950 eran hombres. La distribución de los participantes por comunidades autónomas se ha recogido en la Tabla 1.

TABLA I. Estadísticos descriptivos por comunidad autónoma

	COMPETENCIA LECTORA			ISEC		Renta per cápita	
	N	Media	D.T.	Media	Media (500, 100)		D.T.
Andalucía	1.401	466,60	83,97	-0,52	477,62	1,12	18.507
Aragón	1.496	499,63	81,05	-0,17	482,86	1,02	26.323
Asturias	1.521	493,75	88,82	-0,21	478,42	1,02	22.559
Baleares	1.435	463,66	86,10	-0,28	472,01	1,04	25.967
Canarias	1.421	453,55	86,82	-0,59	440,43	1,03	21.105
Cantabria	1.508	490,53	84,76	-0,18	481,71	1,03	24.508
Castilla y León	1.498	506,59	80,52	-0,16	483,50	1,02	23.361
Cataluña	1.368	502,43	77,19	-0,22	477,55	1,01	28.247
Galicia	1.577	488,39	83,13	-0,37	462,93	1,00	20.619
La Rioja	1.274	500,08	88,63	-0,25	474,57	1,05	25.895
Madrid	1.441	505,29	80,36	-0,09	490,97	1,11	32.983
Murcia	1.307	485,37	74,94	-0,40	459,17	1,02	19.692
Navarra	1.493	496,67	79,59	-0,20	479,48	0,95	30.614
País Vasco	1.483 (4.768)	495,25	78,38	-0,07	492,80	1,22	32.133
Ceuta y Melilla	1.338	415,19	101,90	-0,54	445,55	1,06	22.320
Total	21.561	484,63	87,10	-0,28		1,03	

Instrumentos y variables

La prueba de Lectura de PISA 2009 se construye sobre 37 textos de los que derivan 131 preguntas agrupadas en 13 cuadernillos diferentes según un diseño matricial que ya es típico en las pruebas internacionales de evaluación (OECD, 2009).

La Competencia Lectora para cada estudiante se ha obtenido por estimación esperada a posteriori (EAP). La escala de la variable *competencia* en el total de la muestra PISA se distribuye con una media aritmética de 500 y una desviación estándar de 100.

El índice de estatus socioeconómico y cultural (ISEC) es un indicador que se deriva de la información recogida respecto a los recursos y posesiones de los participantes, el número de libros, el nivel educativo de sus padres y la ocupación parental. Se introdujo en los estudios de PISA a partir de la edición 2000 y se obtiene tras someter a un análisis de componentes principales las respuestas a los ítems utilizados para su composición. Es un indicador de tipo numérico que se distribuye en la muestra PISA con media aritmética de 0 y una desviación típica igual a la unidad.

Análisis

Los análisis efectuados comienzan con una descripción univariada de cada variable por comunidad. Se analiza su posible relación por medio de un modelo de regresión que se completa con la construcción y evaluación de modelos mixtos.

