RiSE
INTERNATIONAL JOURNAL OF SOCIOLOGY OF EDUCATION

Hipatia Press
www.hipatiapress.com

Instructions for authors, subscriptions and further details:

http://rise.hipatiapress.com

El Capital Cultural como Predictor del Rendimiento Escolar en España

Miguel Ángel Lozano Pérez[1]
Antonio Trinidad Requena[1]

1) Universidad de Granada, Spain

Date of publication: February 25th, 2019
Edition period: February 2019-June 2019

To cite this article: Lozano Pérez, M.A., Trinidad Requena, A. (2019). El Capital Cultural como Predictor del Rendimiento Escolar en España, *International Journal of Sociology of Education, 8*(1), 45-74. doi: 10.17583/rise.2019.3862

To link this article: http://dx.doi.org/10.17583/rise.2019.3862

PLEASE SCROLL DOWN FOR ARTICLE

The terms and conditions of use are related to the Open Journal System and to Creative Commons Attribution License (CC-BY)

RISE – International Journal of Sociology of Education Vol.8 No.1 February 2019 pp. 45-74

Cultural capital as a Predictor of Student Performance in Spain

Miguel Ángel Lozano Pérez
Universidad de Granada

Antonio Trinidad Requena
Universidad de Granada

(*Received: 3 November 2018; Accepted: 14 January 2019; Published: 25 February 2019)*

Abstract

Bourdieu argued that cultural capital, and therefore cultural possessions in the home, were the main variables for predicting academic performance, as they were the ones that carried most weight in the field of education. However, the latest research into family origins and academic performance reveal gradual decreases in both, including the number of books in the home. Indeed, the OECD has a specific index for cultural possessions in the home, but it does not appear even once in the 2015 PISA Report. This paper looks at whether cultural capital continues to predict student performance and if so what weight is carried by cultural possessions and the number of books in the home. To that end we conduct a comparative analysis of these variables and the indices used by PISA to measure the economic, social and cultural environment in general and cultural possessions in particular.

Keywords: cultural capital, books in the home, academic performance, family origins

2019 Hipatia Press
ISSN: 2014-3575
DOI: 10.17583/rise.2019.3862

Hipatia Press
www.hipatiapress.com

RISE – International Journal of Sociology of Education Vol.8 No.1 February 2019 pp. 45-74

El Capital Cultural como Predictor del Rendimiento Escolar en España

Miguel Ángel Lozano Pérez
Universidad de Granada

Antonio Trinidad Requena
Universidad de Granada

(*Recibido: 3 Noviembre 2018; Aceptado: 14 Enero 2019; Publicado: 25 Febrero 2019)*

Resumen

Para Bourdieu el capital cultural y, por tanto, las posesiones culturales en el hogar eran las variables más importantes en el campo educativo. Y, por consiguiente, para prever el rendimiento escolar. Sin embargo, investigaciones recientes sobre origen familiar y rendimiento académico evidencian que ambas están desapareciendo de forma progresiva, incluida el número de libros en el hogar. Tanto es así, que la OCDE posee un índice específico para las posesiones culturales en el hogar, pero no lo incluye ni una sola vez en el Informe PISA 2015. En este artículo, comprobamos si el capital cultural sigue prediciendo el desempeño escolar. Y si es así, qué peso poseen las posesiones culturales y los libros en el hogar. Para ello realizaremos un análisis comparativo entre estas variables y aquellos índices que PISA utiliza para medir el entorno económico, social y cultural en general y las posesiones culturales en particular.

Palabras clave: capital cultural, libros en el hogar, rendimiento académico, origen familiar.

2019 Hipatia Press
ISSN: 2014-3575
DOI: 10.17583/rise.2019.3862

Hipatia Press
www.hipatiapress.com

Desde la aparición del llamado *Informe Coleman*, la influencia del origen social en el rendimiento escolar[1] ha sido materia de estudio de la Sociología en particular y de las Ciencias Sociales en general, ya que supuso un antes y un después en las evaluaciones sobre la influencia del entorno del estudiantado en el rendimiento académico (Marqués Perales, 2016; Flecha & Buslon, 2016; Álvarez-Sotomayor & Martínez-Cousinou, 2016). En estos 50 años, con sus matices, el estudio en esta materia ha sido amplio. Sin embargo, las investigaciones de Coleman, tanto en el propio informe (1968) como posteriormente, se centraban en gran medida en el entorno social, prestándole gran atención al contexto de la escuela, el barrio y la comunidad, además de a la familia. Todo este conjunto de variables que influyen en el alumnado y, por tanto, en su rendimiento educativo lo llamamos, desde entonces, capital social. Este es obtenido por el alumnado de dos formas diferentes. La primera es mediante la trasmisión de generación en generación, teniendo un carácter reproductivo, de tal forma que quien procede de clases sociales medias y altas tiene ventaja competitiva en las instituciones escolares respecto a quienes no pertenecen a estas. La otra vía es que la familia o el individuo pueden adoptar comportamientos y estrategias que generen capital social, tal y como defiende Álvarez-Sotomayor (2012). De esta forma, no tendría lugar un proceso hereditario en el que la institución escolar se limitara a reproducir las posiciones de la estructura social.

Iniciado el análisis del papel del entorno socioeconómico en el rendimiento escolar del alumnado, aparecería Bourdieu, quien le daría un mayor peso a la cuestión cultural (Trinidad Requena & Pagés Luis, 2002). Este autor vería a la familia como epicentro de la reproducción social. Donde resalta el concepto del *habitus* entre otros, aprendiéndose este en el núcleo familiar, produciendo y reproduciendo conductas, que según la posición de clase de la familia de origen marcaría el desempeño escolar del estudiantado. Ya que el *habitus* permitiría que los diferentes capitales (económico, cultural y social) mutaran según lo requirieran los diferentes *campos*, que son espacios sociales con cierta autonomía (Martínez, 2017). Es decir, si una familia se encuentra en una situación económica alta, sus descendientes no solo dispondrían de un mayor capital económico para invertir en formación, además serían más competitivos en la escuela como consecuencia de poseer un mayor *capital cultural*. Siendo este una serie de

conocimientos, hábitos y prácticas adquiridas en la socialización familiar y que dotan al individuo de un estatus determinado, el cual es causa y consecuencia de una posición social. Por consiguiente, Bourdieu ve en la familia el origen de la desigualdad en la escuela (Trinidad, 2005, p.525).

Si atendemos a las obras del propio Bourdieu, *La distinction* (1979) y *Les héritiers* (1964), esta última escrita junto con Passeron, poseen dos características básicas a la hora de analizar los datos. La primera es que siempre testa una a una las variables independientes, mediante un análisis bivariante con la dependiente. La otra peculiaridad es que, aunque agrupa las variables en dimensiones, como capital educativo, no genera índices compuestos. Además, si nos centramos en el tipo de variables, observamos entre ellas: la cantidad y el tipo de obras de arte que hay en el hogar, el tipo de muebles en este, la música que se escucha, los sombreros que se posee, el número de libros en el hogar, entre otras, pues para Bourdieu las posesiones del hogar son expresiones culturales de clase. Por lo que es recurrente observar como variables predictoras aquellas posesiones que, además de medir la riqueza del hogar, testan el nivel cultural de sus dueños, pues son indicadores del *habitus* que posee cada familia. Junto a estos ítems, encontramos otras cuestiones que son muy recurrentes en sus investigaciones, pero que también aparecían en el informe Coleman (1968), como la ocupación y el nivel educativo de los padres[3], siendo la primera más importante que la segunda.

