

RENDIMIENTO EN LECTURA Y GÉNERO: UNA PEQUEÑA DIFERENCIA MOTIVADA POR FACTORES SOCIALES

Martínez García, J. S. y Córdoba, C

Universidad de La Laguna

RESUMEN

Este estudio aborda la cuestión de las diferencias de género en lectura. El objeto es contribuir al debate sobre si son debidas a la socialización o son innatas, y además, si las diferencias en lectura en la infancia pueden ser uno de los elementos que contribuyen a la explicación de la brecha de género en fracaso escolar en la adolescencia, mucho mayor entre los chicos que entre las chicas (tasa bruta de 31,2% y 20,3%, respectivamente, en el curso 2009/2010). Para proceder a ello hemos tomado en consideración seis tipos de variables: un indicador de madurez cognitiva (mes de nacimiento), el nivel socio-cultural de las familias, las prácticas educativas familiares previas a la escolarización, métodos didácticos en lectura del profesorado, el interés y la facilidad por la lectura según la percepción de los propios niños. En primer lugar, expondremos los antecedentes sobre el debate de las diferencias de rendimiento educativo por género, seguido de la pertinencia del empleo de los modelos multi-nivel en investigación educativa. Posteriormente, presentaremos la descripción de las variables consideradas y procederemos a las estimaciones multivariantes, con el objeto de averiguar los efectos netos de las distintas variables consideradas y conocer el peso de las diferencias entre centros en lectura. Por último, a la luz de los resultados, propondremos una serie de recomendaciones orientadas a mejorar el rendimiento en lectura de chicos y chicas.

ANTECEDENTES

El Programa PIRLS, que evalúa a estudiantes de 4º curso, destacó en sus Informes para los años 2001 y 2006 (Mullis et al., 2003 y 2007) que las chicas obtienen un mejor rendimiento en lectura que los chicos y que dicha ventaja correspondió, en promedio para todos los países participantes, a 20 puntos en 2001 y a 17 en 2006. Otros estudios a nivel internacional coinciden en documentar diferencias en el rendimiento de los estudiantes en distintas disciplinas en función de su sexo. Por ejemplo, el Programa PISA, que mide las competencias de estudiantes de 15 años, muestra la existencia de una clara ventaja a favor de las chicas en lectura, así como cierta superioridad de los chicos en matemáticas, siendo las diferencias entre sexos mucho menos evidentes en el área de ciencias (OCDE 2010c).

Las desigualdades en rendimiento en función del sexo de los estudiantes son objeto de interés en la comunidad científica desde hace varias décadas, habiéndose desarrollado un volumen

considerable de investigación. Ha sido abordado desde diferentes disciplinas como la Biología, la Psicología, la Economía o la Sociología. Las explicaciones se pueden resumir en el debate más general ¿nature or nurture?, es decir, si se deben a la naturaleza o a la crianza.

Desde la primera perspectiva, las diferencias de rendimiento en distintas áreas tendrían su origen en características innatas de hombres y mujeres, apuntándose a diversos elementos como la composición de sus cerebros y las habilidades que resultan ser más frecuentes en cada sexo. Algunas diferencias en el ámbito cognitivo a nivel biológico estarían bien comprobadas. El meta-análisis de Spelke (2005), muestra superioridad en las mujeres en fluidez verbal, cálculo aritmético y memoria espacial para la localización de objetos; ellos, por su parte, superarían a las mujeres en analogía verbal, problemas matemáticos, memoria para la configuración geométrica y el ambiente. La autora destaca que estas diferencias no implican una ventaja a favor de los hombres en las áreas de matemáticas y ciencias. De hecho, las diferencias que se constatan en el terreno de las habilidades cognitivas son pequeñas si se comparan con la magnitud de las diferencias encontradas en otros terrenos (conducta motora, sexualidad y agresión, por ejemplo).

Desde perspectiva de la crianza se plantea que es la influencia del ambiente lo que explica las diferencias en el rendimiento de hombres y mujeres. Son muchos los elementos a los cuales la literatura ha apuntado como posibles fuentes de diferencia en el rendimiento de chicos y chicas.

Los informes PISA, por ejemplo, se han inclinado por relacionar estas diferencias con la crianza y el ambiente social: las opciones preferentes de ambos sexos por determinados itinerarios, el contexto social y cultural (que podría, por ejemplo, alentar el logro educativo de un sexo más que del otro), las prácticas y políticas educativas o las actitudes de chicos y chicas con respecto a diferentes áreas (las chicas mostrarían mayor compromiso frente a la lectura que los chicos, pero mayor ansiedad que ellos frente a las matemáticas) (OCDE, 2002, 2004, 2008, 2010).

Algunas investigaciones se centran en estudiar la influencia de los modelos de rol de género, mientras otras indagan de qué forma estos podrían incidir en el autoconcepto que tienen chicos y chicas sobre sus habilidades. En esta línea de investigación se encontrarían dos recientes estudios para el caso español. González de San Román y de la Rica (2012) muestran que el hecho de tener una madre que trabaja fuera del hogar se asocia con un mejor rendimiento en la prueba PISA de matemáticas en el caso de las chicas; dicho efecto sería especialmente importante en España y se produciría con mayor intensidad entre hijas de madres con los niveles educativos más altos. La explicación de este resultado que otorgan las autoras es que las chicas con madres que trabajan fuera del hogar se ven influidas por un modelo femenino que se contrapone al tradicional, teniendo así mayores posibilidades de poner en cuestión este. De esa forma, serían más capaces de verse a sí mismas tan competentes como los varones en el área de matemáticas lo que influiría positivamente en sus resultados. Otros autores proponen una interpretación diferente apuntando a un efecto de auto-selección, pues las características de las madres que deciden trabajar fuera del hogar son diferentes a las que deciden no hacerlo, y por tanto, no sería tanto la exposición al rol de la madre, sino a las prácticas de crianza u otro tipo de características que distinguen a unas madres de otras (Golberg, Prause y Lucas-Thompson 2008); en la medida que la tasas de

actividad de las mujeres casadas de bajo nivel de estudios es mucho más baja que la del resto de mujeres, cabe esperar que efectivamente, este perfil esté asociado con otras características relevantes para el rendimiento educativo de su prole.

Por su parte Sáinz y Eccles (2012) documentan, entre otros hallazgos, que los chicos tienen un mejor autoconcepto que las chicas en las áreas de matemáticas aunque son ellas quienes reportan un mejor rendimiento escolar en este área al finalizar la ESO. Si el autoconcepto guarda relación directa con el rendimiento, sería esperable que el de ellas fuera superior o, al menos, igual al de ellos. El hecho de que no ocurra de esta forma es explicado por las autoras a partir de la atribución que hombres y mujeres hacen de su rendimiento en matemáticas: tanto los chicos como sus padres tienden a atribuir en mayor medida un buen rendimiento en matemáticas al talento, mientras que las chicas y sus padres lo asocian con el esfuerzo. Esto incidiría en que mientras los chicos se jactan de sus habilidades (y las sobrestiman), las chicas mantienen una actitud más modesta (tendiendo más bien a subestimar sus aptitudes en el área de matemáticas).

Otras líneas de investigación que buscan explicaciones a las diferencias de rendimiento entre hombres y mujeres han apuntado a factores tan heterogéneos como el uso diferencial del capital cultural (Dumais, 2002), el grado de implicación diferencial de los padres en diversas actividades con sus hijos dependiendo del sexo de estos, el influjo que podrían tener sus expectativas sobre su rendimiento, la mayor ansiedad que sentirían las mujeres al dar pruebas de matemáticas o el comportamiento y las características de los profesores (Buchmann y otros 2007). Junto a ello también se ha buscado determinar en qué momento se comienzan a observar diferencias en el rendimiento de los estudiantes en función de su sexo, si las distancias aumentan a través del tiempo, si a partir de algún momento se estabilizan y si afectan en mayor medida a estudiantes de determinadas características (por ejemplo a quienes tienen los mejores o peores rendimientos) (Robinson y Lubienski, 2011).

En la literatura también se encuentran explicaciones de las diferencias en logro entre hombres y mujeres más relacionadas con aspectos no estrictamente educativos y de socialización, como el mercado de trabajo. Hasta hace algunas décadas los varones conseguían avanzar más en el sistema educativo que las mujeres, situación que se ha ido modificando considerablemente a partir de los años 70. Los aspectos a los cuales se ha apuntado se relacionan con los recursos familiares (capital económico y cultural), el ambiente ofrecido por la familia, el barrio y la escuela, las expectativas individuales o los costes de oportunidad de estudiar (Buchmann y otros 2007). Para el caso español, Martínez García (2010) muestra que las mujeres tienen un menor fracaso escolar administrativo (entendido como la no consecución del título de ESO en el curso en que se cumplen 16 años) que los hombres de su misma clase social. Esta diferencia es explicada por el peso diferencial que para ambos sexos tendrían los efectos secundarios, es decir, que los costes y beneficios de estudiar son distintos para chicos y para chicas. Desde esta perspectiva, a las chicas les resultaría más rentable estudiar que a los chicos por tres razones. En primer lugar, la tasa de paro cuando no se han terminado los estudios es menor para los hombres, de manera que el coste de oportunidad de estudiar es menor en el caso de las mujeres. En segundo término, dado que el trabajo doméstico es desarrollado principalmente por las mujeres en el hogar, es razonable pensar que una chica que no estudie se verá sometida a mayor presión por hacerse cargo de más labores de este tipo. Por último, el

“mercado matrimonial” continuaría siendo una importante fuente de movilidad social para las mujeres; en ese sentido, el alcanzar un mayor nivel educativo incrementaría las posibilidades de encontrar pareja de un estatus social mejor.

Las mediciones internacionales, como PIRLS o PISA, constituyen una oportunidad inmejorable para poner a prueba las dos corrientes de pensamiento brevemente reseñadas. En términos muy simples, si las diferencias de rendimiento entre hombres y mujeres se explican por factores biológicos deberían ser constantes en el tiempo y muy similares en los distintos países. Si, por el contrario, se deben a la influencia del entorno y la socialización, los países deberían mostrar tendencias claras y diferenciales en función de sus características socioculturales.

De acuerdo a Carabaña (2008) los resultados hallados en los datos PISA no permiten refrendar ni refutar ninguna de las dos hipótesis. Se observa que, en general, las mujeres rinden mejor en lectura y los hombres en matemáticas, no siendo las diferencias significativas en ciencias. Se podría pensar que esta constatación respalda la escuela de pensamiento “biologicista”, no obstante, las diferencias entre países son demasiado amplias. Este patrón (existen desigualdades, pero varían por países) podría apoyar la tesis de que hay pequeñas diferencias biológicas que son amplificadas o reducidas por los contextos socioculturales (Wood y Eagly 2002).

Por otra parte, algunos estudios que utilizan la base de datos PISA coinciden en señalar que en los países en los cuales existe una mayor equidad de género las mujeres obtienen un mejor rendimiento en matemáticas y aventajan aun más a los varones en lectura (González de San Román y Rica 2012; Guiso et al. 2008). No obstante, según Carabaña (2008) resulta prácticamente imposible identificar elementos socioculturales comunes entre los países con patrones de rendimiento similar entre chicos y chicas. Por ejemplo, muestra que entre los países con las diferencias más pequeñas en rendimiento en matemáticas se encuentran algunos tan diversos entre sí como Suecia, Corea del Sur y Turquía.

El influjo de las escuelas sobre el rendimiento educativo

La influencia que las escuelas pueden ejercer sobre el rendimiento de sus estudiantes se ha asociado a muchos y muy diversos factores: la infraestructura y materiales educativos que pone a disposición de sus estudiantes, aspectos organizacionales como el trabajo en equipo y el liderazgo del director, el ambiente de mayor o menor disciplina y compromiso en el que se lleva a cabo el proceso de enseñanza – aprendizaje, las competencias profesionales de los profesores y sus estilos educativos, el ambiente sociocultural que ofrece la escuela, entre otros.

La literatura sobre qué elementos de un centro impactan en mayor medida sobre el rendimiento de sus alumnos comienza a desarrollarse profusamente como respuesta a las conclusiones del Informe Coleman (1966), que sostenía que las escuelas tenían una incidencia muy modesta sobre los resultados educativos de los alumnos y que estos se encontraban notablemente influidos por las características de sus familias de origen. Desde entonces se han llevado a efecto multitud de estudios, no obstante, lo cierto es que la evidencia empírica no

proporciona conclusiones definitivas sobre varios de los temas señalados y, de hecho, los debates se encuentran aún abiertos y plenamente vigentes, aunque tiende a dominar la evidencia de la mayor importancia de la posición socioeconómica de la familia y del centro sobre las características de las escuelas (Gamoran y Long 2006). En la actualidad es usual que los estudios que analizan el influjo de elementos relativos a las escuelas sobre el rendimiento incorporen dentro de sus controles alguna variable que informe sobre el nivel socio económico del alumnado, lo que responde a la necesidad de considerar que la escuela actúa en un determinado contexto y que su influencia no se puede desestimar.

En este sentido, investigaciones recientes documentan un efecto propio y muy significativo de las medidas de composición socioeconómica y cultural de las escuelas sobre el rendimiento de los alumnos, y lo mismo se aplicaría para la composición académica de los centros (Cervini, 2006). Los Informes PISA señalan que el peso de las variables de tipo socioeconómico a nivel agregado es muy relevante en todos los países participantes, explicando en España un 7,2% de la varianza del rendimiento de lectura dentro de cada escuela y un 48,4% de la varianza entre centros, y que, de hecho, resulta ser superior al que tienen las mismas variables medidas a nivel individual, un 14% (OCDE 2010a), y debe destacarse que, a pesar de que el origen social es la característica medida por PISA con más influencia en lectura, es mucha la varianza que queda por explicar.

