

LOS ORÍGENES DEL FRACASO ESCOLAR EN ESPAÑA. UN ESTUDIO EMPÍRICO

Juan Jesús Fernández González * y Juan Carlos Rodríguez Pérez **

RESUMEN

Este trabajo examina los determinantes individuales del fracaso escolar en España mediante una estrategia cuantitativa, pero orientada teóricamente, analizando el papel de seis condicionantes socioestructurales y poniendo a prueba la teoría del capital humano y la del capital cultural. Como variable aproximativa del fracaso escolar usa la repetición de curso. Las hipótesis son contrastadas mediante un análisis de regresión logística de la sección española del test 2003 del Programme for International Student Assessment (PISA). El estudio tiene dos conclusiones de relieve. La principal es que la repetición de curso tiene una explicación multicausal. Repiten menos los estudiantes de mayor estatus socioeconómico, los de familias que favorecen la acumulación de capital cultural, y aquéllos mejor predispuestos a la disciplina escolar. La segunda conclusión es la relevancia del sexo del estudiante en la repetición. Las estudiantes repiten mucho menos, lo cual contrasta con la escasa importancia concedida en el debate educativo español a las diferencias de género.

ABSTRACT

This work examines the individual determinants of school failure in Spain through a quantitative but theoretically-oriented strategy, which attends the role of six socioestructural factors and tests the human capital and cultural capital theories. As a proxy of school failure it uses grade retention. The hypotheses are tested through logistic regressions of the Spanish section of the 2003 tests of the Programme for International Student Assessment (PISA). The study reaches two main conclusions. The main one is that grade retention has a multicausal explanation. Retention is less prevalent among students of higher socioeconomic status, students raised in families that promote the accumulation of cultural capital, students with a better predisposition towards the school discipline and students with better cognoscitive abilities. The second main conclusion relates to the importance of the student's sex in retention. Female students repeat grades much less, which clashes with the limited importance given to gender differences in the Spanish debate on education.

1. Introducción

Como es sabido, cada curso decenas de miles de estudiantes españoles de Secundaria se encuentran al borde del fracaso escolar. Entendemos por fracaso escolar la carencia del título máximo de educación obligatoria: actualmente el título de graduado en ESO. Debido a su extensión y las implicaciones personales y sociales que acarrea, el fracaso escolar supone un serio problema del sistema educativo español.¹ Considerando las mejores estimaciones disponibles, como mostramos más adelante, la actual tasa de fracaso se encuentra en torno a un tercio de los jóvenes en la edad teórica de haber completado sus estudios, una proporción que no ha descendido sustancialmente desde 1995. Ante estas circunstancias, resulta muy sorprendente la relativa carencia de investigación empírica sistemática sobre el fracaso escolar en España. Este estudio trata de estimular el debate empírico respondiendo a la siguiente pregunta: ¿cuáles son los determinantes individuales del fracaso escolar?

^{*} Universidad de California (Berkeley).

^{**} Universidad Complutense de Madrid y Analistas Socio-Políticos, Gabinete de Estudios.

¹ Una visión menos pesimista en Carabaña (2004).



Para contestarla y ofrecer conclusiones generalizables, hemos optado por una estrategia cuantitativa. Utilizamos estadísticas descriptivas e inferenciales y explotamos la técnica de regresión logística. La orientación del estudio es, sin embargo, fundamentalmente teórica. El debate conceptual sobre el bajo rendimiento escolar ya es maduro, y contamos con múltiples explicaciones aplicables en el nivel individual, entre las que destacan las teorías del capital humano y del capital cultural, así como diversas teorías relativas a factores sociodemográficos específicos. En el estudio analizamos si cada uno de estos grupos de teorías contribuye a explicar el fracaso escolar. Respecto a la metodología, debido la falta de encuestas educativas longitudinales hemos elegido un *proxy* de fracaso escolar: haber repetido algún curso. La literatura existente y nuestro análisis de la encuesta nos hacen pensar que la repetición de curso es un indicador fiable y una condición necesaria (aunque no suficiente) del fracaso escolar. La encuesta es la sección española de la encuesta del *Programme for International Student Assessment* (PISA) 2003.

Dos hallazgos fundamentales emergen de este estudio. El principal es que la repetición de curso deriva de un proceso multidimensional: en línea con la bibliografía teórica y empírica internacional, factores socioestructurales, actitudinales y biológicos parecen interactuar en las trayectorias escolares que derivan en repeticiones. El segundo hallazgo más destacado es la relevancia del sexo del estudiante en la repetición de curso: los chicos son casi el doble de propensos a repetir que las chicas.

Nuestro argumento se desarrolla como sigue. En la Sección 2 presentamos las dimensiones cuantitativas básicas del problema del fracaso escolar en España, así como las conclusiones principales de los estudios previos. La Sección 3 revisa esquemáticamente los cuatro principales tipos de teorías del bajo rendimiento escolar, derivando de ellas 15 hipótesis. La Sección 4 justifica la selección de la variable dependiente, expone la construcción de las variables explicativas, y presenta las características de la encuesta analizada y la técnica estadística empleada en el análisis. La Sección 5 ofrece los resultados derivados de estadísticas descriptivas y, con mayor detalle, describe los hallazgos derivados de las ecuaciones de regresión. Finalmente, la Sección 6 revela las conclusiones principales e indica vías futuras de investigación.

2. El fracaso escolar en España

Hace más de treinta años que la expresión «fracaso escolar» forma parte de la discusión pública y académica española. En general, el término se ha utilizado para designar a las personas que no consiguen completar con éxito la enseñanza obligatoria. Por eso, no extraña su emergencia en los años setenta, y, especialmente, en los ochenta, cuando, tras la gran expansión de la escolarización en los años sesenta y primera mitad de los setenta, comenzó a extenderse la aspiración de que una amplísima mayoría de los jóvenes de 14 años completase la primera enseñanza con el título de Graduado Escolar, la culminación de la Educación General Básica (EGB), producto de la Ley General de Educación de 1970. Sin embargo, a pesar de la



creciente facilidad para aprobar derivada del desarrollo reglamentario de esa ley, la tasa de alumnos que no obtenían el graduado escolar nunca bajó del 20%, nivel en que se situaba a comienzos de los años noventa (Pérez-Díaz y Rodríguez, 2003:172-173).

Con la Ley de Ordenación General del Sistema Educativo (LOGSE) de 1990, el «fracaso escolar» implicó no obtener el título de Graduado en Educación Secundaria Obligatoria (ESO), en principio, a los dieciséis años, edad en la que desde 1990 finalizaba la enseñanza obligatoria. Hacia finales de los noventa se estabilizaron las nuevas cifras de fracaso, que seguían siendo altas: casi un tercio de los matriculados en 4º de ESO no obtenían el título de Graduado.² Hoy, la proporción es similar.

Otro indicador habitual de fracaso escolar es el del porcentaje de personas de 18 a 24 años que sólo cuentan con un título de Educación Secundaria de primer ciclo (equivalente a la ESO). El porcentaje español, de 30,8% en 2006, casi duplica el de la Unión Europea de los 15, casi triplica el de Francia y supera en la mitad el de Italia. Además, la evolución del indicador español no ha sido decreciente, como, por ejemplo, la del italiano: partiendo de niveles similares y siguiendo un ritmo similar de descenso hasta 1997, desde entonces el indicador ha seguido bajando en Italia y, *grosso modo*, se ha estancado en España (Eurostat, 2007).

En el último cuarto de siglo, el término fracaso escolar se ha hecho común en la discusión pública española, y la solución de dicho problema ha sido una de las motivaciones usuales de las reformas educativas habidas desde los ochenta (Carabaña, 2004). También ha alcanzado preeminencia dicho problema en la discusión académica. Bastantes artículos lo abordan en el marco de análisis más generales del sistema educativo, o como causa de otros problemas (exclusión social, delincuencia...). Bastantes textos se centran en definir el término o a reflexionar sobre su utilidad. Y abundan los que tratan de la percepción del fenómeno entre los actores relevantes. Algunos se centran en proponer soluciones, bien políticas, bien psicopedagógicas.

Los más relevantes para este artículo son los que analizan las características y las causas del fracaso escolar y están basados en evidencia empírica, ilustrativa o más exhaustiva, tales como los estudios de caso (una escuela, por ejemplo) o los basados en muestras representativas de escuelas, de estudiantes o de población general, y que llevan a cabo análisis multivariantes. Estos últimos son pocos, pero cabe destacar tres trabajos, los de Peraita y Pastor (2000), Calero (2006) y Marchesi y Martínez Arias (2006).

Peraita y Pastor (2000) estudian el abandono escolar en la educación primaria en España, utilizando la *Encuesta de Condiciones de Vida y de Trabajo* de 1985. Se centran en los individuos de 14 a 18 años, distinguiendo a los que no obtuvieron el Graduado Escolar de los que seguían estudiando o habían logrado una titulación secundaria. Entre sus hallazgos destacan los siguientes. No hay diferencia entre las tasas de abandono de chicos y chicas. La tasa de paro regional

² Cálculos propios con datos de *Estadísticas de la educación en España* (Ministerio de Educación, varios años).



influye negativamente en la tasa de abandono, así como el nivel de ingresos, la clase social percibida y el nivel de equipamiento cultural del hogar. Vivir en zonas rurales o ciudades pequeñas se asocia positivamente con el abandono, igual que el número de miembros del hogar con prestaciones por desempleo y el de hermanos mayores y menores. El trabajo es valioso pero presenta limitaciones derivadas de las características de la encuesta. Ésta no incluye preguntas sobre las actitudes y comportamientos de los individuos mientras estaban escolarizados, por lo que no se puede explicar la conexión entre condicionantes externos y decisiones específicas tomadas en el campo educativo.

