

El rendimiento educativo del alumnado de secundaria: ¿cuestión de género?

Educational performance of secondary education students: a gender issue?

Clasificación JEL: J14, J16.

Palabras clave: Rendimiento educativo, PISA, género, España, Andalucía.

Key words: Educational performance, PISA, gender, Spain, Andalusia.

Resumen:

El objetivo de este trabajo es analizar las principales causas que condicionan los resultados educativos del alumnado de secundaria y los posibles efectos diferenciales por género. A tal fin se acomete una triple estrategia. En primer lugar, se analiza la evolución del rendimiento en las competencias lectoras y matemáticas entre el año 2000 y 2009, realizando un análisis diferenciado por género y por nivel de repetición; en segundo lugar, se contrastan si las diferencias por género muestran un patrón homogéneo a lo largo de la distribución de puntuaciones en las pruebas de evaluación, y, en tercer lugar, se presenta un análisis particularizado para el caso de Andalucía. Los resultados permiten afirmar que si bien el género y las características familiares del alumnado son una fuente de desigualdad de rendimientos, el impacto de las mismas está condicionado por el perfil académico previo del alumnado que evaluemos.

Abstract:

This paper is aimed at analyzing the main causes that affect educational outcomes of secondary education students, emphasizing the potential differences by gender, for which we assume a threefold strategy. First, analyze the trend in skills between 2000 and 2009 -the first and last available PISA reports-, carried out a separate analysis by gender and level of repetition; secondly, we evaluate whether the differences by gender show a consistent pattern over the distribution of scores on assessment tests, and, thirdly, we present a detailed analysis for the case of Andalusia, to reveal whether gender patterns observed for the rest of Spain are reproduced in this autonomous community. The results suggest that while gender and family characteristics of students are a source of inequality, the impact of these is conditioned by the prior students' academic profile.

Oscar D. Marcenaro-Gutiérrez¹

Facultad de CC. Económicas y Empresariales (Universidad de Málaga)

Dpto. de Economía Aplicada (Estadística y Econometría, 15)

Plaza de El Ejido, s/n, 29071 Málaga. Tlfno: +34 952137003

Email: odmarcenaro@uma.es

Carmen Navarro Palenzuela

Fundación Centro de Estudios Andaluces (Consejería de la Presidencia, Junta de Andalucía)

Plaza de la Magdalena nº9, 4ª planta

41001 Sevilla

Tlfno. +34 954787016

Email: carmen.navarro@centrodeestudiosandaluces.es

* Autor para correspondencia. Oscar D. Marcenaro agradece la ayuda financiera recibida de la Fundación Centro de Estudios Andaluces.

1. INTRODUCCIÓN.

La literatura relativa a las denominadas funciones de producción educativa², es decir la que evalúa los factores condicionantes del rendimiento de los alumnos y alumnas en los distintos niveles de la formación reglada, si bien es extensa adoleció hasta hace poco más de una década de fuentes estadísticas homogéneas que permitieran realizar este análisis desde la perspectiva de la comparativa internacional. Para superar esta limitación la OCDE comenzó a desarrollar un programa, denominado PISA (*Programme for International Student Assessment*)³ que ha permitido a las personas interesadas en investigar estos temas disponer de una base de datos, integrada por un número creciente de países, a partir de la cual se pueden realizar comparaciones tanto en el tiempo como en el espacio del rendimiento de los sistemas educativos, específicamente en lo referido al alumnado de secundaria.

En concreto, el informe PISA surgido en el año 2000, pretende evaluar el rendimiento de los estudiantes en las competencias de matemáticas, ciencias y comprensión lectora, a partir de la realización de unas pruebas estandarizadas internacionalmente que se llevan a cabo cada 3 años, y cuya última edición ha sido la de 2009. En esa última edición el énfasis del diagnóstico del rendimiento educativo ha tenido como epicentro la comprensión lectora -en 2003 matemáticas, y en el año 2006 ciencias-, al igual que ocurrió en la primera edición (2000), lo que facilitará la comparación en el tiempo de los resultados obtenidos, que será uno de los objetivos de esta investigación.