Ahora bien, el significado y la magnitud del efecto de composición y su vinculación con el aprendizaje continúan siendo tema de investigación (Cervini, 2006). En concreto, algunos estudios que incluyen como variable de control la composición social de los centros asumen esta como una medida equivalente al efecto de pares, existiendo un debate sobre la exactitud de esta interpretación. Un reciente estudio, desarrollado con los datos chilenos de PISA, muestra la existencia de un importante efecto de la composición socioeconómica de las escuelas sobre el rendimiento de los estudiantes. Esto podría interpretarse como una prueba de que los resultados de los alumnos se ven fuertemente determinados por la escuela a la que asisten y, más específicamente, por las características socioeconómicas de su alumnado. Sin embargo, al analizar las calificaciones que los estudiantes obtienen a través de varios cursos académicos, la relación entre estas y el nivel socioeconómico de las escuelas a las que habían asistido se desdibujaba completamente (Ugalde, Córdoba y Carabaña, 2012). Esto lleva a la siguiente hipótesis: no estaríamos ante un efecto de pares, sino ante una autoselección. Esto quiere decir que los estudiantes se agrupan en escuelas en función de ciertas características no observadas (de ellos o sus familias) imputándose erróneamente su efecto al nivel socioeconómico medio de los centros. El hecho de que el peso socioeconómico de la composición del centro educativo se deba a los pares o a la autoselección lleva a implicaciones diferentes. Si el efecto es debido a los pares, quiere decir que el rendimiento de un niño se verá influenciado por el nivel socioeconómico de sus compañeros de aula. Pero si es un efecto de autoselección de las familias, el origen social de sus pares no influirá sobre sus resultados.

En términos metodológicos el estudio de la influencia de las escuelas sobre los resultados educativos se ha visto enriquecido notablemente por las técnicas de análisis multinivel. Estas reconocen la complejidad de los datos con los que usualmente se trabaja en educación en la medida que se encuentran anidados o jerarquizados en distintos niveles: los alumnos se encuentran agrupados en cursos y estos a su vez pertenecen a determinadas escuelas, que

pueden ubicarse en contextos más globales (distritos, ciudades, etc.). Los sujetos de dichas agrupaciones comparten una serie de influencias comunes de manera que es esperable que las respuestas de los estudiantes de un mismo centro se parezcan más entre sí, ya sea por las características de sus familias, de sus escuelas o su historia común (Gaviria y Castro 2005). Es decir, muy probablemente los estudiantes que pertenecen a una misma escuela no son independientes entre sí y estos constituyen un serio incumplimiento de la independencia de las observaciones, que es uno de los supuestos de la regresión lineal general (Pardo, Ruiz y San Martín 2007). Los modelos multinivel permiten, justamente, enfrentar esta dificultad al permitir trabajar de forma paralela variables tanto a nivel individual como grupal, prestando atención a la covarianza existente entre los datos¹.

En este trabajo hemos optado por la utilización de esta técnica en función de las ventajas mencionadas. Se trabajará con una serie de variables que caracterizan de forma individual a los estudiantes y otras dos que aportan información sobre las escuelas: las prácticas pedagógicas utilizadas por sus docentes y el nivel socioeconómico de ésta (medido a través del porcentaje de padres universitarios).

ANÁLISIS EMPÍRICO

Los datos de PIRLS proporcionan una gran cantidad de información sobre características de las familias, de sus prácticas educativas con sus hijos, de las aptitudes e intereses de estos, así como las del profesorado y del centro educativo. Con el objeto de centrarnos, hemos limitado el análisis a unas pocas que, sin ser exhaustivas, permiten que tengamos en cuenta los principales factores que influyen en el rendimiento en lectura. En este apartado exponemos estas variables, así como los resultados para niñas y niños.

En primer término se han considerado dos variables que no guardan relación con otras utilizadas como control: el sexo y el mes de nacimiento. Luego, con el objeto de calibrar la influencia del origen social de la familia del estudiante, hemos trabajado con los siguientes indicadores. En primer término, el nivel de estudios del padre y de la madre, que hemos tratado por separado, por si hubiese alguna diferencia en cómo influye según el sexo de los progenitores o tutores y de los niños. Junto a ello hemos considerado la clase social de la familia que fue definida a partir de la ocupación de mayor estatus de ambos progenitores. Asimismo, con el objeto de saber si la persona con más nivel de estudios o mejor ocupación es el hombre o la mujer, hemos creado dos variables de homogamia, es decir, de emparejamiento entre personas de características sociales similares. En los casos de que haya diferencias, si es a favor del hombre, se dice que la situación es de hipergamia, pero si es a

¹ (Hanushek 2004; (Angrist y Pischke 2002)), mientras otros van más allá y cuestionan el efecto de pares mismo (Vygdor y Nechyba 2004; Cullen, Jacob y Levitt 2003, 2006).

favor de la mujer, hipogamia². Además, diferenciamos entre madres sin experiencia laboral y el resto. Finalmente, se han creado una serie de variables orientadas a explorar la posible interacción entre el sexo del estudiante y las características socioeconómicas de su familia.

También hemos elaborado un índice de las prácticas educativas tempranas de la familia, que resume la información de una serie de preguntas sobre cómo han promovido la lectura en sus hijos previamente a su ingreso a la enseñanza primaria.

Sobre las características individuales de los entrevistados, hemos elaborado los siguientes índices: interés por la lectura, aptitud y la facilidad con la que leen. La elaboración de estos índices ha sido tosca, y se aparta del rigor con el que el equipo de Tourón *et al.* (2012) ha elaborado los suyos, pero a pesar de ello, los parámetros estimados con estos índices son significativos y con el signo esperado, por lo que creemos que el empleo de una metodología más sofisticada podría ajustar mejor los datos, pero no variaría sustancialmente su interpretación.

Finalmente, se han considerado dos variables del centro. La primera apunta a los métodos didácticos utilizados por los docentes; hemos optado por crear un índice agregando aquellas variables que en el análisis bivariado aparecieron asociadas más fuertemente con el rendimiento en lectura. En segundo término se ha tenido en cuenta el nivel socioeconómico medio de los centros, medido a través del porcentaje de padres universitarios.

En el caso de las prácticas educativas tempranas de las familias, así como del interés y la facilidad frente a la lectura, se observó la existencia de una asociación entre estos factores con el origen social y el mes de nacimiento, razón por la cual en los análisis multivariantes no hemos tomado directamente estos índices, sino los residuos del análisis de varianza de cada uno de estos índices con respecto al origen social. Los resultados de estos análisis de varianza se presentan en los anexos.

Rendimiento en lectura de niñas y niños

En el caso de España, la distribución del rendimiento en lectura muestra escasas diferencias entre ambos sexos: las niñas obtienen una media de 515,53, mientras los varones de 510,65 (Tabla 5.1). Esta pequeña diferencia es estadísticamente significativa, pues si atendemos al error típico, el margen de error aleatorio está en una horquilla de unos cuatro puntos (± 2 puntos, con un 95,5% de confianza). La diferencia es significativa, pero ¿es relevante educativamente? Para calibrar su magnitud debemos tener en cuenta la desviación típica, que para el conjunto de la distribución es de 65. Por tanto, la distancia entre ambos sexos es de

² Estas expresiones pueden sonar sexistas, pero son un reflejo de una situación en la que los hombres, a igualdad de nivel de estudios o de ocupación, logran más ingresos que las mujeres, y por tanto, las familias en que sea la mujer la que esté en mejor posición social es más probable que dispongan de menos recursos que si es un varón.

poco menos de una décima de desviación típica, un tamaño que se considera pequeño (Cohen 1988), aunque es recomendable que en la investigación educativa se tenga en cuenta no solo el tamaño relativo del efecto, sino cómo afecta a la distribución del indicador educativo analizado (Valentine y Cooper 2003). Desde este punto de vista, apreciamos que también es pequeño, pues se debe a una diferencia más bien débil (según el criterio de Cohen) en la cola izquierda de la distribución, o, dicho de otra manera, los niños de más bajo rendimiento (primer decil) lo hacen un poco peor que las niñas de más bajo rendimiento (430 y 418 puntos, respectivamente), pero en el resto de la distribución, las diferencias entre ambos prácticamente no son significativas. Este resultado coincide con el hallado en otros estudios (Robinson y Lubienski 2011).

Tabla 5.1. Distribución del rendimiento en lectura de niñas y niños

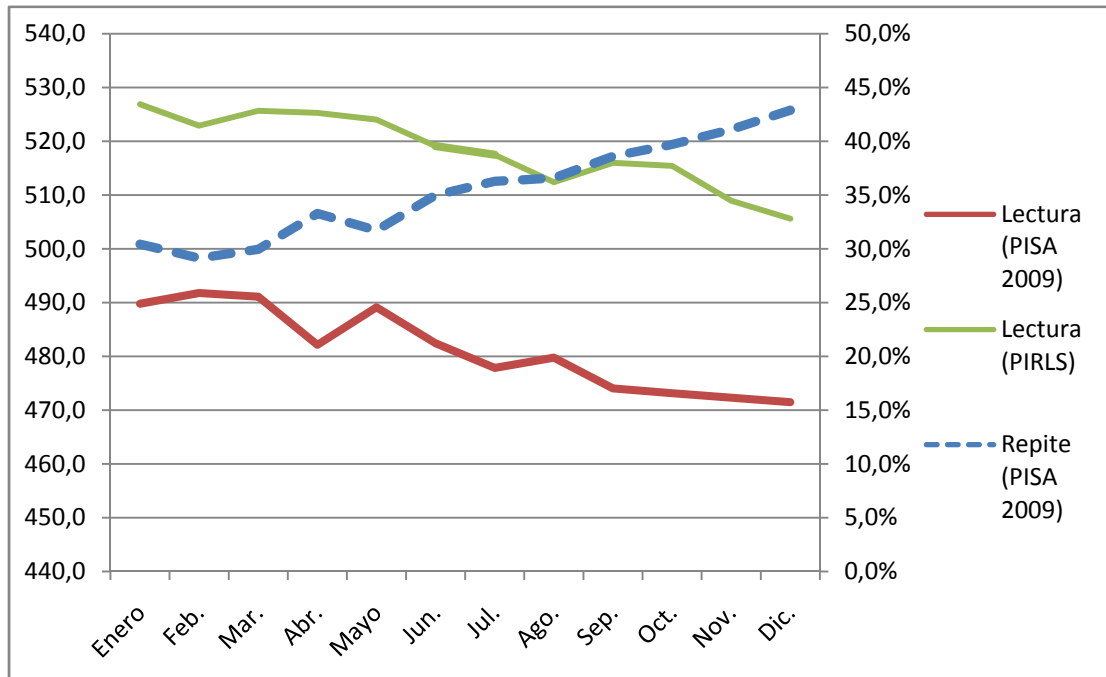
	Niñas	Niños	Total	
	4.239	4.341	8.580	
Media	515,53	510,65	513,06	
Error típico	0,98	1,00	0,70	
Mediana	519,09	516,27	517,36	
Moda	460,11	504,12	460,11	
Desv. típ.	63,71	65,80	64,82	
Mínimo	304,19	311,05	304,19	
Máximo	684,05	714,20	714,20	
Percentiles				
	5	403,40	393,06	397,68
	10	430,23	417,92	424,51
	20	460,49	453,69	458,02
	30	481,93	481,08	481,57
	40	504,65	500,03	502,63
	50	519,09	516,27	517,36
	60	536,77	531,93	534,29
	70	552,62	548,65	550,51
	80	571,35	568,27	569,47
	90	594,53	592,46	593,74
	95	613,99	610,13	611,25

Fuente: Microdatos de PIRLS

Mes de Nacimiento

El mes de nacimiento es un buen indicador de la madurez cognitiva de los niños, pues a los 10 años (edad a la que son evaluados en PIRLS) los procesos de maduración tanto física como mental se suceden con rapidez. Por ello, es una aproximación a la capacidad cognitiva, con la ventaja de que no guarda relación con la posición social, cosa que no está tan clara en el caso de las mediciones de los test de inteligencia (Fischer 1996). En el Gráfico 5.1 mostramos tanto datos de PISA como de PIRLS, a través de los cuales se comprueba la importancia del mes de nacimiento. Con los datos de PISA, quienes nacen en enero repiten curso en un 30,4%, mientras que en diciembre la probabilidad sube hasta el 42,9%. En cuanto a las puntuaciones³, tanto en PISA como en PIRLS se aprecian diferencias significativas entre quienes nacen en el primer y en el último trimestre, aunque en los meses intermedios la tendencia no es tan clara. Estos datos sugieren la importancia de la madurez cognitiva en el rendimiento educativo, y cómo puede influir a lo largo de la escolarización obligatoria.

Gráfico 5.1. Rendimiento en lectura a los 15 y 10 años, según PISA 2009 y PIRLS 2011 (eje de la izquierda), y porcentaje de repetidores de curso a los 15 años (eje de la derecha), según PISA 2009, por mes de nacimiento



Fuente: Microdatos de PIRLS (2011) y PISA (2009)³

Hemos agrupado los meses de nacimiento para captar mejor la tendencia lineal hacia peores resultados a medida que se nace en meses más tardíos. Hay una categoría para quienes no han nacido en 2001, que pueden haber nacido tanto antes como después. La Tabla 5.2 muestra que las diferencias entre nacer a comienzos de año y nacer a finales es de unos 15 puntos.