Calero (2006) analiza los factores que influyen en la transición entre la ESO y la enseñanza postobligatoria a partir del *Panel de Hogares de la Unión Europea* en su ola de 2000, del que extrae una muestra de individuos con 16 ó 17 años. Su variable dependiente es la situación en relación con el sistema escolar o el mercado de trabajo de esos jóvenes, distinguiendo entre los que siguen estudiando ESO (o Primaria), los que estudian Ciclos Formativos de Grado Medio, los que estudian Bachillerato y los laboralmente activos. Según este estudio, ser mujer aumenta la probabilidad de estudiar Bachillerato, frente a las demás opciones. También aumenta dicha probabilidad con los años de estudio de la madre, pero se reduce con el número de hermanos y si se es hijo de un trabajador manual. Nacer al final del año aumenta la probabilidad de haber dejado los estudios. Vivir en un hogar monoparental hace más probable el haberse incorporado al mercado de trabajo, y en la misma línea influyen algunas variables territoriales. El estudio es interesante, aunque tiene algunas limitaciones, como la escasez de variables independientes, y el que no use la edad como variable explicativa o de control: la probabilidad de no estar estudiando aumenta de los 16 a los 17 años.

Marchesi y Martínez Arias (2006) aspiran a identificar los rasgos distintivos de las escuelas con más éxito académico. Su variable dependiente es el resultado en la prueba de Matemáticas de PISA 2003. Usa casi todas las variables independientes que ofrece la base de datos de PISA en los ámbitos del contexto sociocultural de los estudiantes; los recursos, gestión y estructura de los centros escolares; las sociodemográficas y de composición del alumnado de los centros; el clima escolar y del aula; y las actitudes del estudiante hacia las Matemáticas y sus estrategias de aprendizaje. Los autores usan una regresión multinivel, técnica apropiada para su colección de variables independientes.

Uno de sus hallazgos principales es que hay más diferencias en el rendimiento académico entre los estudiantes de cada centro que entre las medias de los centros. Además, la variabilidad intercentros es de las menores entre los países participantes en el estudio PISA 2003. Como variables explicativas encuentran, entre otras, las siguientes, que, salvo indicación en contrario, se relacionan positivamente con los resultados en el test: el índice de estatus social, económico y cultural del estudiante (el ESCS elaborado por PISA); los recursos educativos del centro; su autonomía; el porcentaje de chicas; el de inmigrantes (relación negativa); el de repetidores (negativa); la conducta y la moral de los alumnos; el sentido de pertenencia; el apoyo del profesor; el clima de disciplina; el ser chica; las expectativas educativas del estudiante; pertene-



cer al curso correspondiente a su edad; ser inmigrante (negativa); las horas de deberes en casa (negativa); asistir a preescolar (positiva); el interés por las Matemáticas y el ESCS promedio del centro. El ESCS individual es el que más varianza explica, aunque su asociación con los resultados deja de ser significativa en submuestras extraídas según la titularidad de los centros. El trabajo es muy valioso, aunque, al usar variables sintéticas, como el ESCS, se ofusca un tanto la posible influencia individual de los componentes del estatus social, económico y cultural de alumnos y centros. Además, no discute la sustantividad de los efectos específicos de las variables.

Continuando en la línea de estos trabajos, e intentando cubrir algunas de las lagunas observadas en ellos, nuestro estudio parte de las principales teorías sobre el rendimiento escolar, justificando conceptualmente las variables usadas y discutiendo sus efectos sustantivos (y no sólo estadísticos). Centramos el análisis en variables de nivel individual, por dos razones. Una teórica: nuestra motivación principal es contrastar teorías centrales de la investigación educativa, que han tendido a tratar factores individuales. Otra práctica: análisis como el de Marchesi y Martínez Arias (2006) sugieren que en España el grueso de las diferencias en el rendimiento escolar se da entre estudiantes, no entre centros.

3. Principales hipótesis

No podemos revisar en detalle las hipótesis más consolidadas en la investigación sobre las variaciones en el rendimiento académico, pero sí enumerar las más relevantes e indicar los mecanismos causales apuntados por los autores que las defienden. Dichas hipótesis subrayan el papel de diversos condiciones socioestructurales, y algunas se enmarcan en los dos grandes enfoques teóricos más consolidados: el del capital humano y el del capital cultural.

3.1. Factores socioestructurales

Revisamos cuatro factores socioestructurales que en investigaciones previas han mostrado una relación persistente y substantiva con el rendimiento académico: la clase social de origen del estudiante, la profesión de sus padres, la estructura de su familia y, finalmente, el género del estudiante. Respecto a la clase social, numerosos estudios han documentado que los resultados académicos de los estudiantes de familias de clase alta son mejores que los de los estudiantes de clase media-baja y baja. Tan asentada está esta conclusión que la desigualdad de oportunidades educativas en cada generación casi no forma parte del debate central de la disciplina, y en los últimos quince años la investigación se orienta a estudiar la evolución de la relación entre la posición socioestructural y el rendimiento escolar (Blossfeld, 1993). Por otra parte, la investigación educativa también sugiere que los estudiantes inmigrantes o hijos de inmigrantes obtienen peores resultados escolares (OECD, 2006).



h,= Los estudiantes de mayor nivel socioeconómico repiten menos

h,= Los estudiantes inmigrantes o hijos de inmigrantes repiten más

En la bibliografía sobre desigualdades también se han cubierto otros aspectos de la reproducción social. Por ejemplo, aquélla no sólo se da entre grupos socioeconómicos, sino entre ocupaciones y entre grupos de estatus. Respecto a las primeras, se ha demostrado que los hijos de profesionales autónomos son más propensos a mantener esa ocupación (Hout, 1984). Sobre los grupos de estatus, Bourdieu ha defendido que, independientemente del capital económico, los padres incentivan a sus hijos a acumular el tipo de capital que ellos mismos poseen, de modo que las fracciones de clase con más capital cultural son más propensas a invertir en la educación de sus hijos para que estos preserven la escasez de aquél (Bourdieu, 1977a:502). Así, suponemos que los profesionales de la educación, ricos en capital cultural, se esfuerzan de manera especial en pro del buen rendimiento escolar de sus hijos.

*h*₃= Los hijos de profesores repiten menos

En las últimas dos décadas, otros dos condicionantes han sido objeto de especial atención: la estructura familiar y el género del estudiante (Astone y MacLanahan, 1991; Dumais, 2002; Rassen, 2002). En cuanto a la primera, la expansión de los hogares no tradicionales ha dado lugar a un amplio debate centrado, sobre todo, en que la ausencia de uno de los progenitores en el hogar (comúnmente el padre) puede perjudicar el bienestar de los hijos, al privarles de recursos económicos, del modelo de referencia paterno y de atención emocional. Para Becker (1981), por ejemplo, el divorcio sobrecarga a las madres, afectando negativamente a su bienestar, ocasionando una paternidad inconsistente y con poca supervisión de los hijos.

h_{A} = Los estudiantes que sólo conviven con uno de sus padres biológicos repiten más

También se ve afectada la estructura familiar por la incorporación de las mujeres al mercado de trabajo. Por un lado, una madre trabajadora puede beneficiar al hijo con información sobre ambientes distintos del entorno familiar, inculcando en él, con su ejemplo, los valores de la autonomía personal y la ambición social (Kiernan 1996). Pero, por otro, las madres amas de casa dispondrían de más tiempo para involucrarse en las actividades escolares y extraescolares de sus hijos, repercutiendo favorablemente en el rendimiento de éstos.

h_s= Los estudiantes cuya madre es laboralmente activa son más propensos a repetir

En cuanto al género del estudiante, una variedad de perspectivas, pese a mantener diferencias de fondo, coinciden en su importancia para explicar el rendimiento académico. Desde la psicología cognitiva y la evolucionista se apunta a diferencias innatas entre las capacidades cognitivas de varones y mujeres, así como a predisposiciones distintas hacia el aprendizaje. Sobre lo primero, aunque predomina la idea de que el nivel de inteligencia de ambos sexos es



similar, diversas investigaciones señalan diferencias pequeñas pero persistentes, favorables a los varones en las habilidades matemáticas y a las mujeres en las lingüísticas (Pinker, 1997; Johnson y Bouchard, 2007). Por otra parte, los distintos ritmos de desarrollo físico e intelectual de chicos y chicas pueden influir en el rendimiento escolar, lo cual se manifestaría de manera más intensa en la pubertad y primera adolescencia, justo en pleno primer ciclo de enseñanza secundaria (Killgore *et alii*, 2001 y Camarata y Woodcock, 2006). El rendimiento académico de los varones tendría dificultades especiales justo cuando en muchos sistemas escolares se toman las decisiones que determinan el éxito o el fracaso escolar, u orientan a los adolescentes hacia estudios más académicos o más profesionales (Pekkarinen, 2005). Respecto a las predisposiciones al aprendizaje, Dee (2006) ha comprobado que los adolescentes varones obtienen peores resultados escolares si tienen una profesora. De ser así, la feminización del profesorado abundaría en las dificultades escolares de los varones.