Los resultados de estos informes en todas sus ediciones han situado al alumnado de España y de Andalucía por debajo de la media de la OCDE, y por debajo de la mayoría de países de la Unión Europea, con una brecha que se mantiene relativamente estable. Esta situación ha dado lugar a un continuo y profundo debate sobre cuáles son las causas últimas que condicionan el rendimiento académico de este colectivo de estudiantes, con el objetivo de poder poner en marcha políticas educativas encaminadas a mejorar el rendimiento de los alumnos/as (Fuentes, 2009). Este tipo de análisis en los que se establece una explicación del producto educativo es un asunto de especial relevancia en el momento actual, dado el nivel de consenso respecto a la importancia de la educación como elemento de reforma a nivel microeconómico y macroeconómico⁴, y como instrumento de ajuste a la cambiante demanda de cualificaciones del mercado de trabajo (De la Fuente, 1995), en un mundo cada vez más globalizado. Además, la falta de un conocimiento adecuado de cómo se produce la acumulación de conocimientos y, en general, de los factores que pueden condicionar el éxito o fracaso académico se convierte en un obstáculo que puede tener graves repercusiones para los estudiantes. Tal como señala Thomas (2001) éstos deben tener toda la información posible en el

² Entendiendo por función de producción educativa el instrumento que describe la tecnología que usan los estudiantes para maximizar su rendimiento académico.

³ PISA no es la única fuente de información de este tipo existente, puesto que también está disponible el informe TIMSS (*Trends in International Mathematics and Science Study*) y PIRLS (*Progress in International Reading Literacy Study*). España ha participado en ambos programas (excepto en PIRLS-2001).

⁴ Recordando las palabras de Becker (1979) la educación puede ser definida como un modo de generar, acumular y mantener capital humano.

momento de tomar decisiones relacionadas con la educación si queremos contribuir a que alcancen sus objetivos.

En este contexto las diferencias de rendimiento educativo entre los y las adolescentes, es un tema que ha recibido especial interés en los últimos años. Acorde con la literatura previa, se encuentran diferencias significativas entre las calificaciones medias de mujeres y hombres en comprensión lectora y matemáticas. Así, los hombres obtienen mayor puntuación media en matemáticas, destacando en cambio las mujeres en comprensión lectora. Entre los argumentos que se ha aportado en la literatura para explicar estas diferencias destacan los de Camarata y Woodcock (2006), quienes señalan que los distintos ritmos de maduración (física y psíquica) son una causa importante para explicar estas diferencias. Terrail (1992) apunta a que las mujeres se esfuerzan más y son más conscientes de la importancia de la educación sobre todo como medio de “emancipación”. Algunos trabajos, como por ejemplo, Goldin (1994) y mas recientemente Hausmann et al (2008) argumentan que las diferencias de género aparecen en las etapas más tempranas, por lo que las diferencias observadas en secundaria se gestan con anterioridad.

Existen fundamentalmente dos argumentos teóricos para explicar las diferencias encontradas en el rendimiento escolar de los estudiantes debido a su género: diferencias biológicas, y diferencias sociales. Numerosos estudios argumentan que las diferencias en la composición del cerebro –diferencias biológicas- (ver por ejemplo Kucian *et al*, 2005) es una causa fundamental para explicar las discrepancias en rendimiento educativo; otra línea argumental dentro del ámbito de las diferencias biológicas se basa en las derivadas de las habilidades innatas al sexo (Lawton y Hatcher, 2005) o las diferencias de estrategias de niños y niñas (Kucian et al, 2005). Respecto al marco general de las diferencias por sexo debidas a factores sociales, éste surge de un estudio realizado por Baker et al. (1993), con estudiantes americanos, en el que se comprobó que las diferencias en las puntuaciones en matemáticas de estos alumnos/as se debían fundamentalmente a diferencias en la facilidad de acceso a la escolarización, a las oportunidades dadas a cada colectivo, y a su propia cultura. Guiso, *et al*. (2008), corroboraron esta teoría, al encontrar diferencias menores en los resultados de los estudiantes en matemáticas en aquellos países de la OCDE en los que su cultura era más igualitaria con respecto al género.