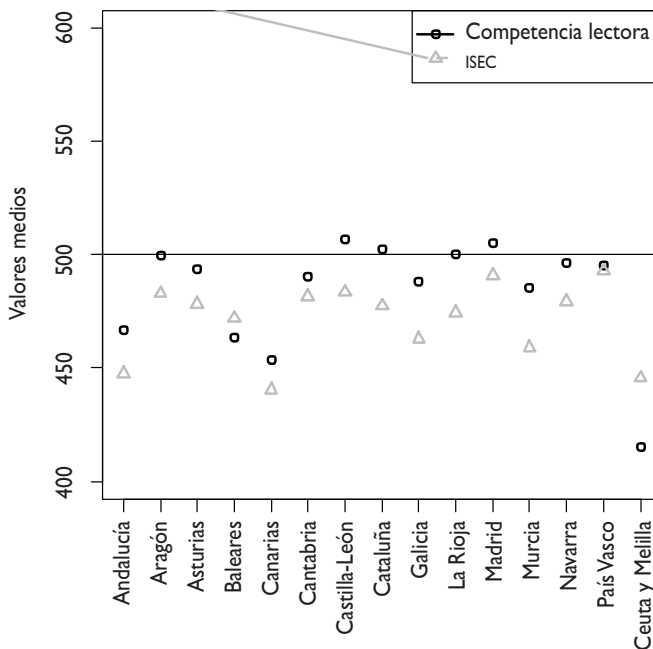
Los trabajos que analizan el rendimiento en PISA hacen uso en su mayoría de una metodología basada en la estimación de modelos con coeficientes aleatorios, también denominados modelos jerárquicos o modelos multinivel (Goldstein, 2003; Raudenbush y Bryk, 2002) que han resultado especialmente útiles en la investigación educativa (Murillo, 2008), porque permiten diferenciar entre características individuales y características asociadas a diferentes niveles de agregación entre estudiantes (aula, colegio, comunidad, país). El proceso de modelización se ajustó a una pauta secuencial; para cada uno de los modelos evaluados se obtuvieron los componentes de varianza y la significación estadística de los parámetros estimados. El procedimiento de estimación utilizado fue de máxima verosimilitud restringida (REML). La comparación de modelos se llevó a cabo por medio del criterio de información de Akaike (1987) y por la razón de verosimilitud entre modelos; para ello, una vez evaluado y aceptado un modelo, este fue reestimado con el fin de evaluar el incremento en el ajuste asociado con la incorporación de parámetros. Siguiendo las recomendaciones de Hox (2009), se prima el AIC cuando los modelos que se comparan difieren en sus componentes aleatorios.

Análisis descriptivos

Competencia Lectora

Los resultados descriptivos relacionados con la Competencia Lectora (Tabla i) muestran que las comunidades que obtienen mayores puntuaciones son Castilla y León (506,59), Madrid (505,29) y Cataluña (502,43), mientras que Andalucía (466,60), Baleares (463,66), Canarias (453,55) y Ceuta y Melilla (415,19), se sitúan por debajo de la media española (484,63). Aunque todas las comunidades autónomas, excepto Ceuta y Melilla, obtienen valores medios dentro de un intervalo de media desviación estándar por encima o por debajo de la media española (434,63-534,63), las diferencias encontradas entre ellas fueron estadísticamente significativas: $(F(14,8173) = 99,63; p < 0,001)$. La Figura 1 recoge gráficamente los valores medios estimados para cada comunidad autónoma.

FIGURA I. Competencia Lectora e ISEC medio por comunidad



Índice socioeconómico y cultural (ISEC)

La relación entre el ISEC individual y la renta per cápita (Tabla I) de cada comunidad quedó confirmada por el coeficiente de correlación de Spearman, que con un valor estimado de 0,77 y una significación de 0,00074 ($t_9 = 4,45$) permite concluir la afinidad entre ambos indicadores de riqueza.

Los datos de la Tabla 1 y la Figura I muestran los valores medios de ISEC de cada comunidad autónoma (para obtener un gráfico sencillo de interpretar, se ha transformado la variable ISEC a una escala con media aritmética de 500 y desviación típica de 100) y revelan que todas las comunidades poseen valores de ISEC medios por debajo de la media utilizada en PISA (500). El índice superior es el del País Vasco (492,80) y el más bajo es el de Ceuta y Melilla (455,55). Un análisis de varianza de los datos observados detecta la presencia de diferencias significativas entre comunidades: $F(14,8171,75) = 33,76; p < 0,001$.

Si se establece un orden de prelación entre los promedios de ISEC y competencia según las comunidades autónomas se comprobaría la concordancia entre ambas alineaciones ($r = 0,78; p = 0,0009$). Su relación puede apreciarse gráficamente en la similitud entre los perfiles asociados a las puntuaciones medias en ellas (Figura I); las imaginarias líneas de unión trazadas entre los valores medios son prácticamente equivalentes para todas las comunidades autónomas.