Tabla 5.2. Promedio en lectura por sexo y mes de nacimiento

MESNAC2 Mes de nacimiento por tramos reco	Sexo					
	Chicas		Chicos		Total	
	READ Lectura		READ Lectura		READ Lectura	
	Media	E.T.	Media	E.T.	Media	E.T.
Alumno no nace en 2001	466,1	3,10	465,8	2,90	465,9	2,14
Alumno nace entre octubre y diciembre de 2001	512,2	1,94	508,0	2,06	510,2	1,41
Alumno nace entre abril y septiembre de 2001	519,6	1,40	519,0	1,46	519,3	1,01
Alumno nace entre enero y marzo de 2001	529,8	2,07	521,5	1,98	525,3	1,43
Total	515,5	,98	510,7	1,00	513,1	,70

Fuente: Microdatos de PIRLS 2011

Nivel educativo de los progenitores

³ Las puntuaciones de PISA y PIRLS no son directamente comparables, sobre todo porque la desviación típica es de 100 en PISA, pero de 65 en PIRLS, por lo que una diferencia de un punto en PISA equivale a 0,65 puntos en PIRLS.

Podemos observar en la Tabla 5.3 y en la Tabla 5.4 que tanto el nivel educativo del padre como el de la madre marcan grandes diferencias en los resultados escolares de los hijos, de unos 100 puntos entre el nivel más bajo y el mayor. La tendencia es similar si en vez de considerarlos por separado se elabora un indicador del nivel de educación de la familia, como han hecho Blanco Fernández y otros (2012) en la investigación que nos acompaña. Debemos tener en cuenta que la homogamia educativa es alta (Tabla 5.5), y por ello será parecido el resultado si optamos por tomar los progenitores por separado o la familia. Pero en este estudio, como estamos interesados en explorar las diferencias entre niñas y niños, y la posible influencia del progenitor de uno u otro sexo, hemos preferido mantener ambas características separadas.

No se aprecia que el rendimiento alcanzado por los estudiantes en función del nivel educativo de su madre y su padre difiera entre niños y niñas, aunque ellas tienden a hacerlo un poco mejor en los niveles más bajos y más altos de estudios de los progenitores. En la Tabla 5.5 observamos que los efectos de la heterogamia (que ambos progenitores no tengan el mismo nivel de estudios) no son muy grandes. En los análisis multivariados posteriores, estas diferencias sí se muestran significativas.

Entre los niveles educativos intermedios no siempre son estadísticamente significativas las diferencias entre chicos y chicas⁴ por lo que se ha procedido a recodificar el nivel de estudios agrupando las categorías próximas cuyas diferencias no son estadísticamente significativas. En el caso de las mujeres, hemos agrupado en las siguientes categorías: sin escolarización o sin estudios primarios finalizados (incluyendo en esta categoría los casos con información perdida), ESO-EGB, Bachillerato-FPGM-FPII, FPS-Diplomados, Licenciados o superior. En el caso de los varones, hemos codificado de forma un poco distinta, atribuyendo el valor más bajo al nivel de sin escolarización, y el resto similar al caso de las madres.

⁴ Es necesaria una observación sobre cómo están codificados los niveles educativos en el cuestionario PIRLS. En primer lugar, debe tenerse en cuenta que los padres de estos niños deben haber nacido en su mayoría entre principios de los 60 y de los 70, una época en la que estaba vigente la Ley General de Educación, pero sin embargo, su nivel de estudios se ha clasificado según los niveles de la LOGSE. Esto produce una anomalía en los estudios medios, especialmente en la categoría que mezcla Bachillerato y Formación Profesional de Grado Medio. Debe tenerse en cuenta que el Bachillerato actual permite el paso a la educación superior, pero no en el caso de la FP de Grado Medio. Además, una es formación académica, mientras que la otra es profesional. Por ello, considerarlas en la misma categoría no parece muy apropiado.

Tabla 5.3. Promedio en lectura por sexo y nivel educativo del padre

		Sexo					
		Niñas		Niños		Total	
		READ Lectura		READ Lectura		READ Lectura	
		Media	E.T.	Media	E.T.	Media	E.T.
ASBH17AR Nivel de estudios del padre	Omitido o inválido	488,9	2,97	481,5	3,22	485,2	2,20
	Sin información	489,9	4,38	482,4	3,28	485,4	2,64
	No aplicable	485,6	14,09	502,0	11,20	495,3	8,76
	Sin escolarización	451,8	11,03	447,4	10,05	449,7	7,45
	Primaria/ESO incompleta	501,8	2,68	494,8	3,26	498,3	2,12
	EGB/ESO	504,0	1,91	503,7	1,94	503,8	1,36
	Bachillerato, FPGM	521,5	1,92	521,4	2,12	521,5	1,42
	FP II	526,7	3,84	512,3	4,03	518,8	2,83
	FP superior	529,7	5,15	528,1	4,88	529,0	3,55
	Diplomatura	531,7	3,39	530,1	3,39	530,9	2,40
	Licenciatura	561,0	2,66	550,5	2,59	555,6	1,86
	Total	515,5	,98	510,7	1,00	513,1	,70

Fuente: Microdatos de PIRLS 2011

Tabla 5.4. Promedio en lectura por sexo y nivel educativo de la madre

		Sexo					
		Niñas		Niños		Total	
		READ rendimiento en lectura		READ rendimiento en lectura		READ rendimiento en lectura	
		READ Lectura		READ Lectura		READ Lectura	
ASBH17BR Nivel de estudios de la madre	Omitido o inválido	Media	E.T.	Media	E.T.	Media	E.T.
	Sin información	490,0	4,39	482,4	3,28	485,4	2,64
	No aplicable	498,9	12,09	471,2	15,07	483,8	9,99
	Sin escolarización	481,6	7,83	477,1	17,75	479,9	8,33
	Primaria/ESO incompleta	488,8	2,89	476,9	3,67	482,8	2,36
	EGB/ESO	500,8	2,02	502,8	1,89	501,8	1,38
	Bachillerato, FPGM	519,2	1,87	520,5	1,98	519,8	1,36
	FP II	528,5	3,78	515,2	4,09	521,9	2,80
	FP superior	531,5	5,21	529,9	4,63	530,6	3,46
	Diplomatura	535,0	2,84	530,4	2,87	532,8	2,02
	Licenciatura	556,7	2,41	550,9	2,77	553,9	1,83
	Total	515,5	,98	510,7	1,00	513,1	,70

Fuente: Microdatos de PIRLS 2011

Tabla 5.5. Promedio en lectura por sexo y homogamia educativa

		Sexo					
		Niñas		Niños		Total	
		READ Lectura		READ Lectura		READ Lectura	
		Media	E.T.	Media	E.T.	Media	E.T.
homoedu3 Homogamia educativa	Homogamia	514,9	1,40	507,8	1,36	511,2	,98
	Hipergamia	511,1	2,01	506,6	2,06	508,8	1,44
	Hipogamia	520,8	1,85	521,8	2,04	521,3	1,37
	Total	515,5	0,98	510,7	1,00	513,1	0,70

Fuente: Microdatos de PIRLS 2011

Clase social

La clase social es, para los sociólogos, una de las características fundamentales para explicar la desigualdad de oportunidades educativas, tanto desde la perspectiva de la reproducción social (Bourdieu y Passeron 2001) como desde la perspectiva del individualismo metodológico (Boudon 1983). En el primer caso, la clase social es importante debido a la socialización, pues las personas de distintas clases sociales valoran de forma diferente la educación, y sus expectativas pueden ser distintas. Por ejemplo, en el estudio que nos acompaña de Blanco y otros se aprecia que a igual rendimiento educativo, las expectativas de los padres de que sus hijos lleguen a la universidad varían considerablemente según el nivel de estudios familiar (una forma aproximada de medir la clase social). Además, las clases sociales con menos recursos carecen de los conocimientos tácitos y hábitos que se dan por supuestos en la escuela. Por ello, el mismo nivel de exigencia por parte del profesorado puede suponer un esfuerzo distinto para el alumnado, dependiendo de la clase social de su familia (Bernstein 1989; Mayoral 2005).

Por otro lado, Boudon y sus continuadores (Goldthorpe 2010) también tienen en cuenta que el origen social puede marcar diferencias en el esfuerzo que se requiere para superar las pruebas escolares, además de la inteligencia y otras características individuales y familiares. Pero consideran que estos factores producen mayor efecto cuanto menor es la edad del estudiante. Por ello lo llaman “efectos primarios”. Por otro lado, señalan que también existen efectos secundarios, que son los motivados por la evaluación de los costes y beneficios de estudiar. Además, en estos efectos secundarios debe tenerse en cuenta la posición social, pues las personas de clase alta no pueden mejorar su posición, pero sí empeorarla, y viceversa para las personas de clase baja. Por tanto, el coste de no estudiar es mayor para las personas de clase alta y media, pues si no lo hacen descienden de posición social, cosa que no sucede para las personas de clase baja. Para dichos autores, estos efectos son más fáciles de modificar mediante políticas públicas (como becas u orientación laboral y académica) que los efectos primarios y, además, tendrían más peso en la explicación de las desigualdades educativas, especialmente en cuanto a sus variaciones en el tiempo. En el presente estudio, dado que la población de referencia son niños de 10 años, el peso de los efectos primarios es mayor.

La información recogida en PIRLS es un tanto pobre para elaborar con precisión los indicadores de posición social más empleados en el estudio de la desigualdad de oportunidades educativas, como por ejemplo el modelo de clase social propuesto por Goldthorpe (2010), el índice socioeconómico internacional de estatus de las ocupaciones (Ganzeboom, De Graaf y

Treiman 1992), empleado en estudios como el de PISA, o escalas de prestigio profesional (Carabaña y Gómez Bueno 1996). La intención de estos indicadores de posición social es captar el conjunto de recursos asociados a la inserción socioeconómica de las personas y las familias. La ventaja frente a indicadores de tipo monetario estriba en que son una mejor aproximación al ingreso permanente (Zimmerman 1992). Además, en el estudio del logro educativo también son más sensibles a la influencia de los factores no económicos en las decisiones educativas, pues familias de distinta clase con el mismo nivel de renta, e incluso niveles de estudios equivalentes, pueden orientar de manera distinta sus decisiones educativas. Por ejemplo, se observa que en familias con ingresos similares y con progenitores con estudios secundarios, los hijos de los ocupados de cuello blanco tienden a estudiar en mayor medida que los de cuello azul (Gambetta 1987; Martínez García 2002).

Con estas limitaciones, se ha procedido a agrupar la ocupación, procurando recoger los tres principales ejes de división en la estructura social (según el modelo de Goldthorpe). Estos ejes son la distinción entre empleo cualificado y no cualificado, manual y no manual y propietarios o directivos frente al resto de trabajadores. Para simplificar el análisis se optó por tomar la posición más alta de los miembros de la pareja. Además, se tuvo en consideración el sexo de la persona con mejor posición social, distinguiendo entre homogamia, hipergamia e hipogamia. Los resultados se muestran, respectivamente, en la Tabla 5.6 y en la Tabla 5.7. En la Tabla 5.6 se aprecia que a mayor estatus profesional, mejor es el rendimiento en lectura, de forma similar para niños y niñas. Cabe destacar que los hijos de las pocas familias en las que ninguno de los padres tiene experiencia laboral, obtienen un rendimiento bastante más bajo que los demás estudiantes lo que posiblemente refleja algún tipo de situación muy cercana a la exclusión social. Entre personas del sector primario u operarios (trabajadores no cualificados), cuello azul cualificado y pequeños propietarios, no hay diferencias estadísticamente significativas. Sí las hay en las siguientes tres categorías, por orden: cuello blanco, funcionarios de nivel alto/ejecutivos (o managers) y profesionales liberales. Entre este grupo y el bloque de las tres primeras clases hay unos 40 puntos de diferencia (casi dos tercios de desviación típica).

En cuanto a la homogamia, favorece el rendimiento educativo, lo que podría ser un apoyo a quienes consideran que el éxito educativo depende en parte de la homogeneidad del contexto social en que se ejerce la socialización (Martín Criado 2010). El menor rendimiento en lectura se produce en el caso de la hipergamia, aunque las diferencias no son muy grandes.

Tabla 5.6. Promedio en lectura por sexo y clase social de la familia

		Sexo					
		Chicas		Chicos		Total	
		READ Lectura		READ Lectura		READ Lectura	
		Media	E.T.	Media	E.T.	Media	E.T.
ocup2f Clase social de la familia	Sin información	483,3	2,76	482,0	2,38	482,6	1,80
	Sin experiencia laboral	455,5	7,40	467,0	8,91	461,4	5,82
	Trabajador operario o sector primario	504,3	3,37	495,2	3,77	499,5	2,55
	Cuello azul cualificado	503,4	2,49	499,0	2,79	501,1	1,88
	Pq. propietarios	508,9	3,14	494,0	3,59	501,8	2,39
	Cuello blanco	517,4	1,60	518,5	1,61	517,9	1,14
	Ejecutivo/funcionario alto	533,8	3,76	529,0	3,60	531,4	2,60
	Profesionales	548,2	2,11	544,2	2,20	546,2	1,52
	Total	515,5	0,98	510,7	1,00	513,1	0,70

Fuente: Microdatos de PIRLS 2011

Tabla 5.7. Promedio en lectura por sexo y homogamia de clase social

		Sexo					
		Chicas		Chicos		Total	
		READ Lectura		READ Lectura		READ Lectura	
		Media	E.T.	Media	E.T.	Media	E.T.
HOMCLF2 Homogamia de clase	Sin inf. (de al menos uno)	495,5	1,80	490,6	1,76	492,9	1,26
	Hipogamia	525,4	1,83	520,5	1,88	523,1	1,31
	Hipergamia	518,1	2,16	515,3	2,24	516,7	1,56
	Homogamia	528,1	1,90	524,4	1,97	526,2	1,37
	Total	515,5	0,98	510,7	1,00	513,1	0,70

Fuente: Microdatos de PIRLS 2011

Actividad económica de la madre

Uno de los cambios sociales más drásticos en el último cuarto de siglo en España, si no el que más, es el incremento de la participación laboral de las mujeres, ya que se ha pasado del 35% en 1992 al 53% en 2012; somos uno de los países de la OCDE en los que esta incorporación se ha producido más rápidamente (Salido 2006). Lo anterior se refleja en los datos PIRLS ya que son pocas las mujeres sin experiencia laboral (6,1% de aquellas para quienes disponemos de información sobre su ocupación presente o pasada). Por tanto, si hay relación entre actividad de la madre y el rendimiento educativo de los hijos, el peso de dicha relación ha cobrado más fuerza para entender en conjunto los resultados educativos, por un mero efecto de composición. O dicho de otra manera, si la actividad económica materna influye en el rendimiento educativo, y cada vez son más las madres económicamente activas, a más proporción de menores llegará el efecto de dicha característica.