Desde la sociología también se han resaltado las diferencias de actitudes y comportamientos entre chicos y chichas. La sociología de género, sea de corte funcionalista o feministaestructuralista, subraya que para que el orden social se mantenga, ambos han de asumir roles distintos, a través de los cuales se reproduzca el sistema de valores (una revisión en Rodríguez Menéndez, 2005). En esta línea, Bourdieu (2001) ha indicado que la «violencia simbólica» de los hombres sobre las mujeres induce a éstas a asumir inconscientemente actitudes de docilidad, sumisión y autonegación por las que ven como natural el orden social de géneros, colaborando en su reproducción. Aplicando este principio de la construcción social del género al ámbito escolar, diversos sociólogos de la educación han sugerido que la distribución de disposiciones y roles diferenciados entre niños y niñas tiene consecuencias en distintas facetas escolares. Una línea de trabajo surgida en la sociología francesa sugiere que, paradójicamente, las disposiciones de sumisión inculcadas en las chicas les hacen más proclives a aceptar las demandas de la escuela y, por tanto, les dotan de una ventaja competitiva respecto a los chicos. De las chicas se espera que acepten órdenes, y muestren «buena voluntad» en su comportamiento escolar, sobre todo en primaria, pero también en secundaria (Felouzis, 1993), mientras que de ellos se esperan actitudes agresivas y búsquedas de identidad a través de la oposición a las figuras de autoridad (Establet, 1988). Otros sostienen que las chicas, por propia iniciativa, más que acomodarse a los requisitos del sistema escolar, lo han aprovechado al máximo, en unas circunstancias en las que el éxito escolar se ha convertido en la vía principal de emancipación individual (Terrail, 1992). Por tanto, la sociología de la educación reciente espera encontrar diferencias en los resultados académicos de chicos y chicas, y habitualmente mayor éxito académico entre ellas.

h_e= Las alumnas tienden a repetir menos que los alumnos



3.2. Teorías del capital humano

Desde comienzos de los años sesenta, el concepto de capital humano, propuesto por economistas, es una referencia clave en el análisis de las diferencias de rendimiento escolar. Como contrapunto al capital físico, el capital humano suele definirse como cualquier actividad que refuerza la capacidad productiva individual y repercute en unos mayores ingresos y un mayor bienestar personal (y colectivo). El capital humano resulta de una inversión deliberada en las capacidades productivas del individuo que tiene lugar a través de la acción racional individual (o familiar) (Polachek, 1981).³ Desde su primera articulación (Becker, 1962), los análisis empíricos basados en esta teoría han identificado su efecto positivo tanto en la posición económica individual como en la riqueza nacional.

Este modelo contribuyó a reforzar el valor público conferido a la educación, ofreciendo sostén científico a la percepción de que por medio de decisiones acertadas y esfuerzo individual en el sistema educativo reglado, los actores racionales pueden maximizar su bienestar personal. Este comportamiento racional puede surgir de los propios estudiantes, por complacer a sus mayores o con vistas a su futuro profesional, y debería verse reflejado en su dedicación a las tareas escolares y en su aceptación de las reglas formales del centro escolar. O puede surgir de los padres del alumno, quienes pueden intentar aumentar el capital humano de aquél involucrándose en su vida escolar, por ejemplo, sofisticando el proceso de elección de centro o extendiendo su escolarización más allá de las edades obligatorias. Asimismo, al menos implícitamente, los padres pueden estar siguiendo una estrategia educativa racional al rechazar la adquisición de objetos populares entre los jóvenes pero con impacto potencialmente negativo en su rendimiento escolar, como las videoconsolas. En todo caso, un aspecto central de este enfoque es que todas estas acciones de inversión en capital humano no tienen por qué estar condicionadas por la posición de la familia en el sistema productivo (Becker, 1962:25-26).

 h_7 = Los estudiantes que dedican más horas a hacer sus deberes repiten menos h_8 = Los estudiantes que suelen llegar tarde a clase son más propensos a repetir h_9 = Si los padres sopesan racionalmente la elección del centro escolar entre varios tipos de centro, sus hijos repiten menos

 h_{10} = Los alumnos que han cursado dos o más años de preescolar repiten menos h_{11} = Los estudiantes que poseen una videoconsola en casa tienden a repetir más

³ Ello no quiere decir que éste sea el único sentido en que se ha utilizado el concepto de capital humano. De hecho, gran parte de los estudios en que se ha utilizado son de carácter supraindividual, es decir, intentan explicar el nivel de renta o el crecimiento económico de los países utilizando medidas indirectas de ese capital humano.



3.3. Teoría del capital cultural

El concepto de capital cultural, clave en la teoría sociológica de Bourdieu, emergió en su intento de explicar la relación estadística entre rendimiento académico y origen social de los alumnos, criticando la tesis habitual según la cual dicho rendimiento es consecuencia de las «aptitudes naturales» o, como sugiere la teoría del capital humano, de la disciplina individual derivada de estrategias racionales. Bourdieu explica las diferencias de rendimiento por la homología entre la posición del estudiante en la estructura de clases y la familiaridad de los estudiantes con conjuntos de información consagrados por el sistema escolar. Para él, los campos sociales de la producción y la educación se conectan a través de los procesos psicosociales recogidos en la noción de «capital cultural», que alude a cualquier forma de competencia cultural desigualmente distribuida y que, por su escasez, puede producir ventajas para ciertos grupos. Lo definió como «el instrumento para la apropiación de riquezas simbólicas que vale la pena perseguir y poseer» (Bourdieu, 1977a: 488). El mejor rendimiento académico de las clases altas y las mejor educadas se explica porque disponen de mejores condiciones objetivas para transformar el capital económico en capital cultural, y para, ulteriormente, sacar partido de éste en el campo educativo.

Bourdieu sugirió un modelo estructural y diacrónico según el cual el origen social del alumno influye en su rendimiento académico no mecánicamente a través de actitudes genéricas, sino de disposiciones específicas del campo educativo. Siendo el lenguaje y el discurso educativo el propio de las clases dominantes, sostiene que los hijos de las clases altas se socializan de manera similar, familiarizándose con los recursos culturales y disposiciones que favorecen la interiorización de los conjuntos simbólicos mejor recompensados por el sistema educativo. Los hijos de clases medias y bajas carecen de esa familiaridad (Bourdieu y Passeron, 1977:43) y de recursos económicos extra para acumular capital cultural (Bourdieu, 1986). A su vez, como el sistema educativo jerarquiza a los alumnos según su dominio de aquellos conjuntos simbólicos, los estudiantes de clases altas tienden a demostrar conocimientos mejor ajustados al modelo ideal imperante entre los profesores. De esta teoría se deduce, en definitiva, que las pautas de socialización distintivas de cada clase social estarían en el origen de las variaciones en el rendimiento académico.

En la presentación inicial de su teoría (Bourdieu y Passeron, 1977), Bourdieu sugirió implícitamente que la mediación del capital cultural entre el sistema productivo y el educativo se manifiesta en una combinación de conocimientos, actitudes y capacidades. Casi una década después hizo su formulación más sistemática del concepto de capital cultural (Bourdieu, 1986), del que habría tres tipos: el «incorporado», es decir, disposiciones duraderas del cuerpo y la mente; el «institucionalizado», esto es, títulos culturales y educativos concedidos por instituciones; y el «objetivado», o los bienes culturales relativos a los conocimientos y la información distintiva de una herencia cultural común. El capital cultural objetivado y, sobre todo, el incorporado pueden ser fácilmente transformados en capital educativo.



Así pues, esta teoría explica las diferencias en el rendimiento escolar por medio de un modelo en el que ciertas posiciones de clase se asocian con actitudes académicas y recursos culturales específicos, repercutiendo éstos en diferentes niveles de conocimiento, los cuales, finalmente, determinan la posición en la gradación de evaluados. Pese a que el componente diacrónico es central en la teoría, los estudios cuantitativos han tendido a operacionalizar el capital cultural como consumo de productos de alta cultura o como expectativas educativas independientes del origen social del alumno (De Graaf, 2000; DiMaggio, 1982; Dumais, 2002). Han disociado, así, el componente estructural del actitudinal, violando la lógica interna de la teoría. Por el contrario, nuestro estudio explora la posibilidad de comparar ecuaciones de regresión con diferentes grupos de variables para operacionalizar más propiamente la teoría bourdieuana.

En concreto, proponemos dos hipótesis. La primera responde a la noción de capital cultural incorporado, y sugiere que el efecto del origen social en el éxito o el fracaso escolar está mediado por las actitudes escolares. Así, la predicción de la teoría del capital cultural sería que la ventaja comparativa de los miembros de las clases más privilegiadas se ve atenuada cuando se controla el efecto de las actitudes del alumno. La hipótesis siguiente recoge esta idea, y puede ser contrastada comparando cómo varía la influencia de las variables de estatus socioeconómico al incluir en el modelo las variables actitudinales.

 h_{12} = Los estudiantes de origen social privilegiado reducen su ventaja en la menor repetición de curso cuando se tienen en cuenta las horas que dedican a los deberes y/o el número de veces que llegan tarde

La segunda hipótesis responde a las nociones de capital cultural objetivado e incorporado, sugiriendo que el efecto del origen social en el rendimiento se reduce al controlar la posesión de bienes culturales en el hogar y los conocimientos del alumno. De acuerdo con el énfasis de Bourdieu en los bienes de la alta cultura, esta hipótesis alude al papel en el rendimiento académico de, por una parte, un soporte cultural clásico, el libro, y dos soportes modernos, el ordenador personal y el acceso a Internet; y, por otra, el dominio de contenidos en dos áreas centrales del currículo, la Lengua y las Matemáticas.⁴

 h_{13} = Los estudiantes de origen social privilegiado reducen su ventaja en la menor repetición de curso cuando se controla (a) por los bienes culturales disponibles en el hogar (libros, ordenador, Internet) y (b) los conocimientos de Matemáticas y Lengua.

La presentación de las teorías del capital humano y el capital cultural hecha más arriba implica que ambas no son mutuamente excluyentes, pues coinciden en un aspecto clave. La primera teoría explica las diferencias en el rendimiento escolar como parte de estrategias familiares racionales para maximizar el bienestar, mientras que la segunda explica estas diferencias como parte de estrategias asociadas a posiciones de clase. Por tanto, ambas parten del supuesto de que la acción humana es eminentemente racional y guiada por la maximización de beneficios (Bourdieu, 1977b:183). Ello implica que las hipótesis 7 a 11 no se correspondan exclusivamente con la teoría del capital humano, sino que podrían confirmar aspectos parciales del Modelo del capital cultural (Bourdieu, 1977b:187).



3.4. Controles: condicionantes evolutivos y político-administrativos

Además de evaluar la influencia de los condicionantes socioestructurales y actitudinales arriba descritos, queremos contribuir a la apertura de la discusión sobre el fracaso escolar en España a factores no estructurales. Por ello, exploramos someramente el papel del desarrollo biológico del joven.