Sin embargo, aunque la relación entre el origen familiar y el rendimiento escolar ha sido ampliamente estudiada tanto a nivel internacional (Fernández, 2015) como para el caso español (Fernández, 2014), la tendencia mayoritaria en los últimos tiempos está siendo excluir las variables relacionadas con aquellos bienes del hogar que son indicadores del capital cultural, es decir, aquellas que sí poseía Bourdieu, pero no Coleman. Cada vez se están implementando técnicas más complejas con análisis multivariantes, valga como ejemplo el último artículo de Broc (2018), junto con otras publicaciones aquí citadas. Directamente relacionado con esto, se ha extendido el uso de índices compuestos. Encabezando esta dinámica están los propios informes PISA (OECD, 2016a), los cuales no solo han generado importantes índices para explicar el impacto del entorno en el rendimiento del alumnado, también los han creado para evaluar el propio rendimiento.

En esta dinámica, hay una variable que ha ido desapareciendo

progresivamente de los análisis y es el número de libros en el hogar. Tanto es así, que el más reciente estudio (Torrens et al, 2018) que trabaja con las variables que más repite Bourdieu la ignora. Pero la cuestión es que también están siendo desatendidas aquellas variables que hacen referencia a las posesiones culturales. De tal manera que Martín Criado (2010), pese a defender la existencia del proceso de reproducción en la escuela, sostiene que otras variables están compensado el peso del capital cultural en España. Y como defiende Trinidad (2005, p. 525), para Bourdieu el campo más importante en la institución educativa es el cultural. Pero, ¿qué ocurre cuando es utilizada esta variable? pues paradójicamente, aquellos estudios que tienen en consideración el número de libros en el hogar revelan que tiene bastante peso (Hanushek, Machin & Woessmann, 2010).

En esta línea también está perdiendo peso su índice homónimo, pues PISA posee uno llamado *Posesiones culturales en el hogar* (*CULTPOSS*), que mide única y exclusivamente aquellas posesiones que denotan un nivel cultural determinado, con variables como el número de libros en el hogar, instrumentos musicales y si se posee un diccionario, entre otras cuestiones. Sin embargo, en los volúmenes de PISA 2015 este índice compuesto no es utilizado por la OCDE. El más cercano que posee, y que sí se encuentra en este informe, es *Posesiones del hogar*. Pero está más encaminado a medir la riqueza de la familia, incluyendo en este índice variables como el número de vehículos que posee la familia, el número de habitaciones del hogar y de cuartos de baño, aunque algunas posesiones sí que son culturales (OECD, 2016a; 2016b; 2017a; 2017b; 2017c). Exactamente igual está ocurriendo con el informe español (INEE, 2014; 2016).

A todo esto, hay que sumarle la revolución tecnológica que estamos viviendo, la cual conlleva que nos hagamos la siguiente cuestión: ¿Están sustituyendo las nuevas herramientas informáticas el poder predictivo que poseían los bienes culturales por los que preguntaba Bourdieu? Por citar un ejemplo: ¿Es mejor variable predictora del rendimiento escolar el número de libros electrónicos que el de libros impresos?

Entonces, ¿por qué han desaparecido estas variables de los estudios sobre origen familiar y rendimiento escolar? Puede que sea la aparición de nuevas herramientas tecnológicas, simplemente el capital cultural ya no es buen predictor o la evolución investigadora ha conllevado a que se esté ignorando este capital.

Al respecto, PISA construye un índice compuesto para medir exclusivamente el peso predictivo de las posesiones culturales en el hogar, llamado *CULTPOSS*, el cual creemos que carece de capacidad predictiva, por lo que desaparece de los propios informes PISA. Por consiguiente, se ha desatendido este índice y el conjunto de variables que lo componen. Lo que ha conllevado la desaparición de los estudios que tienen como variable independiente cualquiera que pertenezca al conjunto de bienes culturales, siendo su máxima expresión la variable sobre la cantidad de libros en el hogar. Y, siguiendo esa tendencia, aparece bibliografía, que, aunque no acredite la incapacidad predictiva del capital cultural, sí lo hace de alguna de sus variables, aunque sea parcialmente, como el de Martín Criado y Gómez Bueno (2017) que se centra en las expectativas parentales a nivel regional.

A todo esto, hay que sumar el hecho de que la literatura existente en este campo viene utilizando el nivel educativo de los padres en detrimento de las posesiones culturales para medir el capital cultural (Fernández, 2015). Y a pesar de que el índice compuesto que más utiliza la OCDE en los informes PISA, el *Índice Social, Económico y Cultural* (*ESCS*), incluya la variable libros en el hogar (2016a; 2016b; 2017a; 2017b; 2017c).

Sin entrar en la cuestión de la construcción de los índices compuestos que utiliza la OCDE, ya que sería materia de otro artículo, nuestra hipótesis de partida es que las variables pertenecientes al capital cultural siguen teniendo capacidad predictiva sobre el desempeño escolar del alumnado en España. Y, además, una intensidad similar al índice compuesto *ESCS*. Haciendo especial hincapié en el número de libros en el hogar, variable que consideramos que no ha sido superada en capacidad predictiva ni por aquellas variables propias de la revolución tecnológica ni por aquellas que Bourdieu comparte con Coleman, como son el nivel de estudios y la ocupación de los progenitores.

Métodos

PISA 2015

Los datos utilizados son los de PISA 2015[3]. Siendo la muestra de España, sin incluir las muestras particulares de las diferentes comunidades autónomas. Ya que el grado de respuesta de éstas en los diferentes

cuestionarios es muy dispar, y la muestra del conjunto de España es suficientemente grande, 6736 casos. Habiéndose utilizado la totalidad de cuestionarios. La muestra ha sido ponderada tal y como indica la variable que para ello posee la base de datos, pero para que el sumatorio sea los 6736 casos y no 5000[4].

Variables

Dos son las variables dependientes que hemos utilizado para valorar el rendimiento académico. Una ha sido *Idoneidad del curso*[5] (*IC*). Las ventajas que posee son las siguientes. En primer lugar, si bien PISA permite abordar las capacidades mostradas en sus tres pruebas, la variable *Idoneidad del curso* posee un carácter más credencialista, que es el objetivo del alumnado en el sistema educativo (Collins, 2005). Segundo, las pruebas PISA predicen en un alto grado la repetición de curso (Carabaña, 2011). Y, por último, el curso del alumnado es registrado por la propia OCDE durante el trabajo de campo, mientras que la repetición es la respuesta a una pregunta del cuestionario.

La segunda variable explicada ha sido el *Rendimiento en las pruebas PISA (RP)*. Siendo reunidos los individuos en dos categorías de respuesta: *Alto rendimiento* y *Bajo rendimiento*. En el primer grupo se ha agrupado al tercio del alumnado que mayor nota ha sacado en las tres pruebas de las que consta PISA, en oposición, el segundo posee al tercio que peor media aritmética posee en dichas pruebas. Además de que los resultados tienen que ser similares a los obtenidos con la variable *IC*, poseemos las siguientes ventajas. La primera es homogeneizar la valoración de las competencias adquiridas por el alumnado, ya que puede variar según el centro educativo. Y la segunda es que eliminamos los casos de rendimiento intermedio, cuestión que ya se ha realizado en otros análisis similares en lo metodológico (Pérez Sánchez, Betancort Montesinos & Cabrera Rodríguez, 2013; García-Fernández, Martínez-Monteagudo & Inglés, 2013). Quedando el total de la muestra para estos dos grupos en 4490 casos.