La importancia de esta cuestión se enfatiza en algunos estudios en los que se subraya que las diferencias encontradas en el rendimiento académico de niños/as pueden afectar significativamente a variables tan importantes como el crecimiento económico de un país (Klassen, 2002) o a las tasas de fertilidad (Basau, 2002). De forma similar, Schultz (2002) y Doepke y Tertilt (2009) señalan que el aumento de la escolarización de los niños, y sobre todo de las niñas, además de aumentar el crecimiento económico, producen a largo plazo una mejora en el rendimiento futuro de los alumnos y alumnas de esa región, debido a la gran influencia que tienen las madres en el rendimiento escolar de sus hijos e hijas.

En lo que sigue este trabajo pretende, partiendo de la vasta información estadística proporcionada por PISA, por un lado, describir la situación del alumnado de secundaria en la actualidad (2009) y su comparación con los datos contenidos en PISA-2000, tratando de poner de relieve si ha habido cambios en el desequilibrio entre mujeres y hombres en el resultado en las pruebas de evaluación tanto de sus

competencias lectoras como matemáticas, y examinar hasta qué punto la magnitud de esas potenciales diferencias pueden ser achacadas al género. En segundo lugar evaluaremos la homogeneidad de las diferencias de efectos por sexo a lo largo de la distribución de puntuaciones, lo que permitirá enriquecer la visión simplista que la regresión en torno a la media proporciona de las verdaderas diferencias por género en cuanto a competencias académicas. Por último compararemos al alumnado de Andalucía con el resto de España en un intento de desentrañar si el patrón de género se reproduce en la comunidad autónoma más al sur de la península, tratando de valorar si el argumento de las diferencias idiosincrásicas puede emplearse para explicar las brechas de género educativas. La estructura del trabajo es como sigue. En la próxima sección se describe la base de datos utilizada y las variables incluidas en el análisis. La tercera sección abarcará una breve presentación teórica de los métodos de estimación más empleados para estimar funciones de producción educativas. En la cuarta sección, se presentan los resultados obtenidos tratando de determinar los factores explicativos del rendimiento académico de los/as adolescentes en la última década, y sus particularidades para Andalucía. Para finalizar, en la última sección (quinta), se presenta un apartado de conclusiones en el que se sintetizarán los principales resultados obtenidos y sus posibles implicaciones.

2. LA INFORMACIÓN DE PISA. DATOS Y VARIABLES.

Cualquier estudio orientado a la comparación internacional de rendimiento académico está sujeta a crítica por la dificultad de comparar funciones de producción educativas correspondientes a diferentes sistemas educativos repletos de particularidades y vertebrados sobre personas con elementos idiosincrásicos en ocasiones fuertemente diferenciados. A esta dificultad se añade la resultante de tener que resumir en una sola medida o, en general, en un conjunto reducido de puntuaciones el resultado (*output*) de la formación reglada; puesto que el producto que resulta del proceso formativo tiene un carácter multidimensional que se constituye en el principal elemento diferenciador entre las funciones de producción educativa y cualquier otra⁵. No obstante, tal como subraya, entre otros, Schleicher (2007), si bien PISA no recoge todas las competencias relevantes para predecir el éxito futuro del estudiante, sí recopila alguna de las más relevantes por lo que su análisis puede constituir una buena aproximación a la realidad. En concreto la información seleccionada procede, tanto para el año 2000 como 2009, de una muestra estratificada en la que están representados los estudiantes de ambos sexos que se encontraban cursando 4º de Educación Secundaria Obligatoria (ESO).

2.1. DESCRIPCIÓN DE LAS VARIABLES UTILIZADAS EN EL ANÁLISIS

Las variables dependientes (explicadas) que vamos a emplear en nuestros análisis multivariantes corresponden a dos formas diferentes de medir el *output* educativo. Por un lado se emplean los resultados obtenidos por el alumnado en las pruebas de matemáticas y comprensión lectora; la medida adoptada para sintetizar las puntuaciones obtenidas corresponde a la media aritmética de los cinco resultados que ofrece la base de datos de PISA, denominados valores plausibles⁶ (Wu y Adams, 2002), para cada uno de esos

⁶ PISA asigna una distribución de probabilidad a cada posible pauta de respuesta en cada una de las tres competencias evaluadas, con el objetivo de describir la “capacidad” asociada a cada pauta. Para construir esta distribución PISA

campos de conocimiento⁷. En segundo lugar construiremos modelos de elección discreta en los que trataremos de explicar si el género se puede considerar un factor significativo para explicar el fracaso académico, medido a través de sendas variables ficticias que indicarán si el/a alumno/a repite curso.