En principio, cabe pensar que los distintos grados de desarrollo psicofísico estén relacionados con el rendimiento escolar al margen de condicionantes sociales. En el campo de la sociología de la educación, sobre todo en Estados Unidos, contamos con análisis del fracaso escolar en los que, además de variables sociológicas tradicionales, se incluyen medidas de la inteligencia de los estudiantes, tales como resultados de los tests de inteligencia, que, como es sabido, tiene un componente hereditario no despreciable (Scarr, 1997). Idealmente, nos habría gustado incluir una variable similar, pero no contamos con ella. Los resultados en el test de Matemáticas del estudio PISA 2003 probablemente midan en parte esa inteligencia «heredada», pero es obvio que miden conocimientos adquiridos en el sistema escolar, algo que, además, depende de condicionamientos sociales. Sin embargo, contamos con otra variable asociada al desarrollo psicofísico de los estudiantes y que no depende de condicionantes sociales, el mes de nacimiento, que ha sido usado en investigaciones como la de Calero (2006). Varios estudios han comprobado cómo los niños que nacen al final del año tienen un rendimiento escolar inferior al de los que nacen al principio de año (Barnsley, Thompson et alii, 1985 y Allen y Barnsley, 1993). Los nacidos en los últimos meses tienen un déficit evolutivo relativo en comparación con sus compañeros de curso: todos han nacido el mismo año, pero unos mucho más tarde que otros, lo cual puede ser importante a edades tempranas. Lo interesante es que ese déficit parece tener efectos incluso durante la educación secundaria.

h, = Nacer al final del año lleva a repetir más

Por último, como el sistema escolar es una estructura político-burocrática, las proporciones de repetidores y de expulsados del sistema no dependen sólo del rendimiento medido objetivamente, sino también de decisiones discrecionales de las administraciones educativas, motivadas por razones en las que no podemos entrar ahora. De hecho, estudios empíricos basados en los resultados de PISA 2000 han mostrado que las políticas educativas de países con grados de desarrollo económico similar están relacionadas con los resultados globales de los alumnos (Duru-Bellat, Mons y Suchaut, 2004). En el caso español, la descentralización de gran parte de las competencias educativas en las comunidades autónomas quizá haya tenido consecuencias en la tasa de repetidores y en la de fracaso escolar. Por ejemplo, Calero (2006) ha comprobado que es más probable que los jóvenes que viven en alguna región del arco mediterráneo dejen sus estudios. Creemos que esas diferencias tienen que ver, en parte, con distintos criterios político-administrativos, quizá pedagógicos, acerca de la repetición, y, por tanto, incluimos como variable de control la comunidad autónoma en que está situado el centro escolar del estudiante.

h, = Las tasas de repetidores difieren entre comunidades autónomas



4. Datos y metodología

Al no contar, por las características propias de una encuesta a estudiantes escolarizados, con un indicador directo de fracaso, hemos optado por uno indirecto: la repetición de curso. Una amplia bibliografía estadounidense ha concluido que la repetición de curso es un factor clave del abandono de los estudios (una revisión en Jimerson, Anderson y Whipple, 2002). No vemos por qué esto no ha de ser así en España. De hecho, en una encuesta del año 2000 a padres de alumnos de secundaria (ASP, 2000), los de los alumnos de 4º de ESO que decían que su hijo había repetido algún curso, también eran los que más decían que su hijo había suspendido cuatro asignaturas o más en la evaluación anterior, un indicio sólido de ir a suspender el curso y, quizá, de no obtener el graduado en ESO.⁵

Como la tasa de multirrepetidores arrojada por la encuesta PISA es muy baja (ver Sección 5), en vez de definir la variable dependiente como continua según el número de repeticiones, la hemos definido como dicotómica, distinguiendo entre quienes han repetido alguna vez de quienes nunca lo han hecho.

La encuesta analizada consiste en la submuestra española del estudio PISA 2003. En los últimos años, PISA ha sido un referente clave en la investigación educativa y las políticas educativas de los países industrializados. Los resultados de las encuestas PISA también han sido objeto de análisis en la investigación educativa española (Pérez-Díaz y Rodríguez, 2003; Maestro Martín, 2006 y Marchesi y Martínez Arias, 2006), pero hasta hoy en España la repetición de curso no ha sido analizada como *proxy* del fracaso escolar.

En consonancia con el tipo de variable dependiente y el objetivo de evaluar sintéticamente diversas teorías sobre el fracaso escolar, usamos la técnica de la regresión logística, apropiada para los casos de variable dependiente con distribución binomial (Jovell, 1995 y Liao, 1994). Al interpretar los resultados, no nos limitamos a la significación estadística, indebidamente sacralizada, sino que identificamos significaciones sustantivas por las que el efecto de la variable independiente no sólo es probablemente distinto de cero sino también conceptualmente relevante (Achen, 1982). Para mostrarlas, nos apoyamos en la estimación de probabilidades y no en la de la *odds ratio*, o riesgo relativo, por ser éste menos intuitivo.

La variable «repetidor» distingue a los estudiantes que declaran haber repetido uno o más cursos en EP o ESO (1), del resto (0). «ISE máximo de los padres» se refiere al valor máximo de los padres en un índice de nivel socioeconómico que combina el nivel de ingresos y la educación media asociada a la profesión de cada progenitor. «ISE *missing*» alude a los estudiantes que no declararon la ocupación de ninguno de sus padres (1) frente a los que sí lo hicieron (0), lo cual está relacionado con un bajo estatus socioeconómico. Al incluir ISE *missing* evitamos infraestimar el impacto del estatus socioeconómico, ya que esta variable puede ser considerada como *proxy*

Un 42% de los repetidores que cursaban 4º de ESO (N=87) suspendieron cuatro asignaturas o más; sólo lo hizo el 14% de los no repetidores (N=179) de ese curso. Elaboración propia con los datos brutos de la encuesta ASP 00.030 (ASP 2000).



de pertenecer a la clase social media-baja o baja (Peraita y Pastor, 2000). Los alumnos que declaran haber nacido en el extranjero o tienen al menos un padre con nacionalidad extranjera son considerados como «inmigrantes» (1), y el resto como no inmigrantes (0). La variable «hogar monoparental» distingue los hogares en los que vive uno solo de los progenitores (1) del resto (0). Los alumnos cuya madre tiene trabajo remunerado o están buscándolo fueron codificados como 1 en «madre activa» y el resto como 0. Las alumnas han sido codificadas como 1 en «alumna», y los alumnos como 0.

«Horas con los deberes» se refiere al número total de horas semanales dedicadas a «los deberes u otras tareas impuestas por tus profesores». «Llegar tarde al colegio» distingue a los alumnos que dicen haber llegado tres o más veces tarde a clase en las dos últimas semanas (1) del resto (0). Los que dicen asistir a su centro escolar porque «es conocido por ser mejor que otros en la zona», ofrece «programas de estudio específicos» o «una filosofía religiosa particular» han sido codificados como 1 en la variable «centro escolar»; el resto como 0. Los que declaran haber asistido a preescolar dos o más años han sido codificados como 1 en «preescolar» extenso; el resto como 0. La variable «videoconsola» distingue los alumnos que dicen tener una en casa (1) del resto (0).

Para la variable «total libros en casa», «entre 0 y 10 libros» fue recodificado como 5; «entre 11 y 25» como 18; «entre 26 y 100» como 63; «entre 101 y 200» como 151; «entre 201 y 500» como 351; y «más de 500» como 600.6 Los estudiantes que dicen tener en casa «un ordenador que puedas usar para los deberes», así como los que afirman tener conexión a «Internet», han sido codificados como 1, el resto como 0.

Los estudios de PISA evalúan el rendimiento de los alumnos a través de tests de Ciencias, Lengua y Matemáticas. Todos contestan a preguntas de cada parte del test, pero no a todas las preguntas y no todos a las mismas preguntas. Para asegurar la comparabilidad, el equipo técnico de PISA infiere estimaciones de los resultados para todo el test, para lo que construyen cinco *plausible values* para cada materia y submateria, que son los únicos indicadores de resultados en el test disponibles en la base de datos. Siguiendo las recomendaciones del equipo de PISA, estimamos cuatro modelos de regresión con cada uno de los *plausible values* correspondientes a cada test para luego calcular la media de los coeficientes y errores típicos (OECD, 2005). El análisis siguiente usa los *plausible values* de los tests de Lengua y Matemáticas por ser representativos de las dos grandes áreas de conocimiento cubiertas en secundaria: las ciencias y las letras.

Por último, incluimos cuatro variables de control. La primera es el «mes de nacimiento» del alumno, codificado en valores numéricos desde enero (1) hasta diciembre (12). Las otras tres son tres variables dicotómicas correspondientes a las tres comunidades autónomas (Castilla y León, Cataluña y País Vasco) con submuestras representativas identificables.

⁶ El valor de 600 lo hemos obtenido de la mediana del mismo intervalo encontrada con la encuesta ASP 00.030, aplicada a padres de alumnos de Primaria y ESO en el año 2000.



Tras incluir todas las variables, la proporción de casos perdidos es del 22%. Para poder comparar los efectos de las variables a través de las ecuaciones, hemos mantenido constante la base muestral, excluyendo los casos perdidos de las 22 variables salvo la relativa al ISE. Finalmente, conviene hacer un breve comentario sobre la estimación de las ecuaciones. PISA 2003 resulta de un diseño en dos fases. Primero, se elige aleatoriamente a los centros educativos con probabilidades proporcionales a su tamaño; segundo, se selecciona aleatoriamente a los alumnos. Así se evita la sobrerrepresentación de los centros grandes y se asegura que todos los estudiantes tienen la misma probabilidad de ser elegidos. Como el diseño no está basado en una muestra aleatoria simple de estudiantes, se viola el supuesto estadístico de la independencia entre los casos. Este problema se resuelve generando numerosas submuestras de la muestra total y generando estadísticos para cada una de ellas, que son comparados con el estadístisco para la muestra total. Esta tarea se ve simplificada gracias a varios macros creados por el equipo técnico de PISA, los cuales permiten calculan estadísticos y sus varianzas sin sesgos. Las ecuaciones de la Tabla 1 han sido calculadas con una macro para regresiones logísticas. Para el Modelo 4 hemos seguido las indicaciones ofrecidas por el equipo de PISA (OECD, 2005).