Las variables independientes son de dos tipos, aquellas que pertenecen al capital cultural y dos que utilizaremos como comparativas. Estas últimas son: el *Índice Social, Económico y Cultural* (*ESCS*), que es el índice más utilizado por la OCDE en sus análisis, y *Posesiones culturales del hogar*

(*CULTPOSS*), como se ha comentado anteriormente. Ambos generados por PISA.

El primer grupo lo conforman nueve variables que son politómicas y ordinales, estando reagrupadas en tres categorías de respuesta, para así facilitar el análisis comparativo entre ellas y, por tanto, su capacidad predictora. Siendo las que exponemos a continuación. *Posesiones culturales* (*Pos_cult*), que hace referencia a si en el hogar se posee instrumentos musicales y obras de arte. Siendo las categorías de respuesta *Ninguna*, *Una* y *Ambas*. La segunda es *Libros electrónicos en el hogar* (*e-book*), y recodificada en *Ninguno*, *Uno* y *Dos o más*. La siguiente es *Ingreso en educación infantil* (*Preesc*), siendo sus opciones de respuesta[6] *Después*, *Tres años* y *Antes*. La cuarta la hemos denominado *Recursos educativos informáticos* (*Rec_edu_inf*), en *Ambos* está quien posee un ordenador y software específico para uso escolar, *Solo uno* quien posee alguna de ambas herramientas y *Ninguno* para quien no dispone de estas. Las siguientes variables hacen referencia a la ocupación del padre y la madre, *Ocup_p* y *Ocup_m* respectivamente. Ambas quedan clasificadas a partir de las categorías laborales de ISCO-08 (ILO, 2012). Quedando como categorías de respuesta *Trabajadores manuales* (niveles 5 a 10), *Trabajadores no manuales* (3 y 4) y *Empresarios y profesionales* (1 y 2). Además, en la primera de las categorías se han incluido los desocupados. También está especificada según el nivel de los progenitores la *Educación del padre* y la *Educación de la madre*, dando lugar a *Educ_p* y *Educ_m*. Esta recodificación se ha efectuado a partir de las categorías de ISCED-97 (OECD, 1999). Quedando categorizado en *Obligatorios o menos* (niveles 1 y 2), *Secundarios post-obligatorios* (3 y 4) y *Universitarios* (5 y 6). Y, por último, *Libros en el hogar* (*Lib_h*), recodificada en *25 o menos*, *Entre 26 y 200* y *Más de 200*.

Por último, cabe decir que las variables *CULTPOSS* y *ESCS* están codificadas de forma ordinal y numérica. En la primera se han recodificado, por cada una de las variables hemos creado tres grupos con la misma cantidad de individuos, agrupándolos en tres niveles según su correspondiente índice: *Bajo*, *Medio* y *Alto*. La numérica es tal y como aparece en la base de datos de PISA 2015.

Métodos de Análisis

Para testar si el capital cultural sigue teniendo capacidad predictiva hemos realizado tres análisis. El primero se compone de unas tablas de contingencia, con el objetivo de observar la capacidad predictora de las variables politómicas en *IC* y *RP*. En este caso es donde *ESCS* y *CULTPOSS* las utilizaremos agrupadas, conformándolas como variables ordinales.

En el segundo de estos análisis se ha utilizado la *R de Rosenthal* junto con el *test de Mann-Whitney*, ya que la muestra no tiene distribución normal[7] y con el análisis escogido podemos comparar variables ordinales y numéricas (Rosenthal, 1991; Rosnow & Rosenthal, 2003). Este nos permite, a su vez, varios análisis. El primero es comparar la capacidad explicativa de cada una de las variables independientes (*Pos_cult*, *e-book*, *Preesc*, *Rec_edu_inf*, *Ocup_p*, *Ocup_m*, *Educ_p*, *Educ_m* y *Lib_h*), pudiendo comparar las variables propias de Bourdieu con las que comparte con Coleman. Además, cotejaremos el nivel predictivo de las variables que expresan el capital cultural mediante las nuevas tecnologías con aquellas variables que ya utilizaba Bourdieu. Sin embargo, estos análisis solamente ahondarán en lo ya expuesto en las tablas de contingencia. Lo que sí será novedoso es que con la *R de Rosenthal* podremos comparar los resultados de las nueve variables independientes con *ESCS* y *CULTPOSS* sin necesidad de agrupar estos dos índices, y, por tanto, respetar el nivel de medida que poseen en PISA.

En último lugar, realizaremos cuatro regresiones logísticas binarias. Siendo todas ellas ajustadas con el apoyo de un programa informático de análisis de datos estadísticos[8]. Este análisis es el que mejor nos permite el uso de covariables politómicas y continúas cuando la variable dependiente es dicotómica (Jovell, 1995; Pardo & Ruiz, 2013). El modelo Logit ya ha sido utilizado con anterioridad para testar el origen familiar en el rendimiento escolar (Torres Mora & Peruga Urea, 1997; Martínez García & Merino, 2011; Fernández-Macías et al., 2013; Pérez Sánchez, Betancort Montesinos & Cabrera Rodríguez, 2013). En concreto, se ajustarán cuatro modelos, uno para cada variable explicada y cada grupo de variables explicativas. Así tenemos, el primero, que posee las variables politómicas junto a la *Idoneidad del curso* (tabla 5). El segundo, con las mismas variables independientes, pero esta vez con *RP* (tabla 6). A continuación, utilizaremos los índices

CULTPOSS y *ESCS* para explicar *IC* (tabla 7). Y por último, estos mismos índices para *RP* (tabla 8). Obsérvese que para el nivel de estudios que ambos progenitores poseen, como para su profesión, hemos utilizado solo una, es decir la del padre o la de la madre. Esto se ha hecho con el propósito de reducir la colinealidad (Pardo & Ruiz, 2013). Eligiendo siempre aquella que mayor capacidad predictiva ha arrojado en los análisis anteriores.

Esto nos permitirá medir hasta qué punto las variables que componen el capital cultural son capaces de predecir el rendimiento escolar del alumnado, y qué peso tiene cada una en el conjunto del modelo Logit, siempre teniendo como referencia los modelos en los que hemos empleado los índices de PISA.

Muestra

La muestra la componen un total de 6.736 casos, siendo la razón de masculinidad 1,003. Con una edad media de 15,86 (D.E.: 0,29), lo que corresponde a 15 años 10 meses y 11 días (D.E.: 3 meses y 13 días).

Si atendemos a la muestra reducida por *RP*, esta se compone de 4490 casos, 15,87 (D.E.: 0,29), lo que equivale a 15 años 10 meses y 12 días, y una razón de masculinidad de 1,061.

La configuración de las variables politómicas queda con la distribución que se observa en las tablas 1 y 2. Las variables basadas en índices creados por la OCDE son: *ESCS* con un valor medio de -0,511 (D.E.: 1,192) y *CULTPOSS* con 0,116 (D.E.: 0,979); y si solo tenemos en consideración la muestra utilizada en *RP*, *ESCS* tiene de media -0,525 (D.E. 1,221) y *CULTPOSS* 0,104 (D.E.: 0,992).