Relación lineal entre competencia e ISEC

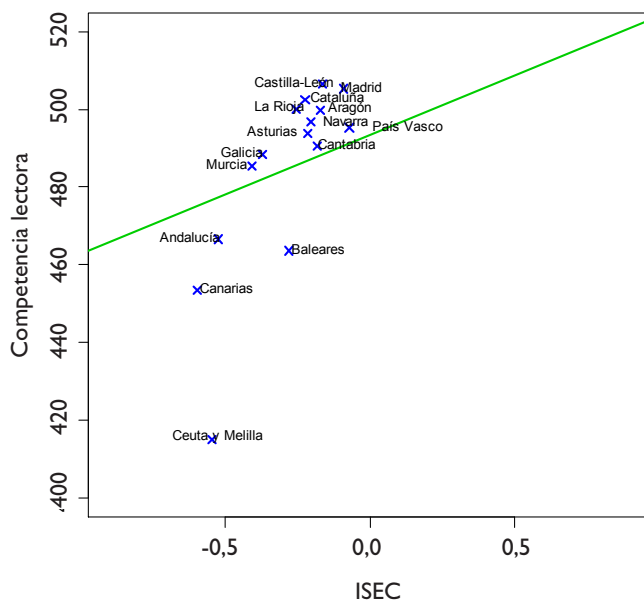
El grado de relación entre ambas variables puede estudiarse con el modelo de regresión simple que estima la recta que mejor predice el rendimiento a partir del valor del ISEC para un estudiante (gradiente). La pendiente de la recta estimada respecto del conjunto de los datos (Figura II) es positiva y estadísticamente significativa ($b = 30,64; Se = 0,51; t = 59,16$). El valor del coeficiente de determinación para este modelo es 0,14, lo cual se traduce en que el 14% de la varianza en competencia está relacionada con el estatus socioeconómico y cultural del estudiante. Según estos datos, el incremento en una unidad del nivel ISEC de un estudiante supone un incremento de 30,64 puntos en Competencia Lectora.

Predicción de valores medios autonómicos en función del ISEC medio

Si se representan en el mismo gráfico los puntos correspondientes a los valores medios de ISEC por comunidad y los valores medios estimados en

Competencia Lectora, se obtiene una imagen de la situación de cada comunidad en relación con su valor medio esperado. Cuando el punto indicativo de la comunidad se sitúa por debajo de la recta de regresión, el valor medio estimado en Competencia Lectora es menor que el esperado en función del ISEC. Esta es la situación en la que se encuentran las comunidades de Andalucía, Baleares, Canarias y Ceuta y Melilla. El resto de comunidades analizadas obtienen valores medios en Competencia Lectora mejores a los esperables en función de sus ISEC medios.

FIGURA II. Gradiente total y situación para cada comunidad autónoma



Comparación interautonómica. Modelo de coeficientes aleatorios

Una vez confirmada la relación entre ISEC y competencia, interesa profundizar en las similitudes o en las diferencias entre los gradientes estimados para cada comunidad autónoma. Para ello se estiman en primer lugar los gradientes de cada comunidad (Figura III). Del gráfico se concluye la mayor discrepancia en la recta de regresión estimada para Ceuta y Melilla respecto al resto de comunidades autónomas, que se sitúan más próximas al gradiente total (recta más gruesa).

Sin embargo, la toma de decisión sobre la igualdad o desigualdad entre gradientes exige utilizar modelos estadísticos que progresivamente incorporan información sobre este punto. Se construyen y evalúan progresivamente con esa finalidad varios modelos mixtos que incorporan información sobre el ISEC individual y autonómico.

Modelo nulo. Según este modelo, equivalente al ANOVA, la competencia lectora depende de una media común (intercepto; γ_{00}) y de dos términos de error o componentes de varianza; uno asociado a las diferencias entre comunidades (τ_{00}) y el otro asociado a las diferencias intragrupo (σ^2).

La varianza entre grupos estimada para este modelo o varianza entre medias alcanza el valor de 611,16 y la varianza residual se estima en 7039,53. El parámetro interceptal es 484,20 ($Se = 6,40$). Los resultados se recogen en la Tabla II.