5. Resultados

Presentamos los resultados del análisis en dos subsecciones. En la primera, exponemos estadísticas descriptivas de todas las variables analizadas. La segunda recoge la evidencia fundamental del estudio, discutiendo los resultados del análisis multivariante y contrastando sistemáticamente las teorías. Por motivos de espacio sólo hemos incluido la tabla con las ecuaciones de regresión. Ambas secciones se organizan según los cuatro grupos de hipótesis enunciados en la sección teórica: condicionantes socioestructurales, las teorías del capital humano y capital cultural, y las variables de control.

5.1. Análisis descriptivo

Una alta proporción (26%) de estudiantes de 15 años ha repetido curso en EP o ESO. En este indicador, el caso español es excepcional entre los países industrializados, con la mayor tasa de repetidores de los países europeos participantes en el estudio PISA después de Francia y Portugal.

Agradecemos a Wolfram Schulz, miembro destacado del equipo internacional encargado del diseño y análisis de las oleadas de PISA, la cesión gratuita de esta macro.



Respecto a los condicionantes socioestructurales, todos ellos muestran la orientación esperada. Sin utilizar controles, repiten substantivamente menos los alumnos cuyos padres tienen una ocupación de mayor nivel (en el mínimo y máximo ISE, 38 y 15%, respectivamente), cuyo padre o madre son profesores (9 frente a 27%), los alumnos nacidos en España o hijos de españoles (26 frente a 29%), así como los que viven en hogares no monoparentales (25 frente a 31%) o aquéllos en los que la madre trabaja (25 frente a 28%). Las alumnas repiten mucho menos que los alumnos (22 frente a 31%).

Otros factores también parecen actuar como causas de fracaso escolar. La repetición de curso está negativamente relacionada con el volumen de la biblioteca del hogar, con la posesión de un ordenador en casa (21 frente a 47%), y con la existencia de una conexión a Internet en el hogar (19 frente a 34%), pero está positivamente relacionada con la disponibilidad de una videoconsola (28 frente a 22%). Las actitudes de los padres y el estudiante hacia la educación también parecen influir: los más puntuales repiten casi la mitad que los que suelen llegar tarde a clase (23 frente a 42%); cuantas más horas dedica el alumno a hacer sus deberes, menos repite; por último, el estudiante repite menos si los padres han realizado un esfuerzo especial al elegir el centro escolar (21 frente a 29%), o si han tenido a sus hijos en preescolar durante dos cursos o más (25 frente a 33%).

5.2. Análisis multivariante. Condicionantes socioestructurales

Antes de comentar los resultados de las ecuaciones, conviene ofrecer una breve indicación sobre la estructura de los modelos estimados. En consonancia con los debates presentados en la sección teórica, hemos organizado las ecuaciones en torno a los cuatro tipos de hipótesis antes descritas. Esta estructura queda plasmada en la Tabla 1, que presenta los resultados principales del estudio y consta de cuatro ecuaciones. Desde la primera a la cuarta, los modelos van añadiendo grupos de variables asociados con las hipótesis presentadas en la Sección 3. Para no disociar características y comportamientos que van habitualmente unidos, la contrastación de las hipótesis se efectuará en la mayoría de los casos a partir del modelo en que las variables correspondientes han sido incluidas en primera instancia, el cual a su vez servirá de base para la estimación de las probabilidades de repetición de curso.

En primer lugar, consideramos el impacto de los condicionantes socioestructurales. La evidencia fundamental al respecto es el Modelo 1, según el cual cuatro variables muestran una asociación estadísticamente significativa con la tasa de repetición: el estatus socioeconómico del alumno, su género, el tipo de profesión de sus padres y su tipo de familia.



Tabla 1. Estimación de los determinantes individuales de la repetición de curso entre estudiantes de 15 años en España (2002)

| | Modelo 1 | | Modelo 2 | | Modelo 3 | | Modelo 4 | |
|-----------------------|----------|---------|----------|---------|----------|---------|----------|---------|
| | Coef. | p-value | Coef. | p-value | Coef. | p-value | Coef. | p-value |
| ISE | -0,027 | <0,001 | -0,024 | <0,001 | -0,013 | <0,001 | -0,004 | 0,212 |
| ISE missing | 1.817 | <0,001 | 1.582 | <0,001 | 0,909 | 0,004 | 0,248 | 0,488 |
| Inmigrante | 0,205 | 0,159 | 0,094 | 0,539 | 0,031 | 0,842 | | |
| Padre profesor | -0,536 | 0,013 | -0,558 | 0,008 | -0,466 | 0,027 | -0,334 | 0,141 |
| Familia monoparental | 0,347 | 0,005 | 0,277 | 0,036 | 0,191 | 0,163 | 0,168 | 0,228 |
| Madre activa | 0,041 | 0,559 | 0,005 | 0,944 | 0,048 | 0,540 | | |
| Estudiante mujer | -0,540 | <0,001 | -0,313 | 0,001 | -0,389 | <0,001 | -0,510 | <0,001 |
| Deberes | | | -0,092 | <0,001 | -0,082 | <0,001 | -0,041 | <0,001 |
| Llegar tarde | | | 0,729 | <0,001 | 0,747 | <0,001 | 0,547 | <0,001 |
| Elegir centro escolar | | | -0,298 | <0,001 | -0,253 | 0,001 | -0,269 | 0,003 |
| Preescolar extenso | | | -0,286 | 0,005 | -0,215 | 0,032 | -0,019 | 0,871 |
| Consola | | | 0,176 | 0,026 | 0,221 | 0,005 | 0,211 | 0,033 |
| Libros | | | | | -0,001 | <0,001 | 0,000 | 0,189 |
| Ordenador | | | | | -0,714 | <0,001 | -0,451 | <0,001 |
| Conexión a Internet | | | | | -0,138 | 0,175 | | |
| PVRead (media) | | | | | | | -0,005 | <0,001 |
| PVMath (media) | | | | | | | -0,011 | <0,001 |
| Mes de nacimiento | 0,043 | 0,001 | 0,044 | 0,001 | 0,046 | 0,001 | 0,036 | 0,020 |
| Cataluña | -1.569 | <0,001 | -1.731 | <0,001 | -1.611 | <0,001 | -1.849 | <0,001 |
| País Vasco | -0,373 | <0,001 | -0,516 | <0,001 | -0,374 | <0,001 | -0,196 | 0,074 |
| Castilla y León | 0,246 | 0,025 | 0,342 | 0,004 | 0,427 | 0,001 | 0,727 | <0,001 |
| Intercept | 0,183 | 0,232 | 0,698 | 0,002 | 0,922 | 0,001 | 7.253 | <0,001 |
| N | 8,638 | | 8,638 | | 8,638 | | 8,638 | |

Las variables del estatus socioeconómico y el género son especialmente relevantes. Respecto a la primera, la relación es la esperada: los estudiantes de mayor estatus tienden a repetir mucho menos. Los coeficientes de ISE y ISE *missing* tienen un alto nivel de significación estadística y, lo que es más importante, muestran una fuerte relación con los niveles de repetición. Para mostrarlo de manera intuitiva es útil comparar casos concretos en esa escala internacional de estatus, que cubre desde el 16 al 90. Hemos escogido dos casos extremos (16 y 90) y dos, *grosso modo*, representativos de las clases trabajadora y media (30 y 55). Con los datos del Modelo 1 y manteniendo el resto de factores en su valor medio, la probabilidad de que la hija de un cabeza de familia juez (ISE=90) haya repetido curso es de 0,08, mientras que la probabilidad de que lo haya hecho la hija de un cabeza de familia con profesión de limpiador del hogar (ISE=16) es de 0,40.10 Por tanto, en el segundo caso se multiplica por 4,8 la probabilidad del

$$P(\text{Repetir} = 1 | \chi) = \frac{\exp(\beta \chi)}{1 + \exp(\beta \chi)}$$

On el fin de estimar el efecto de cada variable controlando por otros factores a la vez que indicamos probabilidades de repetir para casos hipotéticos realistas, para el cálculo de casi todas las probabilidades hemos mantenido las variables de control en su valor medio.

⁹ Identificamos entre los adultos responsables del alumno a aquel con mayor ISE como el «cabeza de familia».

¹⁰ Todas las probabilidades han calculadas siguiendo la fórmula convencional para predicción de probabilidades en modelos logísticos:



primero. En la otra comparación, tomamos el caso de la hija de un obrero industrial especializado (ISE percentil 25=30) y la hija de un cabeza de familia inspector de policía (ISE percentil 75=55). La probabilidad de que la primera haya repetido es 0,32 mientras que la de la segunda es 0,19. Por tanto, la hija de un obrero especializado tiene una probabilidad de repetir un 66% mayor que la de un inspector de policía. La variable ISE *missing* también muestra una fuerte asociación con haber repetido. Suponiendo que los estudiantes que no contestaron a la pregunta sobre la ocupación de sus padres viven en hogares de estatus bastante bajo, esta variable refuerza la idea de que la tasa de repetición está inversamente relacionada con la clase social. *Ceteris paribus*, los estudiantes que no contestaron la pregunta tienen una probabilidad de haber repetido que multiplica por 2,9 la de los que sí contestaron. Estos datos ofrecen evidencia sólida de que el nivel socioeconómico es un determinante importante del bajo rendimiento escolar (h₁), confirmando la conclusión empírica fundamental de la sociología de la educación de que el éxito académico está positivamente relacionado con la clase social.

Otra variable relevante es el sexo del estudiante. Según el Modelo 1, las chicas tienden a repetir sustantivamente menos que los chicos. La probabilidad de que un alumno varón hipotético con valores medios en todas las variables haya repetido (0,28) es un 51% mayor que en el caso de otro estudiante con las mismas condiciones pero del sexo femenino (0,19). No rechazamos, por tanto, la hipótesis 6. Ello está en consonancia, por ejemplo, con estudios realizados en Francia (Terrail, 1992), que muestran que las chicas, por término medio, rinden mejor en la escuela que los chicos.