Al igual que en otros estudios a los que nos referimos en el apartado de antecedentes, en la Tabla 5.8 se detecta un efecto positivo de la actividad económica de la madre, mayor para las

niñas que para los niños. Este resultado se mantiene en el posterior análisis multivariable, y es congruente con el hallado en los estudios citados. El hallazgo sugiere bien que la hipótesis de la socialización diferencial puede ser relevante para explicar las diferencias entre chicas y chicos, o bien que existe algún tipo de característica que diferencia a las madres con y sin experiencia laboral, que está asociado con el rendimiento educativo.

Tabla 5.8. Promedio en lectura por sexo y por actividad económica de la madre

		Sexo					
		Chicas		Chicos		Total	
		READ Lectura		READ Lectura		READ Lectura	
		Media	E.T.	Media	E.T.	Media	E.T.
madrein Madre siempre ha sido económicamente inactiva	Activa	517,1	1,00	511,4	1,01	514,2	,71
	Inactiva	485,7	4,07	492,9	5,62	488,9	3,38
	Total	515,5	0,98	510,7	1,00	513,1	0,70

Fuente: Microdatos de PIRLS 2011

Prácticas educativas previas a la escolarización

Las prácticas educativas previas a la escolarización guardan relación tanto con los resultados escolares como con la posición de clase de la familia y su nivel educativo. Pero los análisis multivariados nos muestran que una vez que se tiene en cuenta esta relación, todavía producen efectos positivos sobre el rendimiento educativo. Como se ha estudiado de forma cualitativa, las familias de bajo nivel sociocultural con prácticas educativas de clases medias contribuyen a mejorar el rendimiento de sus hijos, aunque las carencias materiales y culturales dificulten esta labor (Martín Criado et al. 2000). Las prácticas previas a la escolarización que hemos seleccionado son las siguientes: contar cuentos, jugar con juegos con letras, juegos de palabras, escribían letras o palabras y leían en voz altas carteles y etiquetas.

En la Tabla 5.9 se aprecia una correlación moderada entre este indicador y el rendimiento en lectura (0,219), que disminuye casi a la mitad cuando eliminamos los efectos de las variables presentadas en los apartados anteriores. Es decir, casi la mitad de la asociación de las prácticas educativas previas a la escolarización se debe a variables de tipo socioeconómico. Pero, por otro lado, esas prácticas asociadas a la posición social también producen efectos cuando se desarrollan en contextos de familias más desfavorecidas, aunque de forma más moderada.

Tabla 5.9. Correlaciones de Pearson entre el nivel de lectura y las variables modelizadas como variables de razón

		READ rendimiento en lectura	profe_i Índice de métodos de lectura del profesorado	pap_i Índice de prácticas educativas previas a la escolarización	rpap Residuo para pap_i	facil Facilidad en lectura	rfacil Residuo para facil	INTSLEC Índice de interés por la lectura (residuos de intsec)	rints Residuo estandarizado para INTSLEC
READ rendimiento en lectura	r	1	,146	,219	,121	,373	,286	,291	,161
	p-valor		,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000
	N	8580	8580	7527	6477	8336	6317	8341	6231
profe_i Índice de métodos de lectura del profesorado	r	,146	1	,047	,036	,087	-,004	-,009	-,022
	p-valor	,000		,000	,004	,000	,758	,437	,077
	N	8580	8580	7527	6477	8336	6317	8341	6231
pap_i Índice de prácticas educativas previas a la escolarización	r	,219	,047	1	,961	,100	,002	,110	,002
	p-valor	,000	,000		,000	,000	,874	,000	,883
	N	7527	7527	7527	6477	7350	6317	7351	6231
rpap Residuo estandarizado para pap_i	r	,121	,036	,961	1	,066	,003	,063	,003
	p-valor	,000	,004	,000		,000	,799	,000	,800
	N	6477	6477	6477	6477	6317	6317	6323	6231
facil Facilidad en lectura	r	,373	,087	,100	,066	1	,974	,249	,004
	p-valor	,000	,000	,000	,000		,000	,000	,772
	N	8336	8336	7350	6317	8336	6317	8208	6231
rfacil Residuo estandarizado para facil	r	,286	-,004	,002	,003	,974	1	,233	,005
	p-valor	,000	,758	,874	,799	,000		,000	,673
	N	6317	6317	6317	6317	6317	6317	6231	6231
INTSLEC Índice de interés por la lectura (residuos de intsec)	r	,291	-,009	,110	,063	,249	,233	1	,940
	p-valor	,000	,437	,000	,000	,000	,000		,000
	N	8341	8341	7351	6323	8208	6231	8341	6231
rints Residuo estandarizado para INTSLEC	r	,161	-,022	,002	,003	,004	,005	,940	1
	p-valor	,000	,077	,883	,800	,772	,673	,000	
	N	6231	6231	6231	6231	6231	6231	6231	6231

Métodos didácticos de lectura del profesorado

Nos ha parecido oportuno introducir un control sobre los métodos de enseñanza en lectura, pues podría afectar a cómo influyen el resto de variables sobre el rendimiento educativo, aunque solo como control estadístico, pues es una cuestión en la que no vamos a profundizar por motivos de espacio. Hemos elaborado un índice sencillo, a partir de algunas prácticas docentes correlacionadas con el rendimiento educativo. Estas prácticas son las siguientes: el profesorado organiza de forma individualizada para cada alumno los métodos de lectura, la frecuencia semanal con el profesorado propone que se lean libros de lectura de ficción, teatro o artículos de no ficción o enseña al alumnado vocabulario nuevo de forma sistemática. Como se aprecia en la Tabla 5.9, la correlación con el rendimiento en lectura es significativa, aunque más bien débil (0,14), y un poco mayor a las prácticas educativas de la familia, una vez que se descuenta su relación con el origen social (0,12).

Interés por la lectura

En el aprendizaje podemos distinguir dos tipos de motivación: intrínseca y extrínseca (Carabaña 2005; Lumsden 1994; Meece, Anderman y Anderman 2006). La motivación intrínseca es aquella que busca deliberadamente el aprendizaje, debido al interés que suscita el conocimiento. Frente a ella, la motivación extrínseca está orientada por recompensas y sanciones, produce un aprendizaje que cristaliza menos, y que se olvida con más facilidad cuando se superan las pruebas de evaluación. Por ello, es importante tener en cuenta el interés de los niños por la lectura, pues contribuye a su mejora tanto en el corto como en el largo plazo. El estudio de Tourón et al. (2012) encuentra una importante relación entre gusto por las matemáticas y rendimiento, aunque señala que la causalidad no está clara, pues posiblemente ambas están influidas por procesos similares. Las variables que hemos tomado para elaborar este indicador son el grado de acuerdo del niño con disfrutar leyendo, si se siente contento cuando le regalan un libro o si solo lee por obligación.

La correlación del rendimiento en lectura con interés es moderada (0,291), y se queda casi en la mitad cuando se detrae el efecto de las variables socioeconómicas. Debe destacarse que su correlación con el índice de prácticas educativas previas a la escolarización (Tabla 5.9), una vez descontado el efecto de las dichas variables es bajo (0,06). Es decir, la relación neta entre interés por la lectura y prácticas educativas es baja, una vez que se tiene en cuenta que ambas están influidas por el origen social, pero sigue siendo positiva y significativa. Dicho de forma más sustantiva, el efecto neto del origen social de las prácticas educativas de la familia mejora el rendimiento en lectura, pero solo mejora débilmente el gusto por la lectura.

Facilidad de lectura

La consideración de si a los niños les resulta fácil la lectura es problemática, pues la relación con ambas variables es ambigua. Por un lado, podemos pensar que la relación es causal, ya que, cuanto más fácil sea leer, mejor será el rendimiento. Pero por otro, podemos pensar que la facilidad y el rendimiento son dos formas aproximadas de medir una única característica, la capacidad lectora, y por tanto, no es posible hablar de causalidad entre ambas. Por ello, en los

análisis multivariados posteriores se ha optado por introducirla en último lugar, para así comprobar mejor cuáles son los efectos del resto de variables sin las ambigüedades que podría producir incluir la misma característica como variable dependiente y como independiente. De la batería de preguntas que se hacen sobre esta cuestión a los niños, optamos por agregar dos, que encontramos con más capacidad de discriminación tanto en el análisis multivariado como factorial: si el alumno piensa que la lectura le resulta más difícil que a sus compañeros y si el alumno cree que la lectura le resulta más difícil que otras asignaturas. En la Tabla 5.10 hemos presentado el rendimiento medio en lectura, según facilidad y nivel de estudios de la madre (una de las variables que marca más diferencia en el rendimiento). Apreciamos que para todos los niveles educativos de la madre, los menores que declaran más facilidad también son los de mejor rendimiento. Podemos interpretar que los niños son más o menos conscientes de su capacidad lectora, y que esta capacidad produce efectos parecidos en los distintos niveles de estudios de la madre, rondando una desviación típica entre el nivel más alto y más bajo de estudios. Por otra parte, no hay diferencias entre sexo en cuanto a la facilidad con la que perciben que leen y su rendimiento medio en lectura (véase el análisis de varianza en la Tabla 5.A4. Esto apunta a que ni niños ni niñas evalúan de forma diferente su capacidad lectora, a diferencia de lo que algunos estudios han encontrado en matemáticas (Sáinz y Eccles, 2012).

Tabla 5.10. Rendimiento medio en lectura según nivel de estudios de la madre e indicador de facilidad declarada por el niño o niña para leer

		Nivel de estudios de la madre, agrupado											
		Sin estudios		ESO/EGB		Bach-FPGM-FPII		FPS-Diplomadas		Licenciadas o sup.		Total	
		Media	E.T.	Media	E.T.	Media	E.T.	Media	E.T.	Media	E.T.	Media	E.T.
Facilidad en lectura	Difícil	435,8	4,81	459,0	5,50	482,2	5,33	470,8	6,62	516,4	9,97	461,3	2,83
	2	450,4	6,34	470,3	5,46	488,4	6,29	506,7	6,05	527,0	7,89	477,8	3,24
	3	463,9	4,68	473,3	5,20	492,0	4,50	481,7	8,81	514,3	6,63	481,2	2,56
	4	467,0	3,17	490,6	3,64	504,5	3,54	505,1	5,73	524,9	7,46	491,7	1,92
	5	477,8	4,02	495,5	4,18	508,6	3,42	520,2	4,61	533,7	5,32	503,3	1,96
	6	491,8	4,54	511,3	3,72	525,5	3,15	541,8	4,67	544,5	4,58	521,8	1,93
	Fácil	509,4	1,95	519,1	1,89	538,3	1,66	554,9	2,03	570,9	2,28	535,2	,93
	Total	485,4	1,42	502,2	1,40	520,9	1,24	533,0	1,76	553,9	1,85	514,2	,71

Con estos datos no es extraño encontrar que la correlación entre rendimiento en lectura y facilidad sea la más alta de las estudiadas (0,37, Tabla 5.9), y la que menos baja tras controlar por los efectos de las variables previas. Su correlación no es estadísticamente significativa ni con las prácticas previas a la escolarización ni con el interés por la lectura, una vez que se tiene en cuenta la posición social. Por ello, posiblemente esté reflejando los aspectos más innatos de la competencia lectora (se relaciona con el rendimiento en lectura, pero no con el origen social, el mes de nacimiento, el sexo o el interés por la lectura). Los análisis de varianza, presentados en el anexo, también sugieren que la facilidad en lectura capta una dimensión del aprendizaje que no está asociada con el origen social, pues el η^2 es muy bajo. Pero por otro lado, corremos el riesgo de un posible efecto de artefacto, tanto debido a que la variable es

ordinal, no de razón, y que su distribución se aparta considerablemente de la normal. A pesar de estos inconvenientes, nos ha parecido pertinente mantenerla, por dos motivos: estos problemas deberían afectar a la relación del interés con el conjunto de las variables, pero sin embargo correlaciona bien con rendimiento, y mal con el resto, y por otro lado, las correlaciones de Pearson observadas se aproximan a las correlaciones no paramétricas, que también hemos estimado (ρ de Spearman y τ -b). El hecho de que haya una clara relación entre el rendimiento y una forma aproximada de medir la capacidad lleva a plantear la necesidad de que los estudios de rendimiento, como PIRLS, TIMSS o PISA, se diseñen para medir de forma más adecuada dicha capacidad, y de esta forma evitar hacer atribuciones a otros factores que podrían ser indicadores indirectos de capacidad (Carabaña 2012).

Análisis multinivel

Los datos han sido abordados a través del análisis de regresión de medias como resultados (RMR) (Pardo, Ruiz y San Martín, 2007), optándose por incluir las diferentes variables de nivel estudiante y escuela como efectos fijos. Se ha procedido a introducir las variables independientes en sucesivos pasos, como se muestra en la Tabla 5.12.