TABLA II. Parámetros y varianzas estimadas

	TODAS LAS COMUNIDADES			EXCEPTUANDO CEUTAY MELILLA			
	Nulo	ISEC	Pendientes aleatorias	Nulo	ISEC	Pendientes aleatorias	ISEC medio
Efectos fijos							
γ_{00}	484,20* (6,40)	492,28* (5,48)	492,51* (3,37)	489,13* (4,40)	496,16* (3,53)	496,53* (3,62)	512,38* (5,53)
γ_{00}		28,66* (0,50)	28,52* (0,98)		27,84* (0,52)	27,84* (0,89)	27,78* (0,52)
γ_{01}							58,82* (18,04)
Efectos aleatorios							
τ_{00}	611,16 (24,72)	446,50 (21,13)	411,96 (20,29)	266,52 (16,32)	170,91 (13,07)	179,59 (13,40)	96,43 (9,82)
τ_{10}			13,93 (3,73)			7,47 (2,73)	
σ^2	7.039,53 (83,90)	6.135,42 (78,32)	6.120,10 (78,23)	6.818,26 (82,57)	5.987,60 (77,37)	5.980,31 (77,33)	5.987,60 (77,37)

(*) Parámetros estadísticamente significativos; $p < 0,01$.

La significación de la varianza entre comunidades (τ_{00}) se determina comparando este modelo con otro que no considere diferencias entre ellas (modelo incondicional). De los resultados reflejados en la Tabla III se deriva que la inclusión de las medias comunitarias mejora la predicción de la competencia frente al modelo que no considera diferencias; la razón de verosimilitud (1547,99) que se distribuye como una variable χ^2 con un grado de libertad es significativa ($p < 0,001$) y el decremento en el índice AIC es de 1.546 puntos. En consecuencia, existe una variación significativa entre las medias de competencia asociadas con las comunidades autónomas y el 8% de la variación observada en las puntuaciones estimadas es una función de las mismas.

TABLA III. Evaluación de modelos

Modelo	AIC	logLik	g. l.	L. ratio	p
Incondicional	253.820,7	-126.908,4	2		
Nulo	252.274,7	-126.134,4	3	1.547,99	< 0,001
ISEC	249.308,8	-124.650,4	4	2.967,73	< 0,001
Pen. aleatorias	249.277,9	-124.633	6	33,58	0,0001
ISEC medio	233.802,8	-116.896,4	5	4,00	0,05
Idioma	188.753	-94.371,79	5	36,46	< 0,001
Modelos sin Ceuta y Melilla					
Nulo	235.963	-117.978,5	3		
ESCS	233.332,3	-116.662,2	4	2.637,84	< 0,0001
Pen. aleatorias	233.324,8	-116.656,4	6	11,55	0,003
Media ISEC	233.318,5	-116.654,2	5	15,82	0,0001

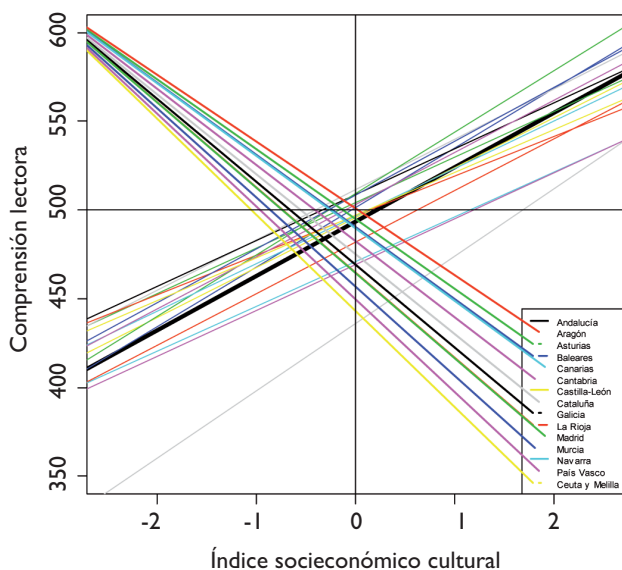
Modelo 2. ISEC. El segundo modelo evaluado incorpora en el nivel del estudiante (primer nivel) información asociada a su índice socioeconómico y cultural (ISEC).