En los cuatro modelos, el coeficiente del género mantiene la significación estadística y un nivel elevado, lo que indica lo robusta que es la variable. De todos modos, al añadir los indicadores actitudinales en el Modelo 2, el coeficiente cae respecto al Modelo 1, aunque la diferencia entre los coeficientes de los Modelos 1 y 2 sólo es significativa al 10%. Ello sugiere que parte de la ventaja de las alumnas puede deberse a una mayor disciplina y una actitud más positiva hacia sus obligaciones como estudiante, lo que confirma la idea de que alumnos y alumnas tienen disposiciones educativas dispares (Bourdieu, 2001).

Otra variable significativa es la de la profesión de los padres. El Modelo 1 apunta que tener algún padre profesor está negativa y sustantivamente asociado con la repetición de curso. De hecho, esta variable parece pesar tanto como el género: los estudiantes sin un padre profesor tienen una probabilidad de haber repetido un 54% mayor que los estudiantes con algún padre profesor, por lo cual no rechazamos la hipótesis 3. Este resultado justifica una futura exploración de la conexión entre los distintos tipos de ocupaciones y los resultados educativos.

 $z = \frac{CM_1 - CM_5}{\sqrt{\left(ETM_1\right)^2 + \left(ETM_5\right)^2}} = \frac{0,540 - (-0,313)}{\sqrt{\left(0,085\right)^2 + \left(0,093\right)^2}} = -1,8; \text{ siendo CM el coeficiente de cada modelo y ETM el error típico asociado a dicho coeficiente.}$



Por último, también es relevante que el estudiante viva en un hogar monoparental. Los estudiantes que conviven con sólo uno de sus progenitores tienden a repetir más. *Ceteris paribus*, su probabilidad es un 29% mayor que la del resto. Por tanto, no rechazamos la hipótesis 4.

Los dos factores de desigualdad social restantes arrojan resultados constantes a lo largo de los Modelos 1 a 3: ni la condición de inmigrante ni la situación laboral de la madre tienen un impacto significativo en la repetición de curso. Que la variable «inmigrante» no se asocie significativamente con la repetición puede deberse a que la reducida submuestra de extranjeros incremente el error típico, o a que ese factor sea irrelevante. Si fuera lo segundo, el menor rendimiento escolar de los alumnos inmigrantes (Tabla 1) no se debería a un sesgo del sistema escolar adicional al del estatus socioeconómico, sino simplemente al escaso capital cultural y económico de sus padres. Nos inclinamos por esta segunda interpretación porque el coeficiente del Modelo 1 es ya de por sí bajo y a lo largo de los siguientes modelos incluso cambia el signo. En definitiva, queda descartada la hipótesis 2. También es llamativo que, controlando el estatus socioeconómico de los padres, la situación laboral de la madre no esté relacionada con la repetición de curso. No podemos confirmar, por tanto, que tener una madre activa (trabajadora o en paro) suponga un hándicap escolar para sus hijos. Rechazamos la hipótesis 5.

Tras revisar la relación de cada uno de estos seis condicionantes socioestructurales con la variable dependiente, consideramos qué factor produce mayores desigualdades en el rendimiento escolar. Podemos hacerlo comparando las distintas probabilidades presentadas para cada caso más arriba. El resultado de la comparación es nítido: el estatus socioeconómico marca la mayor brecha entre los estudiantes repetidores y los no repetidores. Incluso al considerar sólo la probabilidad media de los estudiantes en las mitades inferior y superior del nivel del ISE la diferencia marcada por el estatus socioeconómico del alumno (115%) es mayor que la establecida por tener algún padre profesor (54%), el género del estudiante (51%) o el tipo de familia (30%). De ello se puede inferir que si bien las «nuevas formas de desigualdad» derivadas del tipo de hogar y la condición de estudiante varón deberían ser fuente de atención pública, el debate nacional sobre la igualdad de oportunidades en la educación ha de mantener como uno de sus argumentos centrales el relativo a la clase social del alumno.

5.3. Capital humano

A continuación nos centramos en los condicionantes de la propensión a repetir curso que aluden a aspectos actitudinales (Modelo 2). Como hemos indicado en la Sección 3, estas variables tratan de operacionalizar la predicción central de la teoría del capital humano de que el éxito escolar deriva de estrategias familiares e individuales que no están asociadas fundamentalmente con la posición del alumno en la estructural social. Al controlar la influencia de factores socioestructurales, el Modelo 2 permite contrastar dicha teoría. El resultado sugiere que el comportamiento racional y disciplinado favorece el éxito escolar independientemente de condicionantes sociales.



Los dos indicadores de la actitud del alumno hacia la enseñanza reglada están intensamente asociados con la variable dependiente. *Ceteris paribus*, los estudiantes que dedicaron más horas a los deberes en la última semana y los que llegaron menos de tres veces tarde al colegio en las últimas dos semanas tienden a repetir menos. No podemos afirmar categóricamente que esos comportamientos no hayan sido causados (o reforzados) por la repetición de curso, pero cabe esperar que las disposiciones psicológicas hacia la enseñanza reglada mantengan fuertes inercias y sean poco propensas a sufrir cambios catárticos. Asumiendo el supuesto de la constancia en las disposiciones, las dos variables tienen un impacto causal sustantivo. Un alumno hipotético con condiciones medias que ha llegado tres o más veces tarde al colegio en las últimas semanas tiene una probabilidad de haber repetido un 71% mayor que ese mismo alumno hipotético que no ha llegado tantas veces tarde (0,34 y 0,20 respectivamente). Por su parte, *ceteris paribus*, la probabilidad de repetir de un estudiante que dedica a los deberes escolares las horas correspondientes al percentil 25 es un 64% mayor que la del que dedica las horas equivalentes al percentil 75 (0,29 y 0,18 respectivamente). Así pues, no rechazamos las hipótesis 7 y 8.

También hemos querido evaluar la influencia de la actitud y el comportamiento de los padres hacia la educación sobre el rendimiento escolar, y para ello hemos incluido tres variables: elección del colegio, preescolar extenso y posesión de una videoconsola. Los datos apuntan a que no puede descartarse la hipótesis 9, según la cual el uso de estrategias más sofisticadas o una mayor inversión de recursos en la elección del colegio están negativamente relacionados con la repetición de curso. Manteniendo el resto de factores en sus valores medios, si los padres han elegido el centro escolar del alumno debido a motivos religiosos, una buena reputación o su especificidad curricular, la probabilidad de que sus hijos repitan es un 27% menor (0,23 y 0,18 respectivamente). Haber asistido a preescolar durante dos años o más también contribuye a una menor repetición, por lo que no rechazamos la hipótesis 10. Los estudiantes que no han asistido a preescolar dos años o más tenían una probabilidad de repetir un 25% mayor (0,26 y 0,21 respectivamente). Finalmente, tener una videoconsola en casa está significativa y sustantivamente asociado con la repetición de curso. Con datos del Modelo 2, ceteris paribus, su mera presencia incrementa la repetición de curso en un 15%: un alumno hipotético medio sin consola tiene una probabilidad de haber repetido de 0,19, mientras que el mismo alumno con consola la tiene de 0,22. Así, este aparato no sólo sirve para el entretenimiento de los alumnos tras muchas horas de clase y estudios, sino que quizá les distraiga de sus tareas académicas. Con ciertas cautelas, debido a la posible existencia de una relación causal bidireccional, esto nos lleva a no rechazar la hipótesis 11. Por tanto, encontramos evidencia sólida confirmando predicciones de la teoría del capital humano. En definitiva, al margen de la posición social del alumno, ciertos factores actitudinales influyen en la propensión al bajo rendimiento escolar, lo cual sugiere que un esfuerzo familiar e individual bien encauzado puede mejorar las expectativas escolares del alumno, en particular si se ejerce en el marco de un sistema escolar diverso.



5.4. Capital cultural

En esta subsección evaluamos la influencia en el rendimiento escolar de tres formas de capital cultural «objetivado», independientemente del estatus socioeconómico de la familia, y a continuación evaluamos la hipótesis derivada de la teoría del capital cultural de Bourdieu.

Respecto a los indicadores del capital cultural objetivado de la familia, los resultados de la ecuación 2 demuestran que dos de las tres formas consideradas están negativamente relacionadas con la repetición de curso, lo que confirma la insuficiencia de las perspectivas puramente materialistas para explicar el éxito académico. Por un lado, la posesión de soportes culturales clásicos tiene un efecto depresor en la repetición de curso, ya que el volumen de la biblioteca en el hogar está negativamente relacionado con la repetición de curso (Tabla 1). Una mayor inclinación hacia la cultura escrita por parte de los padres reduce el riesgo de repetición entre los hijos. Con ello, no rechazamos la hipótesis 12.

Pero mucho más relevantes resultan los coeficientes relativos a los soportes modernos de capital cultural. La presencia de «un ordenador para hacer las tareas escolares» está muy negativamente relacionada con la variable dependiente. Dicha asociación demuestra ser muy robusta, manteniendo un coeficiente significativo y elevado en todas las ecuaciones. De todos modos, hay que ser cautelosos antes de aseverar la existencia de una relación causal, pues no podemos asegurar que el ordenador haya sido comprado antes de que el estudiante repitiera curso. Al igual que en el caso del resto de variables de capital cultural moderno o las del capital humano del alumno, existe un problema combinado de endogeneidad (bidireccionalidad causal) y temporalidad (causa-efecto) que no podemos resolver sin una encuesta panel. En todo caso, el Modelo 5 estima que mientras un alumno hipotético con valores medios en todas las variables pero sin ordenador en casa tiene una probabilidad de repetir de 0,31, otro alumno en circunstancias equivalentes pero con ordenador en casa la tiene de 0,18, o sea un 72% menor. Sin embargo, *ceteris paribus*, la existencia de una conexión a Internet en el hogar no reduce la probabilidad de repetir curso.