Discusión

Análisis Bivariante con las Variables Politómicas

En las tablas 1y 2 se observa como un análisis bivariante de las variables ordinales es suficiente para apreciar que las variables independientes están asociadas con la *Idoneidad del curso* y el *Rendimiento en las pruebas PISA*. Si nos centramos en la diferencia porcentual media de las categorías contiguas que no poseen *Idoneidad del curso* nos encontramos de mayor a

menor: *Lib_h* (22,2), *Rec_edu_inf* (19,1), *Ocup_p* (14,0), *Educ_m* (13,7), *Preesc* (13,2), *Ocup_m* (13,2), *Pos_cult* (13,05), *Educ_p* (12,1) y *e-book* (10,5) en las variables que hemos definido como las que componen el capital cultural. Y en aquellas ordinales que hemos recodificado a partir de los índices *ESCS* y *CULTPOSS* obtenemos una diferencia porcentual media de 18,7 y 11,9 respectivamente. Y si hacemos la misma operación pero con quienes obtienen un rendimiento *Bajo* en *RP* obtenemos el siguiente orden: *Lib_h* (31,7), *Ocup_p* (19,4), *Pos_cult* (18,7), *Rec_edu_inf* (18,7), *Ocup_m* (16,4), *Educ_m* (15,5), *Educ_p* (15,4), *Preesc* (15,1) y *e-book* (14,7). Y 24,3 en *ESCS* y 19,5 en *CULTPOSS*. Esto nos lleva a afirmar que Lib_h es la variable que mejor predice el desempeño escolar del estudiantado, incluso mejor que la reconstrucción que hemos hecho de *ESCS*, siendo su índice la variable más empleada por PISA en sus informes para medir la influencia del entorno social en el rendimiento escolar (2016a; 2016b; 2017a; 2017b; 2017c). Y, en contraposición, *e-book* es la que peor lo hace. También llama la atención como el orden de las variables independientes según su capacidad predictiva es prácticamente el mismo en ambos análisis. Resaltando dos excepciones, la primera es que *Rec_edu_inf* tiene mucha mejor capacidad predictora con *IC*. Y en contraposición, *Pos_cult* posee mayores diferencias porcentuales cuando se cruza con *RP*. Además, como era de esperar, las diferencias son mayores en *RP* que en *IC*.

Respecto a los casos perdidos, cuando la variable dependiente es *IC* nos encontramos en un intervalo que va desde 0,80% (*Lib_h*) hasta 9,30% (*Ocup_p*). Y para la muestra reducida por *RP* es de 46 casos (0,97%) hasta 416 (10,21%) con las mismas variables independientes.

Tabla 1

Porcentaje de Idoneidad del curso según cada una de las 11 variables politómicas e independientes. Porcentaje en horizontal

	Idoneidad del curso		
	No	Sí	N
Posesiones culturales			
Ninguna	46,0	54,0	1793
Una	30,4	69,6	2905
Ambas	19,9	80,1	1913
Total	31,6	68,4	6611
Libros electrónicos en el hogar			
Ninguno	37,4	62,6	4380
Uno	21,7	78,3	1686
Dos o más	16,5	83,5	557
Total	31,6	68,4	6623
Ingreso en educación infantil			
Después	51,4	48,6	1745
Tres años	30,2	69,8	3944
Antes	25,0	75,0	591
Total	30,7	69,3	6280
Recursos educativos informáticos			
Ninguno	63,1	36,9	480
Solo uno	32,8	67,2	3216
Ambos	24,9	75,1	2892
Total	31,6	68,4	6588
Ocupación de la madre			
Trabajadoras manuales	40,7	59,3	3788
Trabajadoras no manuales	18,4	81,6	1170
Empresarias y profesionales	14,4	85,6	1358
Total	30,9	69,1	6316
Ocupación del padre			
Trabajadores manuales	40,0	60,0	3816
Trabajadores no manuales	20,8	79,2	879
Empresarios y profesionales	12,1	87,9	1415
Total	30,8	69,2	6110
Educación de la madre			
Obligatorios o menos	46,8	53,2	2419
Secundarios post-obligatorios	28,9	71,1	1352
Terciarios	19,4	80,6	2818
Total	31,4	68,6	6589

(continued)

Tabla 1

Porcentaje de Idoneidad del curso según cada una de las 11 variables politómicas e independientes. Porcentaje en horizontal (continued)

	Idoneidad del curso		
	No	Sí	N
Educación del padre			
Obligatorios o menos	44,4	55,6	2541
Secundarios post obligatorios	28,1	71,9	1171
Terciarios	20,2	79,8	2798
Total	31,0	69,0	6510
Libros en el hogar			
25 o menos	57,7	42,3	1710
26-200 libros	27,4	72,6	3380
Más de 200	13,3	86,7	1589
Total	31,8	68,2	6679
Índice ESCS			
Bajo	49,8	50,2	2225
Medio	33,1	66,9	2224
Alto	12,5	87,5	2227
Total	31,8	68,2	6676
Índice CULTPOSS			
Bajo	43,4	56,6	2196
Medio	29,6	70,4	1149
Alto	19,6	80,4	2220
Total	31,0	69,0	5565

Para las 11 tablas de contingencia que la componen su significación de chi-cuadrado es la misma: $p < 0,01$.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de PISA 2015

Tabla 2

Porcentaje de Bajo y Alto Rendimiento en las pruebas PISA según cada una de las 11 variables politómicas e independientes. Porcentaje en horizontal

	Rendimiento pruebas PISA		
	Bajo	Alto	N
Posesiones culturales			
Ninguna	69,1	30,9	1231
Una	48,2	51,8	1913
Ambas	31,7	68,3	1255
Total	49,4	50,6	4399
Libros electrónicos en el hogar			
Ninguno	57,7	42,3	2925
Uno	34,2	65,8	1109
Dos o más	28,3	71,7	374
Total	49,3	50,7	4408
Ingreso en educación infantil			
Después	74,4	25,6	422
Tres años	47,1	52,9	2635
Antes	44,2	55,8	1114
Total	49,1	50,9	4171
Recursos educativos informáticos			
Ninguno	81,5	18,5	356
Solo uno	48,7	51,3	2108
Ambos	44,2	55,8	1924
Total	49,4	50,6	4388
Ocupación de la madre			
Trabajadoras manuales	61,5	38,5	2510
Trabajadoras no manuales	29,9	70,1	762
Empresarias y profesionales	28,7	71,3	923
Total	48,6	51,4	4195
Ocupación del padre			
Trabajadores manuales	61,2	38,8	2551
Trabajadores no manuales	31,7	68,3	546
Empresarios y profesionales	22,5	77,5	977
Total	48,0	52,0	4074
Educación de la madre			
Obligatorios o menos	66,1	33,9	1649
Secundarios post-obligatorios	48,5	51,5	860
Terciarios	35,1	64,9	1883
Total	49,3	50,7	4392

(continued)

Tabla 2

Porcentaje de Bajo y Alto Rendimiento en las pruebas PISA según cada una de las 11 variables politómicas e independientes. Porcentaje en horizontal (continued)

	Rendimiento pruebas PISA		
	Bajo	Alto	N
Educación del padre			
Obligatorios o menos	65,6	34,4	1685
Secundarios post-obligatorios	47,3	52,7	750
Terciarios	34,8	65,2	1892
Total	48,9	51,1	4327
Libros en el hogar			
25 o menos	84,7	15,3	1238
26-200 libros	43,6	56,4	2137
Más de 200	21,3	78,7	1071
Total	49,7	50,3	4446
ESCS			
Bajo	72,8	27,2	1499
Medio	52,1	47,9	1450
Alto	24,2	75,8	1500
Total	49,7	50,3	4449
CULTPOSS			
Bajo	68,3	31,7	1505
Medio	45,3	54,7	715
Alto	29,3	70,7	1468
Total	48,2	51,8	3706

Para las 11 tablas de contingencia que la componen su significación de chi-cuadrado es la misma: $p < 0,01$.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de PISA 2015

Análisis a partir de los Rangos

Como observamos en la Tabla 3, la *U de Mann-Whitney* poseen resultados significativos para todos los casos ($p < 0,01$). Siendo las diferencias en el promedio de los rangos por grupo de pertenencia de medias a leves.