En cuanto a las variables que vamos a emplear para explicar las causas de las variaciones observadas en el grado de adquisición de competencias, no existe un cuerpo teórico que unifique qué variables son las que más influyen en las diferencias en el rendimiento escolar de los estudiantes, aunque existe cierto consenso sobre algunas de ellas. Por ello las variables seleccionadas en este trabajo son aquellas, de entre las disponibles, más frecuentemente señaladas en la literatura como posibles causas que condicionan los resultados académicos, y en general aquellas que los análisis descriptivos previos de los datos, de carácter exploratorio, nos ha indicado que podrían potencialmente resultar significativas para explicar las variaciones en el rendimiento académico, en términos de competencias, entre individuos. Se han seleccionado un conjunto de indicadores representativos de las principales características individuales del estudiante, así como una serie de características de su entorno socioeconómico y de los recursos de los que dispone el hogar familiar. Del mismo modo, se consideran diferentes características del colegio al que acuden.

En el Anexo A se presenta una lista de las variables utilizadas en este trabajo, su definición, así como el nombre de la variable original en la base de datos de PISA.

Para mayor información, en la tabla 1 se recoge un análisis descriptivo bivalente en el que se presentan las relaciones, por pares –de manera aislada del resto-, entre cada una de las variables que se consideran potencialmente pueden explicar las variaciones en las calificaciones del alumnado, y que sirven de andamiaje para el análisis multivalente que se presentarán en las secciones 3 y 4.

-INSERTAR TABLA 1 AQUÍ-

En concreto las principales conclusiones que se pueden extraer del análisis de las cifras mostradas por la tabla 1 son las siguientes.

La condición de repetidor/a se presenta como una variable claramente diferenciadora del nivel de rendimiento académico del alumnado, denotando que el fracaso académico forma parte de una tendencia en un subgrupo de la población. Las diferencias entre el alumnado que ha repetido un curso y los que se encuentran matriculados en su correspondiente año son de aproximadamente una desviación estándar. Estas diferencias se acentúan en el caso de los alumnos/as que han repetido dos cursos o más (hasta casi dos desviaciones estándar). Muchos estudios contrastan ese mismo comportamiento, en el sentido de una mayor probabilidad de fracaso escolar de los repetidores/as, por ejemplo Calero *et al* (2010), Jimerson *et al* (2002),

extrae un conjunto de cinco valores asociados a cada estudiante. Debido a que en PISA un alumno/a no responde a todos los ítems del *test*, sino solo a parte de ello, se estima cuál sería su comportamiento en el total de los ítems, utilizando una distribución de probabilidades de los posibles valores que podrían obtener en cada ítem. Los valores plausibles son pues, selecciones aleatorias de la distribución estimada del rendimiento del alumno/a.

⁷ Estas calificaciones se corresponden con puntuaciones estandarizadas a nivel de los países de la OCDE, de tal forma que la media para estos países se sitúe en 500 puntos y su desviación estándar sea de 100.

Benito (2007), Dolton *et al.* (2003), etc. Además esas diferencias se mantienen cuando comparamos hombres y mujeres, especialmente en la competencia matemática.

El alumnado inmigrante presenta menores puntuaciones medias, casi un 15% inferior a sus compañeros y compañeras nativas. Son numerosos los estudios que argumentan la influencia de esta variable en el resultado educativo (véase, por ejemplo, Chiswick y Miller, 2005, o Ammermueller, 2007); la mayoría de éstos enfatizan en la importancia relativa sobre ese resultado del hecho de ser inmigrante frente al de la potencial influencia de las características diferenciales que suelen presentar los inmigrantes en cuanto a otros factores influyentes como la ocupación y educación de sus padres, el nivel cultural del hogar, el nivel de riqueza familiar o el interés por los estudios (García, *et al.* 2010). Entre esos factores que indirectamente pueden afectar al menor rendimiento de los estudiantes Westerbeek (1999) considera que la agrupación territorial, es decir la segregación geográfica, de los alumnos/as inmigrantes puede conducir a que dicho colectivo presente peores resultados que los nativos. Curiosamente las diferencias entre nativos e inmigrantes se reducen de forma muy significativa cuando comparamos a los que repiten (una o dos veces).