El individuo de referencia está compuesto por la moda de las variables modelizadas como cualitativas, con el siguiente resultado: estudiante varón, con padre y madre con un nivel educativo que corresponde a EGB o ESO finalizadas, cuyo padre se desempeña en un trabajo de cuello blanco; padre y madre tienen una clase social y nivel educativo similar.

Con el objeto de facilitar la lectura, a continuación se reseñan los principales resultados de todos los modelos ajustados. La Tabla 5.12 ofrece un resumen que informa sobre las principales características de los modelos mientras que la Tabla 5.11 proporciona información relativa al modelo final con el cual se logra el mejor ajuste.

Tabla 5.11. Modelo con mejor ajuste (sólo variables estadísticamente significativas)

	Modelo final
Intersección	471,94** (89,91)
Efectos fijos	
Mes de nacimiento	9,56** (11,13)
Nivel educativo Padre 1	-33,34** (-4,80)
Nivel educativo Padre 7	10,11** (5,03)
Nivel educativo Padre 8	11,85** (4,10)
Nivel educativo Padre 10	26,37** (6,81)
Madre sin estudios	-9,89** (-3,26)
Madre con EGB/ESO	-6,54** (-2,88)
Sin experiencia laboral	-25,04** (-5,05)
Clase familia: Cuello azul	-5,42** (-2,80)
Clase familia: Pequeño propietario	-6,85** (-3,13)
Hipergamia educativa	-5,13** (-2,59)
Hipogamia educativa	4,62** (2,15)
Chicas con madres sin experiencia laboral	-9,84** (-2,55)
Chicas con madres universitarias	11,85** (3,59)
Índice de prácticas educativas familiares	6,00** (9,74)
Índice de interés por la lectura	4,22** (10,49)
Índice de prácticas pedagógicas	1,49** (1,98)
Porcentaje de padres universitarios	0,38** (4,41)
Índice de facilidad en la lectura	2,02** (4,99)
Efectos aleatorios	
Varianza Intra - escuelas	2399,22** [60,90]
Varianza Inter- escuelas	511,27** [8,35]
Porcentaje de Varianza intra escuela explicada	23,77
Porcentaje de Varianza inter escuela explicada	50,69
CCI	0,18
BIC	81439,39
-2LL	81421,52
N	8.582

Tabla 5.12 Resumen de los modelos multinivel ajustados modelo ajustados

	% varianza explicada			Estadísticos de ajuste global	
	CCI	Intra	Inter	BIC	-2LL
Modelo Nulo	0,25	-	-	83679,47	83661,59
M1 Mes de nacimiento	0,24	5,79	7,67	83213,14	83195,26
M2 Sexo	0,24	5,91	7,50	83201,29	83183,41
M3 Nivel educativo padre	0,21	9,78	25,96	82829,86	82811,98
M4 Nivel educativo madre	0,20	11,90	33,29	82622,96	82605,08
M5 Clase social	0,19	12,60	36,19	82522,61	82504,73
M6 Heterogamia educativa y de clase	0,19	12,67	36,44	82495,61	82477,73
M7 Madre inactiva	0,19	12,73	36,48	82478,41	82460,53
M8 Chicas –hipergamia	0,19	12,72	36,50	82468,79	82450,92
M9 Chicas – madres universitarias	0,19	12,78	36,40	82458,25	82440,38
M10 Prácticas educativas familiares	0,19	13,72	37,46	82377,74	82359,87
M11 Interés por la lectura	0,19	15,49	38,16	82215,98	82198,10
M12 Prácticas pedagógicas docentes	0,19	15,45	40,54	82203,92	82186,05
M13: Porcentaje de padres universitarios	0,18	15,46	44,70	82186,30	82168,43
M14 Facilidad para la Lectura	0,18	23,87	50,73	81385,31	81367,44

Los modelos estimados se caracterizan por incluir dentro de los efectos fijos información sobre la intersección (o media de rendimiento en lectura), así como de los parámetros asociados a las diferentes variables de control. Su interpretación es igual a la que se efectúa con una regresión general, es decir, el parámetro estimado indica cuánto cambia el rendimiento en lectura por cada unidad que varía la variable independiente. Junto a ello, en los efectos aleatorios, se incluyen los parámetros de covarianza. La varianza intra (o de los residuos) refleja la variabilidad que existe al interior de los centros en la variable dependiente. La varianza inter, en cambio, informa sobre la variabilidad de la variable dependiente entre escuelas. El coeficiente de correlación intraclase (CCI) corresponde al grado de variabilidad que existe entre escuelas en comparación con el que hay entre estudiantes de un mismo centro. El modelo nulo, que no introduce ningún control, muestra que un 25% del total de la variabilidad en rendimiento en lectura se debe a diferencias entre las escuelas; como veremos a medida que introduzcamos las variables de control dicha proporción disminuirá progresivamente permitiendo así calibrar mejor la proporción de varianza que continúa sin explicación y que se debe a diferencias entre centros.

Los dos primeros modelos recogen dos características “fortuitas” de los estudiantes (no hay dudas de que no están causadas por el resto de variables): el mes en el que nacen y su sexo. Ambas variables impactan positivamente sobre el rendimiento. De esta forma, los estudiantes que nacen en los tres primeros meses del año obtienen en promedio 7 puntos más que quienes nacen entre abril y septiembre y este grupo, a su vez, aventaja a quienes nacen entre octubre y diciembre en 7 puntos, o dicho de otra, forma entre nacer en el primer trimestre y el último trimestre, la diferencia es aproximadamente de un quinto de desviación típica. Tal como veremos esta variable mantiene su significación en todos los modelos ajustados y, aún más, incrementa levemente su valor a partir de la introducción de las distintas variables de control.

En relación al sexo de los estudiantes, las chicas aventajan a los chicos por 3 ó 4 puntos y la magnitud de este efecto se mantiene cuando se controla por variables relativas al origen socioeconómico. No obstante, esta variable deja de ser significativa cuando se introduce como control una interacción entre ser chica y tener una madre con un alto nivel educativo. Es decir, la pequeña ventaja favorable a las chicas se explicaría por el influjo que ejercerían sobre sus hijas las madres con los niveles educativos más altos (estudios universitarios).

Tanto el mes de nacimiento como el sexo son variables de nivel individual que impactan poco en el coeficiente de correlación intraclase; tras controlar estas, de la variabilidad total, un 24% puede seguir siendo imputado a los centros, lo que significa que los centros no difieren ni por mes de nacimiento de su alumnado ni por su sexo. Junto a ello, ambas variables (en conjunto) permiten explicar un 7% de la varianza entre escuelas y un 6% de la varianza intra escuelas.

Los modelos 3 a 6 incorporan variables relacionadas con el origen social de los estudiantes. En el modelo 3 se incluye el nivel educativo del padre, en el 4 el de la madre, en el 5 la clase social (más alta) de ambos progenitores, mientras el 6 informa sobre las condiciones de hipergamia e hipogamia para el nivel educativo y la clase social. El nivel educativo de los padres y de las madres aparece como una variable significativa, cuyo influjo permanece relativamente constante a pesar de la introducción de diversos controles. Los resultados muestran la existencia de una clara, y de sobra conocida, relación positiva entre el rendimiento en lectura y el nivel de estudios de los progenitores. En relación a la clase social se constata un evidente efecto negativo de la situación no tener experiencia de trabajo que se mantiene estable con la introducción de las distintas variables de control. Asimismo, si la clase social más alta de los padres corresponde a empleos de cuello azul (en contraposición con los de cuello blanco que es nuestra categoría de referencia) también se constata un efecto negativo aunque de magnitud menor el *no tener experiencia de trabajo*.

En relación a las situaciones de heterogamia educativa y de clase, el modelo 6 muestra que los hijos de madres con niveles educativos inferiores a los del padre tienen una pérdida de alrededor de 5 puntos en la prueba de lectura, mientras los hijos de madres con niveles educativos superiores a los padres “ganan” 5 puntos (o 6 en los siguientes modelos). Es decir, en situaciones de heterogamia educativa, quienes se encuentran en desventaja son los hijos de padres con un nivel educativo superior al de las madres, mientras que quienes se encuentran en situación de ventaja serían los estudiantes con madres de nivel educativo superior al padre. Ambas variables mantienen su significación en todos los modelos ajustados. Esto puede deberse al mayor papel que siguen desempeñando las madres en la crianza de los hijos, y por tanto, una mayor cualificación de las madres produce mejores resultados académicos. En cuanto a la heterogamia de clase social, no se aprecian efectos significativos sobre el rendimiento, por lo que no se corrobora la idea de que crecer en un ambiente familiar con diferencias sociales entre los progenitores afecte al rendimiento educativo (al menos en lectura).

La introducción de este bloque de variables que informa sobre las características del origen socioeconómico de los estudiantes tiene, como era esperable, un impacto sobre el comportamiento de la varianza inter escuela. En efecto, la introducción del nivel educacional del padre implica un incremento de 4 puntos porcentuales en la explicación de la varianza intra

escuela mientras la incorporación del nivel de estudios materno aporta otros dos. La clase social aporta un punto porcentual, mientras la heterogamia no tiene incidencia sobre ello. De esta forma, mientras el modelo 2 explica un 6% de la varianza intra escuela, el modelo 6 que incluye todas las variables de origen social, explica un 13%.

Estas variables, de nivel individual, tienen un impacto notable sobre la varianza inter escuela. Lo esperable es que las variables afecten principalmente la varianza del nivel para el que han sido definidas, por tanto, las variables de nivel individual deberían afectar sobre todo a la varianza a nivel intra escuela. El hecho de que tengan un influjo sobre la varianza entre centros estaría dando cuenta de cierto grado de segregación socioeconómica entre estos o dicho de otro modo, si la composición de los grupos (escuelas) respecto a las variables explicativas individuales no es similar entre ellos, se producirá una reducción de la varianza a nivel inter escuela. En tal caso, las variables individuales explicarán una cierta proporción de ambas varianzas (Cervini, 2006). La introducción del nivel educativo del padre incrementa la explicación de la varianza interescuela de 7% a 26%, la incorporación de los estudios de la madre la aumenta en otros 7 puntos porcentuales (llegando a un 33%), mientras la clase social aporta otros 3 puntos porcentuales (la consideración de la heterogamia educativa y de clase no influye). De esta forma, el bloque de variables de origen socioeconómico ha permitido aumentar considerablemente la explicación de la varianza entre escuelas, pasando de un 7% a un 36%. Junto a ello, el coeficiente de correlación intraclase se ha visto reducido de manera que, controlando por mes de nacimiento, sexo y variables que aluden al origen socioeconómico de los estudiantes, un 19% de la variabilidad total podría seguir debiéndose a diferencias entre los centros.

Los modelos 7, 8 y 9 exploran en la relación que puede existir entre el sexo de los alumnos y su origen socioeconómico. El modelo 7 introduce la interacción entre el hecho que las madres siempre han sido inactivas y el sexo de los estudiantes. Mientras para las chicas el tener una madre que siempre ha sido inactiva tiene un efecto negativo y significativo, la misma situación no afecta a los chicos. El comportamiento de estas variables se mantiene inalterado en los modelos siguientes, de manera que las hijas de madres que siempre han sido inactivas rinden alrededor de 11 puntos menos. El modelo 8 introduce dos variables de interacción: hijas de madres con nivel educativo más alto que el padre, e hijas de madres con clase social más alta que el padre. Ninguna de ellas resulta significativa, por tanto, considerando los efectos de la heterogamia educativa, se puede concluir que no afectan de forma distinta a niños y niñas. El modelo 9 incorpora la interacción entre ser chica y tener una madre con nivel educativo universitario. Esta variable resulta ser significativa e impactar positivamente en el rendimiento implicando una ganancia de 10 puntos. Pero, aun más, como ya señalamos anteriormente, su introducción en el modelo vuelve no significativa la variable de sexo. Ninguno de estos modelos tiene incidencia sobre los porcentajes de varianza explicada, ni sobre el coeficiente de correlación intraclase.

El modelo 10 introduce el índice de prácticas educativas tempranas desarrolladas por las familias, que tiene un efecto positivo y significativo sobre el rendimiento de los estudiantes que se mantiene estable en los modelos siguientes. Como se comentó en el apartado de descripción de variables, éste es un índice adimensional que no permite estimar con precisión el efecto de dichas prácticas. No obstante, resulta ser significativo aun cuando se ha

controlado por variables de origen socioeconómico, por tanto, lo que hacen las familias en etapas tempranas con sus hijos en perspectiva de estimular su proceso de aprendizaje de la lectura es relevante, independientemente de su estatus socioeconómico (introducimos también una interacción entre prácticas educativas y clase social y no salió significativa, es decir, estas prácticas afectan por igual a menores de todas las clases sociales). La introducción de este índice no implica una modificación en el coeficiente de correlación intraclase, pero sí constituye un aporte a la explicación de las varianzas intra e inter escuela (de un punto porcentual en cada caso).

El modelo 11 incorpora un índice que informa sobre el interés que manifestarían los estudiantes con respecto a la lectura, una vez descontada la influencia del origen social sobre dicho interés. Este índice resulta tener un impacto positivo y significativo en el rendimiento que permanece en los modelos siguientes. De esta forma, aun después de controlar por mes de nacimiento, sexo, origen socioeconómico y prácticas educativas de las familias, el interés que los estudiantes puedan tener por la lectura es relevante y tiene un influjo sobre sus resultados. Esta variable no impacta sobre el coeficiente de correlación intraclase, pero sí tiene un efecto sobre las varianzas intra e inter escuela, incrementando cada una de ellas en un punto porcentual.