La prueba *R* nos permite una comparativa de todas las variables. Se observa que guardan una relación negativa, ya que el grupo de pertenencia es el que tiene el menor valor asignado[9]: *No idoneidad* o *Bajo rendimiento*, por lo que quienes pertenecen a estos grupos poseen menor capital.

Empezamos por los índices de la OCDE, que en esta ocasión no están reagrupados. Volvemos a observar que la variable *ESCS* tiene mejor

capacidad predictiva que *CULTPOSS*. Y, en esta ocasión, observamos que *ESCS* predice mejor que *Lib_h* la *Idoneidad del curso*. Sin embargo, no ocurre lo mismo para *RP*, donde *Lib_h* tiene una *R* más distante de 0 que *ESCS*. Respecto a *CULTPOSS*, observamos que posee mucha variabilidad, pues para *RP* solo dos variables politómicas obtienen un *R* más pronunciado, mientras que para *IC* son cinco.

Respecto a las variables que hemos reconstruido para definir al capital cultural, vemos que se sitúan en intervalos de 0,2068 para *IC* y 0,3396 para *RP*. Siendo *Lib_h* la que mejor predice ambas variables dependientes, y *Preesc* como la que peor lo hace. Lo que implica una diferencia respecto al análisis de las tablas 1 y 2, pues *e-book* ha pasado de ser la peor predictora a la tercera peor. Quedando ordenadas de mayor a menor capacidad predictiva para *IC*: *Lib_h*, *Ocup_p*, *Educ_m*, *Ocup_m*, *Educ_p*, *Pos_cult*, *e-book*, *Rec_edu_inf* y, como se ha comentado, *Preesc* en último lugar. Si hacemos la misma operación, pero esta vez utilizando como variable explicada *RP*, obtenemos exactamente el mismo orden con una sola excepción, y es que *Educ_m* pasa a ser la sexta variable en la que el valor de *R* más dista de 0. Si nos centramos en aquellas variables diferenciadas por ambos progenitores, por regla general, el padre ejerce mayor influencia que la madre y la ocupación que el nivel educativo. Siendo coincidentes con los análisis anteriores.

Como cabe esperar, los casos perdidos son los mismos, pues este análisis también es bivariante.

Tabla 3

U de Mann-Whitney y R de Rosenthal de las nueve variables ordinales y los dos índices para Idoneidad del curso y Rendimiento pruebas PISA

	Idoneidad del curso			Rendimiento pruebas PISA		
	U	p	R	U	p	R
Posesiones culturales	3307864	0,000	-0,2018	1628371	0,000	-0,2732
Libros electrónicos en el hogar	3597745	0,000	-0,1665	1795798	0,000	-0,2331
Ingreso en educación infantil	3367668	0,000	-0,1232	1838712	0,000	-0,1210
Recursos educativos informáticos	3507577	0,000	-0,1649	1976616	0,000	-0,1339
Ocupación de la madre	2828184	0,000	-0,2496	1443804	0,000	-0,3061
Ocupación del padre	2635700	0,000	-0,2540	1307459	0,000	-0,3395
Educación de la madre	3035268	0,000	-0,2515	1636902	0,000	-0,2701
Educación del padre	3057578	0,000	-0,2266	1570923	0,000	-0,2784
Libros en el hogar	2751267	0,000	-0,3299	1200691	0,000	-0,4606
Índice ESCS	2456993	0,000	-0,3531	1189220	0,000	-0,4296
Índice CULTPOSS	3222706	0,000	-0,2055	1420576	0,000	-0,3359

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de PISA 2015

Análisis de Regresión Logística Binaria

Los resultados de los modelos ajustados ponen de manifiesto dos conclusiones. La primera es que aquellas que tienen como variable dependiente *RP* tienen mejor ajuste que las regresiones que en su lugar poseen *IC*, como era de esperar, pues en las primeras no se incluyen los casos intermedios. Y la segunda es que en las regresiones que hemos utilizado las variables politómicas observamos modelos más ajustados, siendo necesario destacar que estas se sitúan en un valor más alto del 70% a la hora de predecir a qué grupo de la variable dependiente pertenece el alumnado, véase la tabla 4.

Para el modelo *RLB Politómico-IC* el 75,15% de los casos son predichos, χ^2 = 1109,247; p < 0,01. Del mismo modo, el modelo denominado *RLB Politómico-RP* predice el 73,40% de los casos, χ^2 = 3857,044; p < 0.01. El siguiente modelo, al que hemos llamado *RLB Índices-IC*, ya que posee los índices *CULTPOSS* y *ESCS*, pronostica correctamente el 68,52% de los

casos, χ^2 = 7281,834; p < 0.01. Y el último modelo (*RLB Índices-RP*) predice el 69,39% de los casos, χ^2 = 5134,902; p < 0.01. Poseyendo el primer modelo un 17,92% de casos perdidos, el segundo un 18,01%, el tercero el 3,30% y el cuarto el 4,25%.

El modelo que menos fuerza posee es aquel que predice la *Idoneidad del curso* a partir de los índices (R^2 = 0,134; $R^2_{ajustado}$ = 0,188; R^2_L = 0,116). En oposición, la RLB que mayor relación tiene entre la variable dependiente y las variables independientes es el modelo *Politómico-RP* (R^2 = 0,274; $R^2_{ajustado}$ = 0,366; R^2_L = 0,232). Entre estas dos, y muy próximas entre ellas, están *Politómico-IC* (R^2 = 0,183; $R^2_{ajustado}$ = 0,261; R^2_L = 0,168) e *Índices-RP* (R^2 = 0,196; $R^2_{ajustado}$ = 0,262; R^2_L = 0,158).

Tabla 4

Ajuste de los cuatro modelos de RLB

Modelo	Casos	% casos perdidos	G^2_{0-1}	p	% valor predictivo	-2 Log likelihood	R^2	$R^2_{ajustado}$	R^2_L	Test Hosmer Lemeshow	p
Politómico-IC	5529	17,92	1109,247	0,000	75,15	5491,464	0,183	0,261	0,168		
Politómico-RP	3637	18,01	1162,721	0,000	73,40	3857,044	0,274	0,366	0,232		
Índices-IC	6514	3,30	952,638	0,000	68,52	7281,834	0,134	0,188	0,116	46,2716808	0,000
Índices-RP	4299	4,25	961,274	0,000	69,39	5134,902	0,196	0,262	0,158	19,1837732	0,014

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de PISA 2015

Las últimas cuatro tablas nos muestran los resultados de los cuatro modelos de Regresión Logística. El primero, que es *RLB Politómica-IC* (Tabla 5) , *logit* (*idoneidad de curso* = 1) = -2,18 + 0,148 (Pos_cult = Una) + 0,282 (Pos_cult = Ambas) + 0,251 (e-book = Uno) + 0,288 (e-book = Dos o más) + 0,842 (Preesc = 3 años) + 0,619 (Preesc = Antes) + 1,168 (Rec_edu_inf = Solo uno) + 0,885 (Rec_edu_inf = Ambos) + 0,895 (Ocup_p = Trabajadores no manuales) + 0,419 (Ocup_p = Empresarios y profesionales) + 0,535 (Educ_m = Secundarios post-obligatorios) + 0,679 (Educ_m = Terciarios) + 0,914 (Lib_h = 26-200 libros) + 1,41 (Lib_h = Más de 200). En este modelo, como en los restantes, las categorías de referencia son las que no aparecen en la ecuación. Por tanto, las odds obtenidas indican que a mayor capital cultural, mayor es la probabilidad de presentar idoneidad de curso por parte del alumnado, teniendo esto lugar en todas sus variables y categorías. Siendo la variable que más diferencias presenta, una vez más, *Libr_h*. Llegando a ser el odds ratio 4,09 en los adolescentes con *más de 200*

libros en su hogar. Además, constatamos dos variables, *Ocup_p* y *Rec_edu_inf*, en las que las categorías intermedias tienen mayor odds ratio que aquellas que denotan un mayor capital cultural. Lo que constata que, con buen criterio, hemos elegido las variables independientes como nominales en vez de ordinales. La variable que menos diferencias constata entre sus categorías es *Pos_cult*, siendo sus odds 1,16 para *Una* y 1,33 para *Ambas*. Además, cabe destacar que la categoría *Una* para *Pos_cult* y *Dos o más* para *e-book* no son suficientemente significativas ($p > 0,05$).