La riqueza de la base de datos de PISA, permite conocer aspectos subjetivos de la opinión que los estudiantes tienen acerca de una materia concreta. Así se observa que el índice de actitud del alumnado hacia la lengua está correlacionado con los resultados en las dos materias evaluadas, con diferencias reducidas para mujeres y hombres en comprensión lectora y mucho más acusadas en matemáticas. Este índice de actitud, tal como señalan García *et al.* (2010) para el caso de la actitud del alumnado hacia las ciencias (materia objetivo en PISA 2006) es una de las variables que más influye en el rendimiento de los estudiantes en el aula. En Gran Bretaña, De Fraja *et al.* (2005) utilizando los datos longitudinales del *National Child Development Study* (NCDS) apuntan a que el esfuerzo y actitud de los alumnos/as, así como el esfuerzo de los padres/madres o de los propios colegios, influyen directa e indirectamente en el resultado escolar⁸.

En cuanto a las variables socioeconómicas y características del hogar, comenzando por el nivel educativo de sus padres/madres, se observa, como la calificación media en los *test* de evaluación se eleva a medida que aumenta el nivel de estudios reglados de padre y madre, tanto para hombres como para mujeres en torno a un 5% más entre cada nivel y el anterior, aunque estas diferencias se desvanecen cuando centramos nuestra atención en repetidores/as. En lo relativo a la ocupación de los progenitores los efectos positivos de una profesión no manual por parte de estos se manifiestan tanto en repetidores como no repetidores. Además no se aprecian notables diferencias en esos valores medios dependiendo de si se observa la ocupación de la madre o del padre. En la literatura previa existen muchas aportaciones en relación a esta cuestión, así, por ejemplo, Altonji y Dunn (1996) observan una relación positiva y significativa entre el nivel de estudio de los padres/madres y el éxito escolar de sus hijos⁹. Igualmente, Hanushek (1997) y Blundell *et al.* (2000), llegan a la conclusión que el logro educativo de los estudiantes está relacionado positivamente con el número de años de estudio acumulados por sus padres y madres. Un resultado del

⁸ Este estudio resulta muy esclarecedor pues al disponer de datos de panel permite estimaciones econométricas que no se pueden emplear en PISA, por no disponer este último de datos de ese tipo.

⁹ Esta cuestión ha sido también objeto de un número considerable de trabajos de investigación desde la perspectiva de la psicología de la educación, véase, por ejemplo, Ebel (1977).

mismo signo hallan Plug y Oosterbeek (1999) quienes estiman que un aumento de en torno a 5 años en la formación del padre o la madre se traduce en un año adicional de estudios por parte del hijo/a. Incluso llegan más lejos en su análisis, al encontrar una relación positiva y significativa entre coeficiente intelectual de los padres y logro educativo de sus descendientes. Una relación muy similar habían encontrado años antes Kagan y Moss (1959) y Wolfe (1982), para quienes los logros educativos de la madre tienen una influencia más acusada que los del padre sobre la capacidad intelectual de los hijos. Una posible explicación se puede basar en las diferencias de proporciones de madres y padres con estudios superiores. De forma complementaria, se podría esgrimir el argumento aportado por Murnane *et al.* (1981); éstos conjeturan que las madres con alto nivel educativo están muy capacitadas para conducir la vida de sus hijos, y que este hecho, junto con el mayor tiempo que les dedican y la mayor calidad de ese tiempo, constituye un elemento determinante de la alta capacidad académica de esos jóvenes.

La mayor riqueza de los padres y madres, parece estar asociado al rendimiento del hijo/a que habita el hogar. En la tabla 1 se muestra como el alumnado cuyos padres tienen un ISEI¹⁰ alto, construido éste como un ISEI mayor que la mediana, obtienen mejores resultados que los alumnos/as cuyos padres disponen de un ISEI menor que la mediana. Lo mismo ocurre para el ISEI construido para las madres. Las diferencias de media se sitúan en torno a media desviación estándar. Aunque, como afirma Calero (2008), mayores niveles de renta no tienen porqué traducirse en mayores recursos educativos, la realidad es que ambas variables están correlacionadas de forma directa en PISA. Por tanto cabe esperar que los hogares con mayor nivel de renta presenten un índice cultural-educativo más elevado, y en consecuencia los adolescentes que vivan en él obtengan mayor rendimiento educativo. La tabla 1 confirma estas expectativas, en las dos disciplinas evaluadas. Para éstas, un/a alumno/a con una cultura educativa alta obtiene una calificación aproximadamente 10% más alta que un/a alumno/a con una cultura educativa baja. Además se observa que las diferencias entre puntuaciones en matemáticas entre hombres y mujeres son más altas para cada nivel cultural que en el caso de la comprensión lectora, aunque estables con las diferencias de puntuaciones medias generales observadas entre géneros.