Si planteamos las cosas según la hipótesis de que el ordenador es la causa del mejor rendimiento, las posibles distracciones de tener un ordenador en casa parecen verse superadas por sus efectos positivos. Sea porque estos soportes faciliten el acceso y el procesamiento de información y conocimiento, o porque se trate de un recurso cada vez más necesario para llevar a cabo las tareas escolares sin repercusión en los niveles de aprendizaje. En términos teóricos, este resultado confiere valor empírico a la línea de investigación que enfatiza la influencia de aspectos culturales en los resultados académicos. En términos prescriptivos, induce a conclusiones distintas de las alcanzadas sobre el efecto de la clase social y el sexo del estudiante: en el caso de los soportes de capital cultural físico quizá quepa romper con más facilidad el círculo de sistema escolar sesgado, fracaso escolar y bajo estatus social.

Finalmente, podemos evaluar la predicción derivada de la teoría del capital cultural de Bourdieu. En la Sección 3 hemos afirmado que Bourdieu presenta un argumento que distingue



cuatro fases: la primera referida a la origen social del alumno, la segunda referente a su socialización, la tercera aludiendo a los conocimientos adquiridos en el sistema escolar y la cuarta referida a las notas y la propensión a repetir. Hemos defendido que para Bourdieu la ventaja comparativa de los estudiantes de mayor estatus social se transmite al campo cultural a través de las disposiciones, bienes culturales y conocimientos que los padres de clase social mediaalta y alta son capaces de transferir a sus hijos. Por ello, planteamos la predicción que aquella ventaja debería atenuarse al considerar, primero, las disposiciones de los estudiantes, segundo, los bienes culturales disponibles en el hogar y, tercero, los conocimientos del alumno. También adujimos que esta predicción puede evaluarse comparando los coeficientes de la variable ISE a través de los Modelos 1 a 4.

Al efectuar esta comparación, sobre todo entre los Modelos 1 y 4, obtenemos evidencia sólida que tiende a confirmar la teoría bourdieuana. Como esperábamos, el coeficiente de ISE en el Modelo 4 se reduce: es seis veces menor que el del Modelo 1, mientras que el error típico es similar. De hecho, en el Modelo 4 la variable deja de ser significativa. Lo fundamental es que *la reducción* del coeficiente es estadísticamente significativa (z=-4,9). Lo mismo ocurre con la variable ISE *missing*, cuyo coeficiente va cayendo del Modelo 1 al 4, siendo también significativa la diferencia entre el 1 y el 4.

Es muy interesante que la caída del coeficiente ISE se dé, sobre todo, de los Modelos 2 a 3 y del 3 al 4. Al introducir variables de capital cultural incorporado, la caída es muy reducida (Modelos 1 a 2). En cambio, al introducir las correspondientes al capital cultural objetivado (Modelos 2 a 3), el coeficiente cae a la mitad. Y, más aún, al controlar por los resultados en los tests en lengua y matemáticas, el coeficiente cae hasta un tercio de su valor en el Modelo 3. Por tanto, podemos concluir que los estudiantes de clase media-alta y alta basan su mayor éxito en el sistema educativo en su mejor respuesta a los retos y principios propios del medio escolar. Probablemente, debido a su mayor familiaridad con el discurso escolar y a que disfruten de condiciones materiales más favorables para el estudio, aquellos estudiantes asimilan mejor los conocimientos transmitidos por el sistema escolar, lo que en última instancia les lleva a obtener mayor reconocimiento institucional en la forma de mejores notas. Con ello, no rechazamos la hipótesis 13.

Finalmente, contamos con dos grupos de indicadores de control. El primero es el mes de nacimiento del alumno, el cual parte del supuesto de que el mes de fecundación está condicionado por factores casi exclusivamente biológicos, por lo que a su vez el mes del alumbramiento no ha de estar condicionado por desigualdades construidas socialmente. En los cuatro modelos la variable muestra la relación estadística esperada. Según el Modelo 1, controlando por el resto de factores, un alumno nacido en diciembre tiene una probabilidad de haber repetido un 42% mayor que un alumno nacido en enero (0,30 y 0,21, respectivamente). Es interesante que el impacto de esta variable no se canalice únicamente por medio de los conocimientos en lengua y matemáticas, ya que mantiene su significación en el Modelo 4. Por tanto, no rechazamos la hipótesis 14.



El segundo grupo de indicadores de control se refiere a las tres comunidades autónomas identificables en la muestra. ¹² A la luz de los resultados, comprobamos que las tasas de repetición varían de una autonomía a otra. En Cataluña, la probabilidad de repetir es 3,8 veces inferior a la del resto de España. En el País Vasco, la probabilidad es un 35% menor, y en Castilla y León es un 19% mayor. Por otra parte, los coeficientes de Cataluña y Castilla y León se muestran estables del Modelo 1 al 4, lo que indica que su relevancia específica no se debe a factores individuales capturados por el resto de variables. Quizá estas diferencias se deban a variaciones en la política de repeticiones de cada comunidad autónoma.

6. Conclusiones

Este estudio se ha ocupado del problema del fracaso escolar en España, respondiendo a la pregunta de cuáles son sus condicionantes individuales. Una conclusión general emerge del análisis: el fracaso escolar resulta de dinámicas sociales multidimensionales. Si bien los condicionantes apuntados por algunas de las teorías han obtenido más evidencia confirmatoria que los de otras, ninguno de ellos se ha mostrado capaz de explicar por sí mismo la repetición de curso. Ello implica que tanto los programas de lucha contra el bajo rendimiento escolar, como futuras investigaciones se beneficiarían de una perspectiva holista.

Por una parte, nuestros resultados son coherentes con un postulado clásico de la sociología de la educación: los jóvenes españoles no se enfrentan a los retos del sistema educativo en condiciones de absoluta igualdad de oportunidades, ya que los chicos de clases bajas tienen más probabilidades de haber repetido curso. Controlando otros factores y atendiendo a los extremos del continuo de estatus socioeconómico, la hija de un/a limpiador/a del hogar tiene una probabilidad de haber repetido que multiplica por 4,8 la de la hija de un/a juez. Más sorprendente, en términos de dicha literatura, es el resultado relativo al género del estudiante. Las chicas tienden a repetir curso sustancialmente menos que los chicos, cuya probabilidad de repetir es un 51% mayor. Ello concuerda con las conclusiones de Calero (2006), y con estudios sobre el fracaso escolar en Estados Unidos (Rumberger, 2000) y Francia (Duru-Bellat, Kieffer y Marry, 2003), pero no con otras investigaciones realizadas en España (Peraita y Pastor, 2000) y Estados Unidos (Rumberger, 1995). Nuestro estudio coincide con la línea de investigación que ha atestiguado la inversión del antiguo gender gap, de modo que ahora son los chicos los que sufren mayores tasas de fracaso escolar. Sin embargo, el discurso teórico predominante todavía insiste en el peor rendimiento obtenido por las chicas en materias científicas, y carecemos de explicaciones fundamentadas empíricamente sobre las causas de la disonancia entre el rendimiento en ciertas materias y la probabilidad de evitar la exclusión del sistema escolar.

Debido a que el análisis estadístico no toma en cuenta la agrupación de individuos por comunidades autónomas, los errores típicos de estas variables pueden estar infraestimados. Sin embargo, como los t-value son muy elevados, creemos que análisis que tomaran en consideración este carácter de agrupación arrojarían resultados similares a los descritos más arriba.



Junto al estatus socioeconómico y el género, otros dos factores socioestructurales han mostrado su asociación con la probabilidad de repetir. En consonancia con las teorías que enfatizan el papel de la estructura familiar en el rendimiento escolar, la probabilidad de repetir curso es mayor entre estudiantes que viven en hogares monoparentales. Asimismo, de acuerdo con la predicción de Bourdieu de que el peso relativo del capital cultural induce estrategias familiares diferenciadas, hemos comprobado que a igual capital económico el capital educativo se reproduce más fácilmente entre los hijos de profesores. En cambio, no hemos encontrado evidencia de que los estudiantes inmigrantes o hijos de inmigrantes, o los hijos de una madre laboralmente activa repitan más.

Tras evaluar el impacto de estos seis condicionantes socioestructurales en la probabilidad de repetir, este estudio ha contrastado hipótesis derivadas de dos teorías centrales en la investigación educativa: los modelos del capital humano y del capital cultural. La teoría del capital humano ha obtenido evidencia favorable, en particular, su expectativa clave según la cual un actor racional puede acrecentar su productividad mediante una conducta disciplinada. Independientemente de la posición estructural de la familia del estudiante, ciertas acciones son recompensadas: los estudiantes que dedican más horas a los deberes tienden a repetir menos, y los que llegan más veces tarde al colegio repiten más. Asimismo, los alumnos cuyos padres toman decisiones más sofisticadas respecto a la elección del centro escolar o que escolarizaron más tempranamente a sus hijos (dos años de preescolar o más) repiten menos. Estos resultados indican que el rendimiento escolar no es consecuencia unívoca de la posición estructural del alumno (su clase social, género y tipo de familia), sino que también es resultado de actitudes y comportamientos elegidos y específicos del campo educativo.

La teoría del capital cultural, que puede ser vista como complementaria a la del capital humano, también ha obtenido un sólido sustento. La predicción central de la teoría bourdieuana es que las diferencias en el éxito escolar tienen su origen en condiciones vitales asociadas a la clase social del alumno. Así, los estudiantes de clase alta obtienen mejor rendimiento porque disfrutan de mejores oportunidades materiales, desarrollan disposiciones compatibles con las demandas del sistema educativo y, en último término, internalizan mejor los contenidos escolares. De acuerdo con esta predicción, los resultados indican que la menor propensión a repetir de los alumnos de mayor estatus socioeconómico se ve sustancialmente reducida al considerar sus actitudes en la escuela y los bienes culturales a los que tienen acceso en el hogar, y deja de ser estadísticamente significativa cuando añadimos los conocimientos en Lengua y Matemáticas. Ello implica que el proceso de socialización temprana del alumno y dinámicas familiares externas al entorno escolar tienen una fuerte repercusión en el rendimiento académico.