Tabla 5

Resultados del modelo Politómico-IC, en el que las variables independientes son las politómicas y la dependiente es Idoneidad del curso

	B	EE	Wald	gl	p	OR	95% IC_{OR}
Pos_cult = Ninguna			8,703	2	0,013		
Pos_cult = Una	0,148	0,079	3,527	1	0,060	1,159	0,994/1,352
Pos_cult = Ambas	0,282	0,096	8,530	1	0,003	1,325	1,097/1,601
e-book = Ninguno			11,075	2	0,004		
e-book = Uno	0,251	0,083	9,043	1	0,003	1,285	1,091/1,513
e-book = Dos o más	0,288	0,152	3,590	1	0,058	1,334	0,990/1,796
Preesc = Después			48,456	2	0,000		
Preesc = 3 años	0,842	0,121	48,106	1	0,000	2,322	1,830/2,946
Preesc = Antes	0,619	0,109	32,321	1	0,000	1,858	1,501/2,300
Rec_edu_inf = Ninguno			80,632	2	0,000		
Rec_edu_inf = Solo uno	1,168	0,132	78,719	1	0,000	3,215	2,484/4,161
Rec_edu_inf = Ambos	0,885	0,129	47,204	1	0,000	2,423	1,882/3,119
Ocup_p = Trabajadores m			78,737	2	0,000		
Ocup_p = Trabajadores no manuales	0,895	0,105	72,860	1	0,000	2,446	1,992/3,004
Ocup_p = Empresarios y profesionales	0,419	0,104	16,385	1	0,000	1,521	1,242/1,864
Educ_m = Obligatorios o menos			80,876	2	0,000		
Educ_m = Secundarios post-obligatorios	0,535	0,088	36,866	1	0,000	1,708	1,437/2,030
Educ_m = Terciarios	0,679	0,081	70,714	1	0,000	1,972	1,683/2,311
Lib_h = 25 o menos			200,000	2	0,000		
Lib_h = 26-200 libros	0,914	0,077	142,515	1	0,000	2,494	2,147/2,898
Lib_h = Más de 200	1,410	0,114	153,149	1	0,000	4,094	3,275/5,118
Constante	-2,180	0,162	181,699	1	0,000	0,113	

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de PISA 2015

La tabla 6 nos muestra la *RLB Politómica-RP*, siendo *logit* (*Alto Rendimiento* = 1) = -3,772 + 0,378 (Pos_cult = Una) + 0,559 (Pos_cult = Ambas) + 0,378 (e-book = Uno) + 0,338 (e-book = Dos o más) + 0,835

(Preesc = 3 años) + 0,832 (Preesc = Antes) + 1,009 (Rec_edu_inf = Solo uno) + 1,019 (Rec_edu_inf = Ambos) + 0,893 (Ocup_p = Trabajadores no manuales) + 0,59 (Ocup_p = Trabajadores manuales) + 0,298 (Educ_p = Secundarios post-obligatorios) + 0,387 (Educ_p = Terciarios) + 1,467 (Lib_h = 26-200 libros) + 2,115 (Lib_h = Más de 200). Siendo, otra vez, la variable *Lib_h* la que mejor predice a la variable dependiente. En este caso, al escoger un individuo al azar, si este posee *Alto Rendimiento* en las pruebas PISA, es 8,29 veces más probable que posea más de 200 libros en su hogar a que tenga 25 o menos. Mientras, la variable menos potente, atendiendo a OR, es *Educ_p*. En esta RLB son tres las variables en las que su mayor categoría tiene OR menor que la intermedia*: e-book*, *Preesc* y *Ocup_p*. Esto puede deberse a varios factores, incluyendo el hecho de que las categorías no poseen el mismo número de individuos. Por último, cabe decir que todas las categorías son significativas ($p < 0,05$).

Tabla 6

Resultados del modelo Politómico-RP, en el que las variables independientes son las politómicas y la dependiente es Rendimiento en pruebas PISA

	B	EE	Wald	gl	p	OR	95% IC_{OR}
Pos_cult = Ninguna			25,651	2	0,000		
Pos_cult = Una	0,378	0,098	14,790	1	0,000	1,459	1,204/1,769
Pos_cult = Ambas	0,559	0,113	24,312	1	0,000	1,749	1,400/2,184
e-book = Ninguno			18,133	2	0,000		
e-book = Uno	0,378	0,094	16,231	1	0,000	1,459	1,214/1,753
e-book = Dos o más	0,338	0,158	4,600	1	0,032	1,402	1,030/1,909
Preesc = Después			32,931	2	0,000		
Preesc = 3 años	0,835	0,159	27,460	1	0,000	2,305	1,687/3,150
Preesc = Antes	0,832	0,147	31,832	1	0,000	2,297	1,721/3,067
Rec_edu_inf = Ninguno			31,852	2	0,000		
Rec_edu_inf = Solo uno	1,009	0,185	29,742	1	0,000	2,744	1,909/3,944
Rec_edu_inf = Ambos	1,019	0,184	30,759	1	0,000	2,771	1,933/3,973
Ocup_p = Trabajadores manuales			72,480	2	0,000		
Ocup_p = Trabajadores no manuales	0,893	0,111	65,100	1	0,000	2,443	1,966/3,035
Ocup_p = Empresarios y profesionales	0,590	0,122	23,594	1	0,000	1,804	1,422/2,290
Educ_p = Obligatorios o menos			16,670	2	0,000		
Educ_p = Secundarios post-obligatorios	0,298	0,111	7,183	1	0,007	1,348	1,083/1,676
Educ_p = Terciarios	0,387	0,099	15,392	1	0,000	1,472	1,214/1,786
Lib_h = 25 o menos			282,157	2	0,000		
Lib_h = 26-200 libros	1,467	0,104	197,492	1	0,000	4,337	3,534/5,321
Lib_h = Más de 200	2,115	0,132	256,506	1	0,000	8,290	6,400/10,74
Constante	-3,772	0,237	252,597	1	0,000	0,023	

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de PISA 2015

La tabla 7 incluye el modelo, al que hemos denominado *Indices-RP*. Siendo logit (idoneidad de curso = 1) = 1,26 + 0,70 (ESCS) + 0,11 (CULTOSS). Sin embargo, en este caso no vamos a poder comparar sus ratios. Donde otra vez *ESCS* se vuelve a mostrar mejor predictora que *CULTPOSS*, sin embargo, debemos interpretarlo con mucha cautela. Esto se debe a que los índices están medidos de diferente forma, pues cada variable posee su propia escala de medición.