El valor interceptal estimado para este modelo es 492,42 ($Se = 5,48$) y el coeficiente regresor asociado al nivel socioeconómico y cultural es 28,65 ($Se = 0,50$). La interpretación de este parámetro en términos sustantivos se traduce en que dentro de cada comunidad el incremento en una unidad del ISEC se asociará con un incremento de 28,65 puntos en la escala de

Lectura. La varianza residual es 6.135,34 y la varianza entre comunidades es 446,50.

La comparación de este modelo con el modelo nulo permite concluir que la incorporación del nivel individual de ISEC para cada estudiante mejora la predicción de la competencia; se produce un decremento de 2.965,9 en el índice AIC y la razón de verosimilitud entre modelos es significativa ($\chi^2 = 2.967,73$).

FIGURA III. Gradientes para cada comunidad autónoma



Modelo 3. Modelo de pendientes aleatorias. La posibilidad de que las pendientes de las rectas de regresión que relacionan el ISEC con el rendimiento sean diferentes para las comunidades autónomas se contrasta introduciendo pendientes aleatorias en el modelo.

La varianza intercomunitaria estimada para este modelo es 411,96, la varianza residual es 6120,10 y la varianza asociada a la variabilidad de los coeficientes regresores es 13,93. La diferencia en el ajuste entre este modelo y el modelo anterior constata que la razón de verosimilitud es significativa ($\chi^2 = 33,58$; $p = 0,0001$); el decremento asociado al índice AIC es de 30,9 puntos.

Si se analizan los coeficientes estimados por el modelo (Tabla IV) se comprueba que los parámetros estimados para Ceuta y Melilla (-56,69; 8,43) obtienen valores discrepantes con respecto al resto de comunidades.

TABLA IV. Efectos aleatorios

	COEFICIENTES ALEATORIOS		MODELO FINAL
	Intercepto	b	Intercepto
Andalucía	-10,53	0,60	-0,30
Aragón	11,52	-2,43	2,01
Asturias	8,01	3,67	0,05
Baleares	-21,12	-1,98	-23,46
Canarias	-22,52	-1,44	-6,93
Cantabria	3,14	-0,35	-5,77
Castilla y León	18,50	-0,47	8,15
Cataluña	15,67	-2,2	9,08
Galicia	4,75	-4,72	7,80
La Rioja	15,50	3,97	9,26
Madrid	15,24	1,11	0,64
Murcia	3,94	-1,31	7,96
Navarra	9,99	0,45	1,97
País Vasco	4,58	-3,25	-10,45
Ceuta y Melilla	-56,69	8,43	No incluido

Este resultado, que puede comprobarse gráficamente en la Figura II, induce a explorar la posibilidad de que el foco de la desigualdad entre pendientes esté originado por esta comunidad. Para analizar este punto, se reestiman los modelos exceptuando de los análisis de los estudiantes provenientes de Ceuta y Melilla.

Dado que la construcción del modelo se basa en la evaluación de modelos anidados, reestimamos los tres modelos: modelo nulo, modelo ISEC y modelo de coeficientes aleatorios (Tabla III).

Modelo nulo. El parámetro interceptal estimado para este modelo (489,13; $Se = 4,40$) es significativo. La varianza entre grupos se ha reducido

hasta 266,52 y la varianza de error es 6.818,26. El coeficiente de correlación intraclase es 0,04. Es decir, la exclusión de Ceuta y Melilla del modelo reduce la cantidad de varianza debida a las diferencias entre comunidades y la sitúa en un 4%.

Modelo ISEC. La incorporación del índice sociocultural en el modelo genera una mejora en el ajuste general que se traduce en un decremento en el AIC de 2.630 puntos. Los parámetros del modelo (Tabla III) son significativos; la varianza intercomunitaria se reduce a 170,91 y la varianza de error a 4.987,60.

Modelo de pendientes aleatorias. La consideración de pendientes aleatorias en el modelo no mejora estadísticamente el modelo anterior. La reducción del índice AIC entre los dos últimos modelos es de tan solo 7,5 puntos y el valor de la diferencia entre razones de verosimilitud es de 11,55. El principio de parsimonia se sobrepone a la mejora en el ajuste estadístico y se rechaza el modelo de pendientes aleatorias entre comunidades autónomas.