Los modelos 12 y 13 incorporan variables del nivel de escuela. El primero de ellos introduce el índice de prácticas educativas, que no resulta significativo habiendo controlado por todas las variables mencionadas. Sin embargo esta situación cambia al introducir una última variable de nivel del estudiante. Con todo, la introducción de esta variable implica un aporte a la explicación de la varianza entre escuelas equivalente a tres puntos porcentuales. El modelo 13, en cambio, toma en consideración el porcentaje de padres universitarios que hay en la escuela, es decir, informa sobre su composición social. Esta variable resulta ser significativa y tener un impacto positivo sobre el rendimiento de manera que por cada 1% que se incrementa el porcentaje de padres universitarios de una escuela, el rendimiento de los alumnos aumentaría en 0,36 puntos. Como era de esperarse, esta variable no influye en la varianza intra escuela, pero sí tiene un influjo sobre la varianza inter escuela, lo que se ve reflejado tanto en la disminución de un punto porcentual del coeficiente de correlación intraclase como en el incremento de la varianza inter escuela que logra explicar el modelo.

Como ya adelantamos, existe una última variable que hemos controlado cuyos resultados son relevantes. Se trata del índice de facilidad en la lectura. Esta variable, de nivel individual, resulta ser significativa y tener un impacto positivo sobre el rendimiento de los estudiantes incluso tras efectuar todos los controles anteriores. Asimismo tendría un influjo sobre la explicación de la varianza inter escuela, lo que podría ser interpretado como una señal de segmentación entre centros, esta vez, por capacidad de los niños. Es decir, el hecho de que esta variable tenga un impacto sobre la varianza entre escuelas indicaría que éstas difieren en su composición en cuanto a la facilidad que muestran los estudiantes en lectura. Junto a ello, se constata que esta variable tiene un impacto realmente notable sobre la varianza intra escuela: su incorporación permite que se incrementa en 9 puntos porcentuales. En un ensayo, esta variable fue introducida como primer y único control y su efecto era similar al señalado, por lo que cabe suponer que está relacionada con el rendimiento en lectura, pero no con el origen social, las prácticas educativas familiares, los métodos didácticos o el interés en lectura.

Junto a ello es de destacar que la incorporación del índice de facilidad en lectura incide en los parámetros asociados al de prácticas pedagógicas de manera que esta pasa de no significativa a significativa. Sin duda este es un aspecto que sería necesario analizar con mayor profundidad en estudios futuros, pues apunta a que los métodos didácticos del profesorado contribuyen a mejorar el rendimiento, una vez que se tiene en cuenta la capacidad de los estudiantes. En el ajuste de modelos tanto el criterio de información bayesiano (BIC) como la devianza (-2LL) señalan que el modelo que mejor ajusta es el que incorpora todas las variables.

¿Es grande la segregación en las escuelas?

El hecho de que las escuelas españolas difieren tanto en la composición socioeconómica como académica de sus estudiantes, apuntaría a cierto grado de segmentación entre los centros en ambas dimensiones. Para saber si es mucha o poca esta segmentación, es necesaria una perspectiva comparada. Dadas las similitudes entre PIRLS y PISA podemos remitirnos a este informe PISA (2009) y tener en cuenta las conclusiones que se pueden desprender de él. PISA elabora dos indicadores: uno de inclusión académica y otro de inclusión social. En un sistema escolar socioeconómicamente inclusivo, la distribución de las características socioeconómicas de las escuelas reflejaría la distribución de las características socioeconómicas de toda la población (en cada escuela se reproduciría la composición social del país); por el contrario, si las escuelas atienden a un alumnado con características socioeconómicas muy similares entre sí, el sistema se caracterizaría por un bajo nivel de inclusión social. Del mismo modo, los sistemas académicamente inclusivos son aquellos donde la mayor parte de la variación en el rendimiento de los estudiantes ocurre al interior de las escuelas; si la variación en el rendimiento ocurre en mayor medida entre escuelas, aquello indicaría que los estudiantes tienden a estar sistemáticamente agrupados en centros con compañeros de habilidades similares (OCDE 2010a).

La situación de España, en cuanto a su índice de inclusión social es positiva en perspectiva internacional; para este caso el índice de inclusión social corresponde a 77, siendo la media para países de la OCDE de 75. Es decir, España se ubicaría en inclusión social levemente por encima de la media de los países de la OCDE. Con respecto al índice de inclusión académica el dato para España es aun mejor ya que corresponde a 78 mientras que el promedio de la OCDE resulta bastante más bajo: 61. Esto nos lleva a concluir que incluso cuando en nuestro análisis de los datos PIRLS hayamos comprobado la existencia de cierto grado de segmentación social y académica entre los centros españoles, esta no debería ser vista con gran preocupación a la luz de los datos aportados por PISA, ya que los índices de inclusión académica y social documentados por este programa posicionan a España por encima de la media de los países miembros de la OCDE.

DISCUSIÓN

El objeto de esta investigación es averiguar si la gran diferencia que hay en España entre chicos y chicas en el fracaso escolar administrativo en la adolescencia puede estar relacionada con

diferencias de lectura en la niñez. Hemos comprobado que existen estas diferencias a favor de las chicas, pero que son pequeñas (0,08 desviaciones típicas) y que desaparecen una vez que se tiene en cuenta el efecto positivo de las madres universitarias y/o con experiencia laboral sobre las hijas. Esto último ha sido comprobado en numerosos estudios; en investigaciones de tipo observacional, como la presente, podemos decir que es congruente con tres posibles explicaciones. Por un lado, según la teoría del rol, las niñas que ven a sus madres trabajar podrían esforzarse más en la escuela, pues consideran que deben desempeñar un papel más relevante en el espacio público, como sus madres. Esto que puede ser una explicación razonable a los 15 años, no lo parece tanto a los 10 años. Por otro lado, las familias de madres con experiencia laboral podrían educar de forma diferente a las hijas. Y por último, puede suceder que las madres que no trabajan tengan algún tipo de característica, no observada, que está relacionada tanto con su participación laboral como con la crianza de las hijas. Esto podría deberse a que su identidad de género las lleva a no dar tanta importancia a la participación de la mujer en lo público, es decir, ni en la vida laboral ni en la educación, a diferencia de las otras mujeres. Por tanto, se necesitan más investigaciones para discriminar adecuadamente entre estas explicaciones alternativas. Resumiendo, no parece que las diferencias en lectura a los 10 años sean intrínsecas a los sexos, sino a algún factor relacionado con características sociales de la madre, y la influencia de ese factor es demasiado pequeña como para explicar que a los 16 años el fracaso escolar de los chicos sea 10 puntos porcentuales mayor que el de las chicas.

Por otra parte, mientras en PIRLS la ventaja de las niñas de 10 años sobre sus compañeros varones en lectura es pequeña, sabemos – a través de los datos PISA – que a los 15 años dicha ventaja se ha incrementado. Ciertamente, los niños de 10 años en 2011 no son los adolescentes de 15 de PISA en 2009, por lo que no sabemos si esta diferencia se mantendrá. Si asumimos que los adolescentes de 15 años de 2016 no serán muy distintos de los de 2009, podemos concluir que las pequeñas diferencias en la niñez se agrandan un poco en la adolescencia. Sobre el aumento de estas diferencias caben dos posibles explicaciones, que no son incompatibles. Por un lado, al llegar la adolescencia, las discrepancias entre modelos de masculinidad y femineidad integran de forma distinta la relación con la lectura, estando ellas más interesadas que ellos por leer, lo que incidiría positivamente en su competencia lectora (OCDE 2010b). Por otro lado, podrían deberse a los efectos secundarios (costes y beneficios de estudiar), que son distintos para chicos y chicas, y por eso ellos se esforzarían menos en mejorar en lectura. De ser esto cierto, las políticas orientadas a disminuir la brecha de género en fracaso escolar pueden mejorar su efectividad si inciden en igualar las condiciones del mercado de trabajo y reparto de tareas domésticas entre hombres y mujeres, para que las decisiones de ambos sean más parecidas en sus costes y beneficios (Martínez García 2011).

Para concluir que las diferencias de género en lectura son pequeñas, y debidas a motivos sociales, hemos tenido en cuenta varias características que podrían estar influyendo en el proceso educativo. El estudio de estas otras características también arroja resultados de interés para la política educativa. En primer lugar cabe destacar la relación entre mes de nacimiento y rendimiento educativo, tanto a los 10 como a los 15 años, pues los resultados de quienes nacen en diciembre son peores que aquellos de quienes nacen en enero. Esto puede interpretarse como una evidencia a favor de flexibilizar el comienzo de la educación obligatoria. Llama la atención el peso que tiene en el espacio público el debate sobre la

flexibilización del final de la educación obligatoria (itinerarios o paso a la educación post-obligatoria), pero la ausencia sobre la necesidad de flexibilizar su comienzo, como sucede en otros países. No se trata de ajustar el comienzo al mes de nacimiento (la variabilidad de rendimiento, medida en desviación típica, es casi la misma por mes de nacimiento que para el conjunto de la población), sino a la madurez cognitiva de los menores. Para lograr esto se necesita cierta cualificación en el profesorado de educación infantil, que le permita discriminar en qué momento el alumnado está maduro para pasar a la educación obligatoria, así como la confianza de la familia en el profesorado en la toma de esta decisión. Si no, podría generarse una espiral en la que los padres presionen al profesorado para que su hijo comience lo antes posible, sin dar importancia a los futuros efectos perjudiciales de estas decisiones. Lo bueno de una medida de este tipo, en periodo de ajustes presupuestarios, es que es barata y fácil de aplicar, y contribuiría a reducir la repetición de curso y el fracaso escolar, siempre y cuando se logre evitar el posible efecto perverso señalado.

También hemos encontrado que la mitad de la variabilidad observada que podemos explicar mediante los procedimientos estadísticos se debe a la facilidad percibida por los niños en lectura. Esta variable es ambigua, pues puede ser tanto que los niños que leen mejor declaren que les resulte más fácil, o aquellos niños con más capacidad cognitiva, les resulta más fácil leer y por tanto obtienen mejores rendimientos en lectura. En tanto que la facilidad no está asociada a la posición social, pero sí el rendimiento, suponemos que es una forma aproximada de medir la capacidad cognitiva; prueba de ello es que produce un efecto similar entre niños de origen social distinto (aproximadamente una desviación típica entre los de mayor y menor nivel de estudios de la madre). La ambigüedad con la que cabe interpretar esta variable, así como su correlación con la lectura, muestra la necesidad de que pruebas como PIRLS recojan información sobre la capacidad de los niños.

Otros resultados hallados son similares a los encontrados en estudios de este tipo desde hace medio siglo: además de la capacidad de los niños, su origen social es uno de los factores más determinantes, especialmente el nivel educativo de los progenitores. Esto no quiere decir que haya otros elementos más importantes, pero sí que en 50 años no hemos aprendido a medirlos mucho mejor. La influencia de origen social también se hace notar en la composición social de los centros educativos: el rendimiento es mejor en colegios con más progenitores universitarios. Desde el punto de vista de la política educativa esto supone que se deben concentrar los esfuerzos en aquellos centros con alumnado de condición socioeconómica y cultural más baja. Dada la fuerte asociación entre origen social y rendimiento educativo, son varios los expertos que consideran que las políticas educativas y sociales deben enfocarse a atender a la infancia, especialmente a la educación infantil, para compensar a los menores de origen social más desfavorecido (Esping-Andersen 2008; Heckman 2006). Para calibrar el efecto positivo de estas medidas, podemos tener en cuenta que, entre aquellos niños que declaran que les resulta fácil la lectura, la puntuación media varía en torno a una desviación típica entre quienes son hijos de madres sin estudios y quienes sus madres son universitarias (como vimos en la Tabla 5.10). Por ello, en la medida que consigamos un contexto socioeconómico y cultural más favorable para estos niños, podremos mejorar el rendimiento medio en lectura de la población, al tiempo que se reduce la desigualdad. Como prueba de este argumento está que hay una relación negativa entre nivel medio de rendimiento y

desigualdad (medida como desviación típica), de forma tal que en aquellos lugares donde el rendimiento es más alto, como Finlandia o Corea del Sur, la desigualdad es menor, en contra de lo que se sostiene en el trabajo dirigido por Tourón. Dicho de otra forma, si las desigualdades solo fuesen por capacidad y no también por origen social, posiblemente tendríamos mejor rendimiento y menos desigualdad.

El resto de variables que hemos incluido en el modelo multivariable nos da pistas de qué tipo de prácticas deberían promoverse para mejorar el rendimiento en lectura, y más específicamente entre el alumnado de bajo origen social. Por un lado, parte de la diferencia del origen social tiene que ver con las prácticas educativas de las familias. Por tanto, es recomendable fomentar este tipo de prácticas entre estas familias, aunque no es una tarea fácil precisamente por su bajo nivel cultural. En cuanto al profesorado, al no ser nuestra especialidad no podemos decir mucho más de lo que parece razonable desde el sentido común, y la evidencia aportada. Por un lado, es positivo que motiven el interés intrínseco del alumnado por la lectura, para lo que se recomienda adaptar los materiales sugeridos a cada niño a sus gustos. Por otro, conviene que se promueva el uso en clase de distintos tipos de textos (esta también es una estrategia que daría resultados positivos de acuerdo a los datos PISA). Es cierto que la asociación de estas medidas con el rendimiento no es tan grande como cabría desear, y podría deberse a que nuestra operacionalización de estas variables es claramente mejorable, pero son más fáciles de aplicar que mejorar el nivel cultural de los padres o la capacidad cognitiva de los niños. Además, en tanto que se aprecian efectos estadísticamente significativos y positivos, pueden marcar la diferencia entre tener dificultades para leer o disfrutar con los libros, por lo que el esfuerzo vale la pena.