Tabla 7

Resultados del modelo Índices-IC, en el que las variables independientes son los índices CULTPOSS y ESCS y la dependiente es Idoneidad del curso

	B	EE	Wald	gl	p	OR	95% IC_{OR}
CULTPOSS	0,113	0,035	10,536	1	0,001	1,119	1,045/1,198
ESCS	0,702	0,030	562,289	1	0,000	2,019	1,905/2,139
Constante	1,257	0,037	1130,619	1	0,000	3,515	

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de PISA 2015

Los últimos coeficientes que se observan corresponden a *RLB Indices-RP* (Tabla 8). Siendo el modelo ajustado logit (idoneidad de curso = 1) = 0,36 + 0,69 (ESCS) + 0,35 (CULTPOSS). Aquí, lo que más llama la atención, es que el coeficiente de *CULTPOSS* sea mayor que en la anterior regresión logística, a pesar de que sigue siendo inferior que el de *ESCS*. Más allá de que, como se vio en la tabla 4, *RLB Indices-RP* tiene un modelo mejor ajustado.

Tabla 8
Resultados del modelo Índices-RP, en el que las variables independientes son los índices CULTPOSS y ESCS y la dependiente Rendimiento pruebas PISA

	B	EE	Wald	gl	p	OR	95% IC_{OR}
CULTPOSS	0,351	0,041	73,667	1	0,000	1,420	1,311/1,539
ESCS	0,691	0,034	403,699	1	0,000	1,996	1,866/2,136
Constante	0,361	0,039	86,105	1	0,000	1,435	

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de PISA 2015

Conclusiones

Los tres métodos empleados nos ofrecen una serie de resultados reiterativos. Podemos afirmar que el *número de libros en el hogar* sigue siendo una variable predictora del rendimiento escolar, tal y como afirmaban Hanushek, Machin & Woessmann (2010). De hecho, *Lib_h* es la variable explicativa con mayor capacidad de las nueve que hemos utilizado para testar el capital cultural. Siendo en todos los análisis mejor predictora del desempeño escolar que *ESCS*, con la excepción de la *R de Rosenthal* para *IC*. Además, *Lib_h* predice en mayor grado el éxito escolar que el índice sintético creado por la OCDE para medir *los bienes culturales en el hogar* (*CULTPOSS*). Aunque también es cierto que la variable *Pos_cult*, construida a partir de la posesión de obras de arte e instrumentos musicales en el hogar, se muestra con una capacidad explicativa intermedia respecto al resto de variables. Lo más notable ocurre con aquellas variables que responden a la revolución tecnológica. Pues *e-book* se ha mostrado como la peor de las variables explicativas en las dos tablas de contingencia, la tercera peor en los dos análisis realizados con la *R de Rosenthal* y no tiene mayor peso en las dos Regresiones Logística. Además, la categoría *Dos o más* posee un nivel no suficientemente significativo ($p > 0,05$) en *RLB Politómica-IC*. Lo que haría pensar que las posesiones culturales propias de las nuevas tecnologías todavía no son buenas predictoras del rendimiento escolar. Siendo muy inusual lo que sucede con *rec_edu_inf*, púes en las tablas de contingencia presenta mayor capacidad predictiva para *IC* que para *RP*, siendo la tercera

mejor predictora para la primera y quedando en un lugar intermedio para la segunda. En la *R de Rosenthal* es la segunda variable ordinal que menos fuerza posee, para volver a tener un alto OR en los dos modelos de Regresión Logística. Lo que la configura como la variable con resultados más dispares según el método de análisis. Respecto a las variables que se basan tanto en la ocupación como en el nivel educativo de los progenitores, estas tienen una considerable capacidad predictiva, siendo mayor la influencia en el caso de los padres que de las madres y, a su vez, de la profesión respecto a los estudios. En resumen, podemos afirmar que los análisis que utilizaba Bourdieu (1964; 1979; 2011) predicen el rendimiento escolar en España, y además, poseen varias ventajas respecto a los índices utilizados por la OCDE. Siendo estas: a) la facilidad que permite recodificarlas, la cual ahonda en un mejor análisis comparativo; b) posibilita análisis más fáciles de representar; c) generan menor cantidad de casos perdidos, pues las variables de los índices se construyen a partir de varios ítems, sobre todo comparativamente con *CULTPOSS* y en los análisis bivariantes.

Respecto a los métodos utilizados, las tablas de contingencia son más que suficientes para explicar la relación entre cada una de las covariables y el rendimiento escolar, siempre y cuando no se quiera medir la fuerza conjunta de todas ellas. De hecho, las variables numéricas, a partir de cuartiles u otra clasificación basada en la distribución de rangos, pueden ser categorizadas de forma politómica. Pero si se quiere respetar el nivel de medición, la *R de Rosenthal* se presenta como una técnica que permite comparar variables ordinales y de intervalo, además permite sustituir a la *t de student* cuando la distribución de las variables no es normal (Rosenthal, 1991; Rosnow & Rosenthal, 2003). Siendo coincidentes los resultados con ambas técnicas, con la única excepción de la variable *Rec_edu_inf*, como se ha comentado. La RLB es la mejor técnica para medir la fuerza global de variables de diferente naturaleza. La paradoja es que en su fortaleza radica su debilidad, pues este mismo hecho la condena a perder capacidad comparativa entre covariables de diferente naturaleza o nivel de escala.

En resumen, los resultados nos muestran dos tipos de conclusiones. El primero responde a varias cuestiones teóricas. Una de ellas es que las características intrínsecas de la familia son suficientes para, en un grado moderado o medio-alto (depende del tipo de análisis), predecir el

rendimiento escolar. El segundo punto es que el número de libros en el hogar es una buena variable predictora, por tanto, no debería seguir siendo obviada por la literatura especializada.

El segundo grupo de conclusiones responde a cuestiones metodológicas, destacando dos. La necesidad de crear índices que midan mejor el impacto de los bienes culturales en el rendimiento escolar por parte de la OCDE, y si es necesario introducir en PISA nuevas cuestiones para profundizar el tipo de posesiones culturales. La segunda es la necesidad de una mayor homogenización en las escalas que utilizan algunos índices en PISA, ya que facilitaría el análisis comparativo.

Notas

[1] Usamos rendimiento escolar, desempeño escolar y rendimiento académico indistintamente. Debido a que no existe una categorización ampliamente aceptada, por lo que que hay diversos autores que las utilizan como sinónimos (Lamas, 2015).

[2] Bourdieu analiza la sociedad francesa de los años sesenta y setenta, por tanto, solo tiene en cuenta la profesión y los estudios de los padres, ignorando a las madres. Lo cual no haremos aquí.

[3] La base de datos ha sido obtenida de http://www.oecd.org/pisa/data/2015database/.

[4] La OCDE tiene una variable (SENWT) para ponderar las diferentes muestras nacionales en 5000 casos. Hemos recodificado dicha variable para que respetando el peso de cada uno de los casos el sumatorio sean los 6736 casos de la muestra, para poder hacer un mejor cálculo de los casos perdidos.

[5] Se han incorporado a idoneidad de curso cuatro casos que estaban en 1º de Bachillerato, es decir un curso superior al de 4º de la ESO, que es el idóneo.

[6] Por tres años se entiende la edad del alumnado concluido el 31 de Diciembre.

[7] Los dos índices al cruzarse con IC y ESCS han obtenido $p < 0{,}01$ en el test de normalidad de Kolmogorov-Smirnova.

[8] Este programa es IBM SPSS Statics 20, aunque solamente se ha utilizado para el ajuste, pues algunos parámetros no los calcula, como la R de Rosenthal o R_L^2.

[9] Se ha decidido así para respetar que en la regresión logística binaria los valores asignados fueran 1=Idoneidad y 0=No idoneidad para IC y 1=Alto rendimiento y 0=Bajo rendimiento para RP.