Modelo 3. Media ISEC por comunidad. Profundizando en el análisis del índice socioeconómico y cultural, una vez concluida la diferencia de gradiente para Ceuta y Melilla, se introduce un nuevo efecto fijo relacionado con la media de este índice en cada comunidad autónoma. El parámetro referido a la media comunitaria en ISEC tiene un valor de 58,82 ($\gamma_{20} = 58,82$; $Se = 18,04$; $t_{(12)} = 3,25$; $p = 0,007$). El índice de información de Akaike apenas se reduce en 6,3 puntos respecto al modelo que incorpora el ISEC en el nivel individual; es decir, la predicción del rendimiento apenas mejora teniendo en cuenta el ISEC medio asociado a cada comunidad autónoma.

Discusión y conclusiones

El objetivo de este estudio fue ahondar en las diferencias intercomunitarias que pudieran explicar las diferencias medias obtenidas en la prueba de Competencia Lectora en PISA 2009. Se ha analizado el impacto en la estimación de la competencia del índice socioeconómico y cultural en dos niveles, el individual y el autonómico.

Los resultados confirman que el índice familiar de ISEC tiene un efecto significativo en la predicción de la competencia. Esta conclusión no es original y está avalada y corroborada por todos los informes PISA autonómicos y nacionales. Su impacto se recoge en el informe español derivado de PISA 2009 (INCE, 2010), en el que tras un estudio descriptivo se concluye la falta de segregación o equidad del sistema educativo español, en el sentido de que la diferencia en competencia asociada al ISEC no es superior a la media de desviación estándar. El informe recoge que, en España y en la mayoría de las comunidades autónomas, la variación de puntos en el rendimiento promedio de los alumnos por cada punto que varía el ISEC es menor que en la media de la OCDE (INCE, 2010, p. 99).

Con estos antecedentes, este trabajo tenía por objetivo ahondar en esa relación. Dadas las diferencias significativas entre los promedios comunitarios en el ISEC, podrían suponerse diferencias en las competencias estimadas. El primer resultado relevante de los análisis efectuados se refiere a Ceuta y Melilla. Estas ciudades obtienen resultados significativamente diferentes y menores en Competencia Lectora, presentan índices ISEC medios más bajos que el resto de las comunidades autónomas analizadas y su gradiente es estadísticamente diferente al resto de valores estimados.

Si se excluye a Ceuta y Melilla de los análisis, el efecto de una posible diferencia entre gradientes desaparece y la varianza asociada con las diferencias interautonómicas se reduce. Aunque el ordenamiento de las comunidades en función de la competencia estimada y el ISEC resultó ser equivalente, la incorporación de la información aportada por el promedio comunitario en el indicador de riqueza ISEC no resultó ser significativa en la predicción de competencias. El estudio de las pendientes de las rectas de regresión entre ISEC y competencia en cada una de las comunidades autónomas reveló que estas no podían considerarse diferentes. Desde un punto de vista sustantivo, la falta de significación de la diferencia entre pendientes puede interpretarse como ausencia de segregación entre los modelos educativos autonómicos; es decir, el incremento en rendimiento en función del ISEC para un estudiante proveniente de Aragón no es significativamente diferente que el incremento para un estudiante riojano.

En definitiva, las conclusiones del trabajo apuntan a que los componentes de varianza de las puntuaciones en Competencia Lectora vienen en parte determinadas por el nivel socioeconómico y cultural de

los estudiantes, que los diferentes promedios autonómicos en este indicador de riqueza no afectan de forma significativa a los resultados en Competencia Lectora y que las pendientes de regresión son equivalentes entre la mayoría de las comunidades autónomas analizadas. Sin embargo, los resultados nos alertan de la situación en Ceuta y Melilla.