Una vez descritas las características individuales del alumnado, a continuación se realiza el análisis en relación a las variables de grupo, que en este caso, se refieren, básicamente a las características del colegio al que asiste el/la alumno/a. Se ha de tener en cuenta, que estos factores son idénticos para todos los alumnos/as que pertenecen a un mismo centro¹¹. Si se observa la tabla 1, las diferencias más relevantes se resaltan en lo que sigue En lo que respecta a la propiedad del colegio los estudiantes de los públicos tienen una media ligeramente inferior a la de los concertados y privados, y estas diferencias se mantienen con independencia de si nos centramos en repetidores o no repetidores y mujeres y hombres. En consonancia

¹⁰ El ISEI (Índice Socio-Económico Internacional de Status Ocupacional) fue construido por PISA a partir de la respuesta de los estudiantes respecto a la ocupación de sus padres. Este índice, construido a partir de la metodología desarrollada por Ganzeboom *et al.* (1992), captura las características de las ocupaciones que transforman el nivel educativo de los progenitores en ingresos.

¹¹ Así, en cada una de las tablas, la frecuencia (n) refleja el número de alumnos/as que van a un colegio que presentan la característica correspondiente.

el porcentaje de repetidores y repetidoras es mayor en los colegios públicos que en el resto, y las diferencias en la proporción de repetición entre mujeres y hombres es muy superior también en los colegios públicos, por tanto sin tener en cuenta el efecto condicional de otras variables esto podría tomarse como evidencia preliminar de que los colegios privados y concertados contribuyen a reducir la brecha de género en fracaso escolar.

También se ha argumentado que el interés de los padres y madres por la educación de sus hijos/as es la variable más relevante en la influencia de las características familiares sobre el rendimiento de los jóvenes. Por ejemplo, Feinstein y Symons (1999) avalan que el esfuerzo de los padres/madres en cuanto a la dedicación a los estudios de sus hijos/as afecta más al rendimiento que el nivel socio-económico de éstos o su formación académica. No obstante hay que relativizar este resultado por la existencia de una fuerte correlación entre la dedicación de los padres y su nivel socio-económico. La tabla 1 muestra cómo el alumnado que asiste a colegios donde los padres ejercen mayor “presión” obtienen mayores calificaciones¹².

El “efecto compañeros/as” o “*peer effects*” aparece con frecuencia en la literatura reciente como una causa en las diferencias en los rendimientos de los alumnos/as. Algunos de estos estudios muestran evidencia convincente sobre la existencia de este tipo de efectos en función del origen étnico (Angrist y Lang, 2002) de los compañeros/as, su composición por género (Hoxby, 2000, y Lavy y Schlosser, 2007) o por estatus de inmigración (Gould *et al.*, 2009). En nuestro estudio se incorporan las variables: nivel educativo de los padres de los compañeros, la composición por género en los centros, y la acumulación de estudiantes inmigrantes en los centros. La tabla 1 muestra que el alumnado matriculado en un centro en el que la mayoría de familias tienen estudios universitarios, sacan notas considerablemente mayores que los alumnos/as que acuden a un centro en el que la mayoría de padres o madres tienen estudios secundarios o primarios¹³. Algo similar ocurre con el porcentaje de repetidores, aunque en este caso la influencia negativa sobre las calificaciones individuales del alumnado, conforme crece la presencia de éstos en el aula, sólo afecta a las mujeres no repetidoras y de forma muy leve. Igualmente la composición por sexos de los centros, no muestra diferencias demasiado acusadas, respecto a las calificaciones. Desde un punto de vista metodológico el potencial “efecto compañeros/as” presenta el que se conoce en la literatura como “*reflection problem*” (problema del reflejo), que ha sido analizado profusamente por Manski (1993) y que resulta de que no se sabe si el comportamiento del alumno/a condiciona el de sus compañeros o es el general el que afecta al particular del individuo.