Referencias

Álvarez-Sotomayor, A. & Martínez-Cousinou, G. (2016). El Informe Coleman a debate en su cincuenta Aniversario. *International Journal of Sociology of Education*, *5*(2), 87-106. doi: 10.17583/rise.2016.2104

Álvarez-Sotomayor, A. (2012). Educación y capital social. En Trinidad Requena, A. & Gómez González, F.J. (Coords.), *Sociedad, familia, educación: Una introducción a la sociología de la educación* (pp. 229-240). Madrid: Tecnos.

Bourdieu, P. (1979). *La distinction: critique sociale du jugement*. Paris: Les éditions de Minuit.

Bourdieu, P. (2011). *Capital cultural, escuela y espacio social.* México: Siglo XXI.

Bourdieu, P. & Passeron, J.C. (1964). *Les héritiers: les étudiants et la culture*. Paris: Les éditions de Minuit.

Broc, M.A. (2018). Academic Performance and Other Psychological, Social and Family Factors in Compulsory Secondary Education Students in a Multicultural Context. *International Journal of Sociology of Education, 7*(1), 1-23. doi: 10.17583/rise.2018.2846

Carabaña, J. (2011). Las puntuaciones PISA predicen casi toda la repetición de curso a los 15 años en España. *Revista de la Asociación de Sociología de la Educación, 4*(3), 283-303.

Coleman, J.S. (1968). The concept of equality of educational opportunity. *Harvard Educational Review*, *38*(1), 7-22.

Collins, R. (2005). *Sociología de las filosofías: una teoría global del cambio intelectual*. Barcelona: Hacer.

Fernández-Macías, E., Antón, J., Braña, F. & Muñoz, R. (2013). Early School-leaving in Spain: evolution, intensity and determinants. *European Journal of Education*, *48*(1), 150-164. doi: 10.1111/ejed.12000

Fernández Mellizo-Soto, M. (2015). Continuidad o cambio en la desigualdad de oportunidades educativas: evidencia internacional y teorías. *Revista Española de Sociología*, 23, 151-164. Recuperado de https://recyt.fecyt.es/index.php/res/article/view/65378/39676

Fernández Mellizo-Soto, M .(2014). La evolución de la desigualdad de oportunidades educativas: una revisión sistemática de los análisis del caso español. *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, *147*(1), 107-117. doi:10.5477/cis/reis.147.107

Flecha, R. & Buslon, N. (2016). 50 Años Después del Informe Coleman. Las Actuaciones Educativas de Éxito sí mejoran los resultados académicos. *International Journal of Sociology of Education*, *5*(2),

127–143. doi: 10.17583/rise.2016.2087

García-Fernández, J., & Martínez-Monteagudo, M., & Inglés, C. (2013). ¿Cómo se relaciona la ansiedad con el rendimiento académico?. *Revista Iberoamericana de Psicología y Salud, 4* (1), 63-76.

Hanushek, E., Machin, S. & Woessmann, L. (2010). *Handbook of the economics of education. Vol. 3.* Amsterdam: Editorial North Holland.

ILO (2012). *International Standard Classification of Occupations: Structure, group definitions and correspondence tables*: Geneve. Recuperado de http://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/@dgreports/@dcomm/@publ/documents/publication/wcms_172572.pdf

INEE, (2016), PISA 2015. *Programa para la Evaluación Internacional de los Alumnos. Informe español*. Madrid: MECD.

INEE (2014), PISA 2012. *Programa para la Evaluación Internacional de los Alumnos. Informe español: Resultados y contexto*. Madrid: MECD.

Jovell, A.J. (1995), *Análisis de regresión logística*. Colección Cuadernos Metodológicos nº 15, Madrid: CIS.

Lamas, H. A. (2015). Sobre el rendimiento escolar. *Propósitos y Representaciones, 3*(1), 313-386. doi: 10.20511/pyr2015.v3n1.74

Marqués Perales, I. (2016). Apuntes sobre el Informe Coleman. Sobre la Difícil Convivencia de los Principios Igualitarios en un Mundo Desigual. *International Journal of Sociology of Education, 5*(2), 107-126. doi: 10.17583/rise.2016.2092

Martín Criado, E. (2010). *La escuela sin funciones. Crítica de la sociología de la educación crítica.* Barcelona: Bellaterra.

Martín Criado, E., & Gómez Bueno, C. (2017). Las expectativas parentales no explican el rendimiento escolar. *Revista Española de Sociología, 26*(1), 1-21.

Martínez García, J. S. (2017). El habitus. Una revisión analítica. *Revista Internacional de Sociología, 75*(3), 1-14. Recuperado de http://revintsociologia.revistas.csic.es/index.php/revintsociologia/article/view/680/870

Martínez García, J.S. & Merino, R. (2011). Formación Profesional y desigualdad de oportunidades educativas por clase social y género. *Tempora*, 14, 13-37.

OECD (1999). *Classifying Educational Programmes: Manual for ISCED-97 Implementation in OECD*. Paris: OECD Publishing. Recuperado de http://www.oecd.org/education/skills-beyond-school/1962350.pdf

OECD (2016a). *PISA 2015 Results (Volume I): Excellence and Equity in Education*. Paris: OECD Publishing. doi: 10.1787/9789264266490-en

OECD (2016b), *PISA 2015 Results (Volume II): Policies and Practices for Successful Schools*. Paris: OECD Publishing. doi: 10.1787/9789264267510-en

OECD (2017a), *PISA 2015 Results (Volume III): Students' Well-Being*. Paris: OECD Publishing. doi: 10.1787/9789264273856-en

OECD (2017b), *PISA 2015 Results (Volume IV): Students' Financial Literacy*. Paris: OECD Publishing. doi: 10.1787/9789264270282-en

OECD (2017c), *PISA 2015 Results (Volume V): Collaborative Problem Solving*. Paris: OECD Publishing. doi: 1787/9789264285521-en

Pardo, A., & Ruiz, M.A. (2013). *Análisis de datos en ciencias sociales y de la salud III*. Madrid: Síntesis.

Pérez Sánchez, C.N., Betancort Montesinos, M., & Cabrera Rodríguez, L. (2013). Family influences in academic archievement a study of the Canary Islands. *Revista Internacional de Sociología*, *71*(1), 169-187.

Rosenthal, R. (1991). *Meta-analytic procedures for social research*. Newbury Park: Sage.

Rosnow, R. L., & Rosenthal, R. (2003). Effect Sizes for Experimenting Psychologists. *Canadian Journal of Experimental Psychology*, *57*(3), 221-237.

Torrents, D., Merino, R., García, M., & Valls, O. (2018). El peso del origen social y del centro escolar en la desigualdad de resultados al final de la escuela obligatoria. *Papers: Revista de Sociología*, *103*(1), 29–50.

Torres Mora, J.A. & Peruga Urea, R. (1997). Desigualdad educativa en la España del siglo XX: Un estudio empírico. En Calero Martínez, J. (Coord.), *Educación, Vivienda e Igualdad de Oportunidades* (pp. 43-152). Madrid: Fundación Argentaria.

Trinidad Requena, A. (2005). La educación. En Iglesias de Ussel, J. & Trinidad Requena, A. & (Coords.), *Leer la sociedad: Una introducción a la sociología general* (pp. 505-545). Madrid: Tecnos.

Trinidad Requena, A., & Pagés Luis, S. (2002). Un marco sociológico para el análisis del contexto escolar. *Praxis Sociológica*, 6, 147-168.

Miguel Ángel Lozano Pérez is PhD student at the University of Granada

Antonio Trinidad Requena is profesor at the University of Granada

Contact Address: lozanop@correo.ugr.es