Referencias bibliográficas

- Akaike, H. (1987). A New Look at the Statistical Model Identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19 (6), 716-723.
- Calero, J. y Escardibul, J. O. (2007). Evaluación de servicios educativos: el rendimiento en los centros públicos y privados medido en PISA 2003. *Hacienda Pública Española*, 83, 33-66.
- , Waisgrais, S. y Mediavilla, M. (2007). *Desigualdades socioeconómicas en el sistema educativo español*. Madrid: Ministerio de Educación y Ciencia.
- Coleman, J. S., Campbell, E. Q., Hobson, C. J., McPartland, J., Mod A. M., Weinfeld, F. D. y York, R. L. (1996). *Equality of Educational Opportunity*. Washington D. C.: US Department of Health, Education & Welfare.
- Coleman, J. S. y Hoffer, T. (1987). *Public and Private High Schools. The Impact of Communities*. New York: Basic Books.
- Chiswick, B. R. y DebBurman, N. (2004). Educational Attainment: Analysis by Immigrant Generation. *Economics of Education Review*, 23, 361-379.
- Dronkers, J. y Robert, P. (2004). *The Effectiveness of Public, Private Government-Dependent and Private Independent Schools: A Cross-National Analysis*. European University Institute, Department of Political and Social Sciences.
- Feinstein, L. y Symons, J. (1999). Attainment in Secondary Education. *Oxford Economic Papers*, 51, 300-321.
- Ferrer, F., Valiente, O. y Castel, J. L. (2010). Los resultados PISA 2006 desde la perspectiva de las desigualdades educativas: la comparación entre comunidades autónomas en España. *Revista Española de Pedagogía*, 245, 23-48.

- Fischer, J. A. V. (2007). The Impact of Direct Democracy on Public Education: Evidence for Swiss Students in Reading, Mathematics and Natural Science. *SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance*, 668, December.
- Goldstein, H. (2003). *Multilevel Statistical Models* (3rd ed.). London: Edward Arnold.
- Häkkinen, I., Kirjavainen, T. y Usitalo, R. (2003). School Resources and Student Achievement Revisited: New Evidence from Panel Data. *Economics of Education Review*, 22, 329-335.
- Hox, J. (2009). *Multilevel analysis*. Mahwah (New Jersey): Taylor & Francis.
- INE (2010). *Principales resultados. Contabilidad regional de España y contabilidad pública*. Madrid: INE.
- Instituto de Evaluación (2010). *PISA 2009. Informe español*. Madrid: Ministerio de Educación.
- Mancebón, M. J. y Bandrés, E. (1999). Efficiency Evaluation in Secondary Schools: The Key Role of Model Specification and of Ex Post Analysis of Results. *Education Economics*, 7, 131-152.
- Miller, M. D. y Moore, W. P. (1991). Private-Public School Differences in the United States: Findings from the Second International Mathematics Study. *International Journal of Educational Research*, 15, 433-444.
- Muñiz, M. A. (2001). ¿Son realmente menos eficientes los centros LOGSE? (La evaluación DEA de los institutos de Enseñanza secundaria). *Hacienda Pública Española*, 157, 169-196.
- Murillo, F. J. (2008). Los modelos multinivel como herramienta para la investigación educativa. *Revista Internacional de Investigación en Educación*, 1, 45-62.
- OECD (2010). *PISA 2009. Technical Report*. Paris: OECD.
- Opdenakker, M. C. y Van Damme, J. (2006). Differences between Secondary Schools: A Study about School Context, Group Composition, School Practice and School Effects with Special Attention to Public and Catholic Schools and Types of Schools. *School Effectiveness and School Improvement*, 17 (1), 87-117.
- Pajares, R. (2005). *Resultados en España del estudio PISA 2000. Conocimientos y destrezas de los alumnos de 15 años*. Madrid: INECSE, Ministerio de Educación y Ciencia.
- Raudenbush, S. W. y Bryk, A. S. (2002). *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods*. (2nd ed.). Newbury Park (California): Sage.

Santín, D. (2006). La medición de la eficiencia de las escuelas: una revisión crítica. *Hacienda Pública Española*, 177, 57-82.

Smith, J. y Naylor, R. A. (2005). Schooling Effects on Subsequent University Performance: Evidence for the UK University Population. *Economics of Education Review*, 24, 549-562.

Dirección de contacto: Paula Elosua Oliden. Universidad del País Vasco. Facultad de Psicología. Departamento de Psicología Social y Metodología de las Ciencias del Comportamiento. Avda. Tolosa, 70; 20018 San Sebastián, España. Email: paula.elosua@ehu.es