El hecho de que los factores más influyentes en el rendimiento (origen social y capacidad) se muestren difíciles de ser modificados, podría estar explicando por qué, a pesar de que en las últimas décadas en la mayoría de los países de la OCDE haya aumentado la inversión por alumno, los resultados no han mejorado en la misma medida, como se señala en el trabajo dirigido por Tourón. La explicación podría estar en la observación de expertos como Jencks y Phillips (1998) o Carabaña (2004), que consideran que las políticas fáciles de aplicar y de probada eficacia han sido ya desarrolladas, y que las políticas educativas que quedan por desarrollar son de aplicación más compleja y sus resultados más inciertos. Prueba de ello es que en las pruebas de PISA el rendimiento del alumnado de los países ha permanecido más bien estancado en la última década, siendo pocos los países que han mejorado o empeorado. Además, debe señalarse que los países que han mejorado estaban por debajo de la puntuación media en rendimiento, mientras que los que han empeorado estaban por encima, y ninguno de ambos grupos en su movimiento ha cruzado la media. La dificultad de la tarea no debe llevar al desánimo, sino a la ilusión por conocer mejor los procesos educativos, experimentar con base rigurosa en la evidencia científica y promover las experiencias exitosas. En la promoción de estas experiencias debe tenerse en cuenta que diversos estudios sobre las reformas educativas muestran cómo estas son instrumentalizadas por los diversos agentes implicados en su beneficio, desvirtuando la intención original del legislador, o dicho de otra forma, la sociología de las reformas educativas no explica cómo las reformas cambian el sistema educativo, sino cómo el sistema educativo cambia a la reformas (Martín Criado 2010).

CONCLUSIONES

Las diferencias en lectura entre niños y niñas existen, pero son pequeñas, y debidas a que la actividad económica de la madre y su nivel de estudios les afecta más positivamente que a los niños. Las características sociales y un indicador imperfecto de capacidad (facilidad en lectura declarada por el niño) son las variables que guardan más relación con rendimiento educativo, y afectan por igual a niños y niñas (con la salvedad de lo dicho sobre la madre). Parte del efecto positivo de las condiciones sociales tiene que ver con las prácticas educativas de las familias de las clases más altas, que estimulan la lectura, pero si las familias de clases más bajas las desarrollan también mejoran el rendimiento de sus hijos. El interés por la lectura se muestra como un factor que también es positivo, aunque su relación con el rendimiento pueda ser compleja (¿los niños a los que le va bien en lectura les resulta más interesante, o si les resulta interesante se esfuerzan más?), pero ante la duda, cabe apostar por fomentar este interés. Para ello conviene exponer a los niños a tipos variados de lectura, y personalizarlas en función de sus intereses. También cabe señalar que posiblemente convenga flexibilizar el comienzo de la educación obligatoria, para no penalizar a aquellos cuyo desarrollo cognitivo se aparta más del promedio.

Hemos detectado que parte de las diferencias entre centros educativos se deben a que en ellos se concentran familias con características distintas, pero esta segregación social es más baja en España que en países de nuestro entorno, según la evidencia de otros estudios internacionales. La importancia de la composición social de los centros en el rendimiento educativo hace pensar en la necesidad de programas de intervención adaptados para compensar a los niños de familias de más bajo nivel educativo. Este tipo de medidas no parece que sean fáciles, por lo menos de desarrollar a nivel nacional, pues en la última década muchos son los países que han aumentado la inversión educativa y que han innovado en políticas educativas, pero pocos son los que han mejorado, e incluso algunos han empeorado.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Ammermueller, A.& Pischke, J. (2006). Peer Effects in European Primary Schools: Evidence from PIRLS en Discussion Paper, IZA

Angrist, J.& K. Lagn (2002). How important is classroom peer effect? Evidence forma Boston's METCO Program. National Burearu of Economic Research.

Bernstein, B. (1989). Clases, códigos y control. Madrid: Akal.

Betts, J. & Zau A. (2004) Peer Groups and Academic Achievement: Panel Evidence from Administrative Data.

Blanco Fernández, Á., N. Corral Blanco, I. García Honrado, A. Ramos Guajardo y E. Zurbano Fernández (2012). Estructura del entorno educativo familiar: su influencia sobre el rendimiento y el rendimiento diferencial.

Boudon, R. (1983). La desigualdad de oportunidades. Barcelona: Laia.

Bourdieu, P.y J.-C. Passeron (2001). La reproducción. Madrid: Editorial Popular.

Buchmann, C.; T. Diprete ; Mc Daniel, A. (2007). Gender inequalities in Education, Institute for Social and Economic Research and Policy ISERP, Working Paper 07-15.

Carabaña, J. (2004). Ni tan grande, ni tan grave, ni tan fácil de arreglar: datos y razones sobre el fracaso escolar", Información Comercial Española.

Carabaña, J. (2005). ¿Una educación sin autoridad ni sanción? (II) Revista de Libros 103-104:28-32.

Carabaña, J. (2008). Las diferencias entre países y regiones en las pruebas PISA. Madrid: Colegio Libre de Eméritos.

Carabaña, J. (2012). Debilidades de PISA y errores en la atribución del fracaso escolar académico, en El fracaso escolar en el estado de las autonomías, editado por M.d. Puelles. Madrid: Wolters Kluwer.

Carabaña, J.y Gómez Bueno, C. (1996). Escalas de prestigio profesional. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas.

Cervini , R. (2006). Los efectos de la escuela y del aula sobre el rendimiento en matemáticas y en lengua de la educación secundaria. Un modelo multinivel. Perfiles Educativos. Vol. XXVIII, 12, 68-97.

Cohen, J. (1988). Statistical power for the behavioral sciences. Hillsdale (NJ): Lawrence Erlbaum.

Coleman, J.d. (1966). Equality of Educational Opportunity, John Hospkins University.

Cullen, J., Jacob, B.& Levitt, S. (2003). The effect of schoolvchoice on student outcomes: evidence form randomized lotteries, National Bureau of Economic Research NBER Working paper 10113.

Cullen, J., Jacob, B. & Levitt, S. (2006) . The Effect of School Choice on Participants: Evidence from Randomized Lotteries. Econometrica, 74 (5), 1191-1230.

Epple, D. & Romano, R. (1998). Competition Between Private and Public Schools, Vouchers, and Peer-Group Effects. The American Economic Review, 88 (1), 33-62.

Dumais, S. (2002). Cultural Capital, Gender, and School Success: The Role of Habitus. Sociology of Education, Vol. 75, No. 1. (Jan., 2002), pp. 44-68.

- Esping-Andersen, G. (2008). Childhood investments and skill formation, *International Tax and Public Finance* 15(1), 19-44.
- Fischer, C.S. (1996). *Inequality by design : cracking the bell curve myth*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Gambetta, D. (1987). *They push or the jump?* Oxford: Oxford University Press.
- Gamoran, A. & Long D.A. (2006). *Equality of Educational Opportunity: a 40-Year Retrospective*, in Wisconsin Center for Educational Research. Madison (Wisconsin).
- Ganzeboom, H.B.G., De Graaf, N.D. & Treiman, D.J. (1992). A standard international socio-economic index of occupational status, *Social Science Research* 21(1), 1-56.
- Gaviria, J. L. y Castro Morera, M. (2005). *Modelos jerárquicos lineales*. Cuadernos de Estadística Nº 29. Madrid: La Muralla.
- Goldthorpe, J.H. (2010): *De la sociología : números, narrativas e integración de la investigación y la teoría*. Madrid: Centro de Investigaciones Sociológicas : Boletín Oficial del Estado.
- Golberg, W.A., Prause, J. & Lucas-Thompson, R. (2008). Maternal Employment and Children's Achievement in Context: A Meta-Analysis of Four Decades of Research. *Psychological Bulletin* 134(1), 77-108.
- González de San Román, A.y De la Rica, S. (2012). Gender Gaps in PISA Test Scores: The Impact of Social Norms and the Mother's ransmission of Role Attitudes, en Discussion Paper: IZA.
- Guiso, L., F. Monte, P., Sapienza & Zingales, L. (2008). Culture, gender and math Science 320:1164-.
- Hanushek, E., Kain, J., Markman, J. & S. Rivkin (2003). Does peer ability affect student achievement? *Journal of Applied Econometrics* 18 (5), 527-544.
- Hanushek, E. (2004). Distributional Outcomes of the Organization of U.S. Schools: Peers, School Quality, and Achievement, en Erik Hanushek (2004) *Schooling and human capital formation in the global economy: Revisiting the equity-efficiency quandary*.
- Heckman, J.J. (2006). Skill Formation and the Economics of Investing in Disadvantaged Children, *Science* 312(june):1900-1903.
- Hoxby, C. (2000). Peer effects in the classroom: Learning from gender and race variation, NBER Working Paper 7867
- Jencks, C.y M. Phillips (1998). America's Next Achievement Test, *The American Prospect* 9(40).
- Lumsden, L.S. (1994):.Student motivation to Learn, *ERIC Digest* 92.
- Martín Criado, E. (2010). *La escuela sin funciones*. Barcelona: Edicions Bellaterra.

Martín Criado, E., Gomez Bueno, C., Fernández Palomares, F. y Rodríguez, M:A. (2000). Familias de clase obrera y escuela. San Sebastián (Donostia): Iralka.

Martínez García, J.S. (2002). ¿Habitus o calculus? Dos intentos de explicar la dinámica de las desigualdades educativas en España con datos de la Encuesta Sociodemográfica, Departamento de Sociología, Universidad Autónoma de Madrid.

Martínez García, J.S. (2011). Género y origen social: diferencias grandes en fracaso escolar y bajas en rendimiento educativo, Revista de la Asociación de Sociología de la Educación 4(3),270-285.

Mayoral, D. (2005). La teoría de los códigos: desigualdades lingüísticas en educación. Revista Internacional de Sociología 41:109-134.

Meece, J.L., Anderman E.M. & Anderman, L.H. (2006). Classroom goal structure, student motivation, and academic achievement, Annual Review of Psychology 57,487-503.

Mullis, I., Martin, M., Kennedy, A. & Foy, P. (2007). PIRLS 2006 International Report. IEA's Progress in International Reading Literacy Study in Primary Schools in 40 countries. TIMSS and PIRLS International Study Center, Lynch School of Education, Boston College.

Mullis, I., Martin, M. González, E. & Kennedy, A. (2003). PIRLS 2001 International Report. IEA's Study of Reading Literacy Achievement in Primary Schools in 35 countries. International Association for the Evaluation of Educational Achievement - International Study Center, Lynch School of Education, Boston College.

OCDE (2010a). PISA 2009. Vol II. Overcoming Social Background.

OCDE (2010b). PISA 2009. Vol. III. Learning to learn.

OCDE (2010c). PISA 2009: What Students Know and Can Do. Vol. I.

OCDE (2008) Informe PISA 2006. Competencias científicas para el mundo del mañana. Santillana, Ministerio de Educación y Ciencia: España.

OCDE (2004) Informe PISA 2003. Aprender para el mundo del mañana. Santillana: España.

OCDE (2002) Conocimientos y aptitudes para la vida. Primeros resultados del Programa Internacional de Evaluación de Estudiantes PISA (2000) de la OCDE. Aula XXI : México.

Pardo, A., Ruiz, M.A. y San Martín, R. (2007). Cómo ajustar e interpretar modelos multinivel con SPSS, Psicothema, 19 (2) 308-321.

Robinson, J.P.& Lubienski, S.T. (2011). The Development of Gender Achievement Gaps in Mathematics and Reading During Elementary and Middle School: Examining Direct Cognitive Assessments and Teacher Ratings, American Educational Research Journal 48(2):268-302.

Sáinz, M.& Eccles, J. (2012). Self-concept of computer and math ability: Gender implications across time and within ICT studies, *Journal of Vocational Behavior* 80:486-499.

Salido, O. (2006). La participación laboral de las mujeres: un reto para el bienestar social. *Administración & ciudadanía: revista da Escola Galega de Administración Pública* 1(1):97-122.

Spelke, E. (2005). Sex Differences in Intrinsic Aptitude for Mathematics and Science: A Critical Review, *American Psychologist*, 60(9): 950-958.

Ugalde, P, Córdoba, C. y Carabaña, J. (2012). Nivel socioeconómico medio de las escuelas y aprendizaje de los estudiantes chilenos en PISA 2009. Fondo de Investigación y Desarrollo en Educación – FONIDE. Ministerio de Educación, Chile. Disponible próximamente en www.fonide.cl

Valentine, J.C.& Cooper, H. (2003). Effect size substantive interpretation guidelines issues in the interpretation of effect sizes en *What Works Clearinghouse*. Wahsinton, DC.

Vigdor, J. & Nechyba, T. (2004). Peer Effects in North Carolina Public Schools, Duke University and NBER.

Wood, W.& Eagly, A.H. (2002). A cross-cultural analysis of the behavior of women and men: implications for the origins of sex differences, *Psychological Bulletin* 128(5), 699-727.

Zimmer, R. & Toma, E. (2000). Peer effects in private and public schools across countries, *Journal of Policy Analysis and Management*, 19 (1), 75-92.

Zimmerman, D.J. (1992). Regression toward mediocrity in economic stature, *American economic review*, 82,409-429.

Casos perdidos

El número de casos perdidos en las distintas variables analizadas es numeroso. No contar con esas observaciones podría sesgar considerablemente el estudio, debido a que la muestra finalmente seleccionada ya no sería aleatoria, sino la muestra de la población de la cual tenemos información para todas las variables. Para hacer frente a este problema, hemos creado una variable ficticia cuando no hay información para cada tratada como de razón o intervalo. En el caso de las variables ordinales y nominales, hemos creado una categoría en la propia variable, que indica que falta información.