Finalmente, las perspectivas que enfatizan aspectos evolutivos y supraindividuales también se han mostrado relevantes. Respecto al aspecto evolutivo, los estudiantes que nacen en los últimos meses del año repiten más que los nacidos a comienzos de año. La investigación sociológica sobre temas educativos debería enfrentar con apertura de miras los argumentos sociológicos clásicos a los evolutivos. Respecto a los factores supraindividuales, hemos usado



como variable de control la influencia en la tasa de repetición de residir en una u otra comunidad autónoma. Los estudiantes del País Vasco y, especialmente, en Cataluña afrontan tasas inferiores, mientras que los residentes en Castilla y León son más propensos a repetir.

A la luz de estas conclusiones y del desarrollo reciente de la investigación educativa, tres líneas de investigación ofrecen especial potencial. Una es la relación entre el género y el bajo rendimiento académico. Si la sociología de la educación desea tener una posición de vanguardia en la investigación educativa, un camino prometedor es analizar cuidadosamente y con imaginación sociológica (rechazando la inercia doctrinal) los motivos del mayor fracaso escolar entre estudiantes varones, sin descartar los puramente biológicos. La segunda línea de investigación es la incorporación de factores supraindividuales al estudio del rendimiento académico. La investigación educativa española ha hecho recientemente avances en este campo, pero la versatilidad y validez que ofrecen las técnicas de regresión multinivel todavía no han sido aprovechadas al máximo. Ello es especialmente importante en el campo del fracaso escolar, ya que a día de hoy no conocemos bien el peso que tienen en este tipo de fracaso buena parte de factores como las características de los centros, barrios o regiones. Y la tercera es la contrastación de factores sociológicos con aquellos estrictamente evolutivos, lo cual ayudaría a especificar el peso relativo de estos dos grupos. Estudios cuidadosos, transparentes en la explotación de las encuestas y, sobre todo, quiados por motivaciones teóricas, serían fructíferos en este campo.

7. Bibliografía

- ACHEN, C. (1982): Interpreting and Using Regression. Newbury Park, Sage.
- ALLEN, J. y BARNSLEY, R. (1993): «Streams and tiers: the interaction of ability, maturity and training in system with age-dependent recursive selection»; en *The Journal of Human* Resources (28); pp. 649-659.
- ASTONE, N. M. y MCLANAHAN, S. S. (1991): «Family structure, parental practices, and high school completion»; en *American Sociological Review* (56); pp. 309-320.
- BARNSLEY R. H.; THOMPSON, A. H. y BARNSLEY, P. E. (1985): «Hockey success and birth date: the relative age effect»; en *Canadian Association for Health, Physical Education, and Recreation Journal* (51); pp. 23-28.
- BECKER, G. S. (1962): «Investment in human capital: a theoretical analysis»; en *Journal* of *Political Economy* (70); pp. 9-49.
- BECKHER, G. S. (1981): A treatise on the family. Cambridge, Harvard University Press.



- BLOSSFELD, H. P. y SHAVIT, Y. (1993): «Persisting barriers. Changes in educational opportunities in thirteen countries»; en BLOSSFELD, H. P. y SHAVIT, Y. eds.: *Persisting barriers*. Boulder, Westview Press; pp. 1-22.
- BOURDIEU, P. (1977): «Cultural reproduction and social reproduction»; en KARABEL, J. y HASLEY, A. H., eds.: *Power and ideology in education*. Oxford, Oxford University Press; pp. 487-511.
- BOURDIEU, P. (1977b): Outline of a theory of practice. Cambridge, Cambridge University Press.
- BOURDIEU, P. (1986): «The Forms of Capital»; en RICHARDSON, J. G., ed.: Handbook of theory and research for the sociology of education. Nueva York, Greenwood Press; pp. 241-258.
- BOURDIEU, P. (2001): Male domination. Stanford, Stanford University Press.
- BOURDIEU, P. y PASSERON, J. C. (1977): Reproduction in education, society and culture.
 Londres, Sage.
- CALERO, J. (2006): *Desigualdades tras la educación obligatoria: nuevas evidencias*. Documento de Trabajo 83/2006 de la Fundación Alternativas.
- CAMARATA, S. y WOODCOCK, R. (2006): «Sex differences in processing speed: Developmental effects in males and females»; en *Intelligence* (34); pp. 231–320.
- CARABAÑA, J. (2004): «Ni tan grande, ni tan grave, ni tan fácil de arreglar. Datos y razones sobre el fracaso escolar»; en *Cuadernos de información económica* (180); pp. 131-139.
- DE GRAAF, N. D.; DE GRAAF, P. M. y KRAAYKAAMP, G. (2000): «Parental cultural capital
 and educational attainment in the Netherlands: a refinement of the cultural capital perspective»;
 en Sociology of Education (73); pp. 92-111.
- DEE, T. S. (2006): «The why chromosome»; en Education Next (otoño); pp. 68-75.
- DIMAGGIO, P. (1982): «Cultural capital and school success: the impact of estatus culture participation on the grades of U.S. high school students»; en *American Sociological Review* (47); pp. 189-201.
- DUMAIS, S. (2002): «Cultural capital, gender and school success: the role of habitus»; en *Sociology of Education* (75); pp. 44-68.



- DURU-BELLAT, M.; KIEFFER, A. y MARRY, C. (2003): «Girls in school in France over the twentieth century: investigating the claim of a double gender-class handicap»; en *Revue Française de Sociologie* (43); pp. 49-77.
- DURU-BELLAT, M.; MONS, N. y SUCHAUT, B. (2004): «Caractéristiques des systèmes éducatifs et compétences des jeunes de 15 ans: l'éclairage des comparaisons entre pays»; en Les Cahiers de l'IREDU (66).
- ESTABLET, R. (1988): «Subversion dans la reproduction scolaire»; en *Revue Économique* (1); pp. 71-91.
- EUROSTAT (2007): Youth education, lifelong leaning, early school leavers Annual data. Bruselas, Eurostat.
- FELOUZIS, G. (1993): «Interactions en classe et réussite scolaire»; en *Revue Française de Sociologie* (34); pp. 199-222.
- HOUT, M. (1984): «Estatus, autonomy, and training in occupational mobility»; en *American Journal of Sociology* (89); pp. 1.379-1.409.
- JIMERSON, S. R.; ANDERSON, G. E. y WHIPPLE, A. D. (2002): «Winning the battle and losing the war: examining the relation between grade retention and dropping out of high school»; en *Psychology in the Schools* (39); pp. 441-457.
- JOHNSON, W. y BOUCHARD, T. J. Jr. (2007): «Sex differences in mental abilities: g masks the dimensions on which they lie»; en *Intelligence* (35); pp. 23-39.
- JOVELL, A. J. (1995): *Análisis de regresión logística*, Madrid. Centro de Investigaciones Sociológicas.
- KIERNAN, K. (1996): «Lone motherhood, employment and outcomes for children»; en *International Journal of Law, Policy and the Family* (10); pp. 233-249.
- KILLGORE, W. D. S.; OKI, M. y YUGELUN-TODD, D. A. (2001): «Sex-specific developmental changes in amygdala responses to affective faces»; en *Neuroreport* (12); pp. 427-433.
- LIAO, T. F. (1994): Interpreting probability models. Logit, probit and other generalized linear models. Newsbury Park, Sage.
- MAESTRO MARTIN, C., ed. (2006): Revista de Educación. Número extraordinario.
- MARCHESI, Á. y MARTINEZ ARIAS, R. (2006): Escuelas de éxito en España. Sugerencias e interrogantes a partir del informe PISA 2003. Madrid, Fundación Santillana.



- MINISTERIO DE EDUCACIÓN (Varios años): Estadística de la enseñanza de España.
 Madrid, MEC.
- OECD (2005a): PISA 2003 Data Analysis Manual. SPSS Users. París, OECD.
- OECD (2006): Where immigrant students succeed. A Comparative Review of Performance and Engagement in Pisa 2003. París, OECD.
- PEKKARINEN, T. (2005): «Gender differences in educational attainment: evidence on the role of the tracking age from a Finnish quasi-experiment»; en *IZA discussion paper* (1897).
- PÉREZ-DÍAZ, V. y RODRÍGUEZ, J. C. (2003): La educación general en España. Madrid, Fundación Santillana.
- PERAITA, C. y PASTOR, M. (2000): «The primary school dropout in Spain: the influence of family background and labor market conditions»; en *Education Economics* (8); pp. 157-168.
- PINKER, S. (1997): How the mind works. Nueva York, W. W. Norton & Co.
- POLACHEK, S. (1981): «Occupational self-selection: a human capital approach to sex differences in occupational structure»; en *Review of Economic Studies* (63); pp. 60-69.
- RASSEN, E., ed. (2002): *The Jossey-Bass reader on gender in education*. San Francisco, Jossey-Bass.
- RODRÍGUEZ MENÉNDEZ, M. C. y PEÑA CALVO, J. V. (2005): «Identidad de género y contexto escolar: una revisión de modelos»; en Revista Española de Investigaciones Sociológicas (112); pp. 165-194.
- RUMBERGER, R. W. (1995): «Dropping out of middle school: a multilevel analysis of students and schools»; en *American Educational Research Journal* (32); pp. 583-625.
- RUMBERGER, R. W. y THOMAS, S. L. (2000): «The distribution of dropouts and turnover rates among urban and suburban high schools»; en *Sociology of Education* (73); pp. 39-67.
- SCARR, S. (1997): «Behavior-Genetic and Socialization theories of intelligence: Truce and reconciliation»; en STERNBERT, R. J. GRIGORENKO, E. L., eds.: *Intelligence, heredity and environment*. Cambridge, Cambridge Press; pp. 3-42.
- TERRAIL, J. P. (1992): «Destins scolaires de sexe: une perspective historique et quelques arguments»; en *Population* (47); pp. 645-676.