Control de problemas de endogeneidad

Las variables prácticas educativas de los padres previas a la escolarización, interés por la lectura y facilidad en la lectura están relacionadas con el origen social. Por ello, si se introducen en las regresiones, podríamos tener dificultades para captar el efecto neto de estas características, y se podría confundir con el origen social. Para evitar este problema se ha procedido a realizar análisis de varianza de cada una de estas variables por el origen social, teniendo en cuenta también los métodos didácticos del profesorado, así como las prácticas educativas de la familia en las otras dos variables. Tras realizar los análisis de varianza, se procedió a extraer los residuos, y emplearlos en las regresiones. De esta forma tenemos más seguridad de que los efectos que miden estas variables no están mediados por el origen social.

Tabla 5.A1. Análisis de varianza del índice de las prácticas educativas previas a la escolarización

Pruebas de los efectos inter-sujetos						
Variable dependiente: pap_i Índice de prácticas educativas previas a la escolarización						
Origen	Suma de cuadrados tipo III	gl	Media cuadrática	F	Sig.	Eta al cuadrado parcial
Modelo corregido	1940,426 ^a	25	77,617	22,311	,000	,077
Intersección	16177,747	1	16177,747	4650,267	,000	,410
SEXO	1,506	1	1,506	,433	,511	,000
homoedu3	15,280	2	7,640	2,196	,111	,001
ocup2f	432,992	7	61,856	17,780	,000	,018
HOMCLF2	20,750	3	6,917	1,988	,113	,001
madaca	9,147	1	9,147	2,629	,105	,000
madacav	4,515	1	4,515	1,298	,255	,000
MESNAC2	179,569	1	179,569	51,617	,000	,008
estudcp	64,241	5	12,848	3,693	,002	,003
estudcm	105,827	4	26,457	7,605	,000	,005
Error	23298,099	6697	3,479			
Total	374943,210	6723				
Total corregida	25238,525	6722				

a. R cuadrado = ,077 (R cuadrado corregida = ,073)

Tabla 5.A2. Análisis de varianza del índice de facilidad en lectura

Pruebas de los efectos inter-sujetos						
Variable dependiente: fácil Facilidad en lectura						
Origen	Suma de cuadrados tipo III	gl	Media cuadrática	F	Sig.	Eta al cuadrado parcial
Modelo corregido	3793,621 ^a	28	135,486	14,386	,000	,056
Intersección	10049,681	1	10049,681	1067,055	,000	,136
SEXO	476,319	1	476,319	50,575	,000	,007
estudcp	112,964	5	22,593	2,399	,035	,002
estudcm	41,992	4	10,498	1,115	,348	,001
homoedu3	4,942	2	2,471	,262	,769	,000
ocup2f	393,976	7	56,282	5,976	,000	,006
HOMCLF2	110,661	3	36,887	3,917	,008	,002
rpap	156,627	1	156,627	16,630	,000	,002
mrpap	178,061	1	178,061	18,906	,000	,003
MESNAC2	435,780	1	435,780	46,270	,000	,007
profe_i	563,746	1	563,746	59,857	,000	,009
mprofe	,000	0	.	.	.	,000
madaca	15,101	1	15,101	1,603	,205	,000
madacav	,742	1	,742	,079	,779	,000
Error	63836,190	6778	9,418			
Total	439122,222	6807				
Total corregida	67629,811	6806				

a. R cuadrado = ,056 (R cuadrado corregida = ,052)

Tabla 5.A3. Análisis de varianza del índice de interés por la lectura

Pruebas de los efectos inter-sujetos						
Variable dependiente: INTSLEC Índice de interés por la lectura (residuos de intsec)						
Origen	Suma de cuadrados tipo III	gl	Media cuadrática	F	Sig.	Eta al cuadrado parcial
Modelo corregido	3627,072 ^a	29	125,071	28,445	,000	,110
Intersección	13362,484	1	13362,484	3039,063	,000	,313
SEXO	742,608	1	742,608	168,893	,000	,025
estudcp	62,114	5	12,423	2,825	,015	,002
estudcm	35,205	4	8,801	2,002	,091	,001
homoedu3	8,508	2	4,254	,968	,380	,000
ocup2f	197,910	7	28,273	6,430	,000	,007
HOMCLF2	50,534	3	16,845	3,831	,009	,002
madaca	1,880	1	1,880	,428	,513	,000
madacav	21,554	1	21,554	4,902	,027	,001
rpap	117,756	1	117,756	26,782	,000	,004
mrpap	116,564	1	116,564	26,510	,000	,004
MESNAC2	106,781	1	106,781	24,286	,000	,004
profe_i	2,796	1	2,796	,636	,425	,000
mprofe	,000	0	.	.	.	,000
rfacil	,000	0	.	.	.	,000
mrfacil	,000	0	.	.	.	,000
Error	29358,166	6677	4,397			
Total	401834,000	6707				
Total corregida	32985,238	6706				

a. R cuadrado = ,110 (R cuadrado corregida = ,106)

Tabla 5.A4. Rendimiento en lectura, por nivel de estudios de la madre (agrupado),
facilidad en lectura y sexo

Pruebas de los efectos inter-sujetos					
Variable dependiente: READ rendimiento en lectura					
Origen	Suma de cuadrados tipo III	gl	Media cuadrática	F	Sig.
Modelo corregido	7391777,539 ^a	17	434810,443	135,784	,000
Intersección	9,916E8	1	9,916E8	309665,348	,000
SEXO	2620,864	1	2620,864	,818	,366
lecfacil	3656963,885	6	609493,981	190,334	,000
estudcm	2878445,305	4	719611,326	224,722	,000
SEXO * lecfacil	25697,724	6	4282,954	1,337	,236
Error	23654894,067	7387	3202,233		
Total	1,977E9	7405			
Total corregida	31046671,606	7404			

a. R cuadrado = ,238 (R cuadrado corregida = ,236)

Elaboración de variables

ESTUDIOS DEL PADRE Y DE LA MADRE.

fre asbh17a asbh17b.

RECODE ASBH17A (9=0) (SYS=-1) (99=-2) (ELSE=COPY) INTO ASBH17AR
/ASBH17B (9=0) (SYS=-1) (99=-2) (ELSE=COPY) INTO ASBH17BR.

VAR LAB ASBH17AR 'Nivel de estudios del padre'
/ASBH17BR 'Nivel de estudios de la madre'.

val lab asbh17ar asbh17br

-2'Omitido o inválido'

-1'Sin información'

0'No aplicable'

1'Sin escolarización'

2'Primaria/ESO incompleta'

3'EGB/ESO'

4'Bachillerato, FPGM'

5'FP II'

6'FP superior'

7'Diplomatura'

8'Licenciatura'.

fre asbh17ar asbh17br.

cro asbh17ar by asbh17br.

recode asbh17ar (1=1) (-2 -1=4) (0 2 3=5) (4 5=7) (6 7=8) (8=10) into estudcp.

Var lab estudcp 'Padre, nivel de estudios (variable de razón)'.
cro asbh17ar by estudcp.

recode asbh17br (-2 thru 2=1) (3=3) (4 5=5) (6 7=6) (8=9) into estudcm.

Var lab esucm 'Madre, nivel de estudios (variable de razón)'.
cro asbh17br by estudcm.

**** homogamia educativa ****

AUTORECODE VARIABLES=estudcp estudcm

/INTO estudcpr estudcmr

/PRINT.

fre estudcpr estudcmr.

compute estudcpr=estudcpr-1.

cro estudcmr by estudcpr.

```

compute homoedu3=1.
var lab homoedu3 'Homogamia educativa'.
if (estudcpr>estudcmr) homoedu3=2.
if (estudcpr<estudcmr) homoedu3=3.

val lab
  homoedu3
  1'Homogamia'
  2'Hipergamia'
  3'Hipogamia'.
fre homoedu3.
var lab homoedu3 'Homogamia educativa'.
fre homoedu3.

****ACTIVIDAD ECONÓMICA DE LA MADRE****.
recode asbh20b (1=1) (else=0) (sys mis=0) into madrein.
var lab madrein 'Madre siempre ha sido económicamente inactiva'.
cro asbh20b by madrein.
fre madrein.

```

```

COMPUTE madaca=0.
var lab madaca 'Madre inactiva e hija (inteacción)'.
if (madrein=1 & ITSEX=1) madaca=1.
fre madaca.
COMPUTE madacav=0.
var lab madacav 'Madre inactiva e hijo (inteacción)'.
if (madrein=2 & ITSEX=1) madacav=1.
fre madacav.

```

```

**** MODELO DE CLASE SOCIAL ****.
RECODE ASBH20A (1=0) (12=-1) (SYS=-1) (5 8=1) (6 7=2) (2=3) (3 4 11=4) (9=5) (10 =6) INTO
OCUP2
  /ASBH20B (1=0) (12=-1) (SYS=-1) (5 8=1) (6 7=2) (2=3) (3 4 11=4) (9=5) (10 =6) INTO
OCUM2.

```

```

VAL LAB OCUP2 OCUM2
  -1'Sin información'
  0'Sin trabajo'
    1'Trabajador no cualificado y del sector primario'
    2'Cuello azul cualificado'
    3'Pq. propietarios'
    4'Cuello blanco'
    5'Ejec./funcionario alto'
    6'Profesionales'.
cro occup by ocup2
  /ocupm by ocum2.

```

```

var lab ocup2 'Clase social del padre'
  /ocuM2 'Clase social de la madre'.
val lab ocup2 ocum2
  -1'Sin información'
  0'Sin trabajo'
    1'Trabajador operario o sector primario'
    2'Cuello azul cualificado'
    3'Pq. propietarios'
    4'Cuello blanco'
    6'Profesionales'
    5'Ejecutivo/funcionario alto'.

```

FRE OCUP2 OCUM2.

```
compute ocup2f=MAX(ocup2, ocum2).
var lab ocup2f 'Clase social de la familia'.
val lab ocup2f ocup2 ocum2
    -1'Sin información'
    0'Sin trabajo'
    1'Trabajador operario o sector primario'
    2'Cuello azul cualificado'
    3'Pq. propietarios'
    4'Cuello blanco'
    6'Profesionales'
    5'Ejecutivo/funcionario alto'.
FRE OCUP2F.
```

****HOMOGENEIDAD DE CLASE, MODELO FINAL****.

```
IF (OCUP2 = OCUM2) HOMCLF2=3.
IF (OCUP2 > OCUM2) HOMCLF2 =2.
IF (OCUM2 > OCUP2) HOMCLF2=1.
IF (OCUP2 = -1 | OCUM2=-1) HOMCLF2 = 0.
VAR LAB HOMCLF2 'Homogeneidad de clase'.
VAL LAB HOMCLF2 0'Sin inf. (de al menos uno)' 1'Hipogeneidad' 2'Hiperogeneidad' 3'Homogeneidad'.
FRE HOMCLF2.
cro homclf2 by homclf.
```

```
VAR LAB HOMCLF 'Homogeneidad de clase'.
VAL LAB HOMCLF 0'Sin inf. (de ambos)' 1'Hipogeneidad' 2'Hiperogeneidad' 3'Homogeneidad'.
FRE HOMCLF.
```

*PROFESORADO *****.

VARIABLES PROFESORADO

*****.

```
Compute DPERSO =atbr03d.
Compute DLIBEX =atbr07ab.
Compute DTEATRO =atbr07ac.
Compute DARTI =atbr07bc.
Compute DVOcab =atbr08f.
```

```
FRE DPERSO DLIBEX DTEATRO DARTI DVOcab.
COMPUTE PROFE= DPERSO+ DLIBEX +DTEATRO +DARTI +DVOcab.
VAR LAB PROFE'Métodos empleados por el profesor'.
FRE PROFE.
COMPUTE profe_i=(PROFE-7)/13*10.
recode profe_i (sys=-1) (else=copy).
VAR LAB profe_i 'Índice de métodos de lectura del profesorado'.
fre profe_i.
```

FACILIDAD EN LECTURA.

```
compute adifi1 = asbr08c.
variable labels adifi1 'alumno piensa que la lectura le resulta más difícil que a sus compañeros'.
execute.
```

```
value labels adifi1
1 Muy de acuerdo
2 Bastante de acuerdo
3 Un poco de acuerdo
4 Nada de acuerdo.
```

```
recode adifi1 (sys=1) (else=0) into adifi1m.  
fre adifi1m.
```

```
compute adifi2= asbr08g.  
variable labels adifi2 'alumno la lectura le resulta más difícil que otras asignaturas'.  
value labels adifi2  
1 Muy de acuerdo  
2 Bastante de acuerdo  
3 Un poco de acuerdo  
4 Nada de acuerdo.
```

```
recode adifi2 (sys=1) (else=0) into difi2m.  
fre difi2m.
```

```
compute lecfacil=adifi2+adifi1-1.  
var lab lecfacil 'Facilidad con la lectura'.  
val lab lecfacil 1'Poca' 7'Mucha'.  
fre lecfacil.
```

```
compute lecfacil_i=(lecfacil-1)/6*10.  
var lab lecfacil_i 'Facilidad con la lectura (índice)'.  
fre lecfacil_i.
```

```
*****
```

```
***** PRÁCTICAS EDUCATIVAS DE LOS PADRE
```

```
*****
```

```
COMPUTE PAPLET= asbh02d  
COMPUTE PAPJUAL= asbh02g  
COMPUTE PAPESC= asbh02h  
COMPUTE PAPVOZ = asbh02i  
compute pap=PAPCUEN+ PAPLET +PAPJUPAL+ PAPESC+ PAPVOZ.  
fre pap.
```

```
compute pap_i=(pap-9)/*10.  
recode pap_i (sys=-1) (else=copy).  
recode pap_i (-1=1) (else=0) into papmis.  
fre pap pap_i papmis.
```