Por otro lado, el alumnado (tanto hombres como mujeres) que asisten a colegios donde se les agrupa en función de su rendimiento en todas las asignaturas (segregados), presentan calificaciones comparables a las de los estudiantes que son agrupados solo en una o ninguna asignatura.

¹² Nótese que el número de alumnos/as que asisten al colegio cuyos padres/madres ejercen presión, es menor que aquellos en los cuáles los padres/madres no la ejercen.

¹³ Nótese, que en este último caso el número de observaciones es muy reducido, por lo que la media no resulta representativa.

En lo que respecta a la difusión de información del centro a los padres y madres de los alumnos/as que acuden a ellos, muestra correlación positiva con el rendimiento escolar de las niñas (aunque leve) pero no en el caso de los niños.

La competencia entre centros, basada en la idea de que los centros que tienen que competir con otros situados en un entorno muy cercano tienen mayores incentivos para mejorar su funcionamiento, podría explicar parte de las diferencias de rendimiento entre alumnos/as. Según la tabla 1, el alumnado que asiste a un colegio situado en un área con mayor competencia (dos o más colegios en la zona), obtiene calificaciones algo superiores que aquellos cuyos colegios tienen una competencia limitada (solo uno o ningún colegio alrededor), cumpliéndose este patrón tanto para hombres como para mujeres.

Antes de comentar los resultados del análisis condicional multivariante subrayaremos las diferencias más relevantes extraídas de la comparación de los datos de PISA 2000 y 2009. La conclusión más evidente que se puede extraer es que la mayoría de las diferencias entre la información de ambos momentos temporales se corresponden con la puntuación obtenida por el alumnado en la competencia lectora, que es el centro de atención en ambos informes. En general los resultados muestran un descenso en las puntuaciones para todas las categorías analizadas, excepto -principalmente- en los repetidores de curso.

En cuanto a las diferencias de medias entre las puntuaciones obtenidas por los distintas categorías de cada una de las variables explicativas, los patrones en 2000 y 2009 son bastante estables, en el sentido de una constancia en esas diferencias en ambos momentos. Entre las matizaciones a ese patrón general se muestra un crecimiento de la brecha entre mujeres y hombres en la competencia lectora, en favor de ellas, y lo contrario ocurre en la competencia matemática, donde la diferencia de medias no era significativa en PISA-2000 y pasa a serlo en 2009. También se constata una mayor amplitud en la brecha entre nativos e inmigrantes, aunque las cifras deben tomarse con cautela debido al reducido tamaño de la muestra en PISA-2000. En cambio la brecha entre puntuaciones de las madres con estudios superiores y menores de primaria se reduce considerablemente, a diferencia de la estabilidad de diferencias mostrada por los cuatro niveles ocupacionales tanto para madres como padres¹⁴.

3. METODOLOGÍA: MODELIZACIÓN DE LA FUNCIÓN DE PRODUCCIÓN EDUCATIVA.

Una vez definidos los factores (*inputs*) y productos (*outputs*) del proceso de aprendizaje es necesaria la estimación de los parámetros estructurales de la ecuación que representa ese proceso. De manera precisa la forma estructural de este modelo se puede representar empleando la ecuación (3.1), que representa la función de producción:

$$y_{i0} = \alpha_0 + X'_{i0}\beta_0 + \delta_0\mu_{i0} + u_{i0} \quad \forall i = 1, \dots, n. \quad (3.1)$$

donde y_{i0} son las puntuaciones del alumnado en las competencias evaluadas, respectivamente; X_{i0} son las características individuales, familiares y socio-económicas (que se suponen no estocásticas) que influyen en el resultado en las pruebas diagnósticas; μ_{i0} representa la capacidad intelectual del individuo "i" en el

¹⁴ La tabla con los estadísticos descriptivos de la muestra correspondiente a PISA-2000 no se incluye por razones de espacio.

periodo actual; u_{i0} es un término de perturbación aleatoria, que en general se supone distribuido según una $N[0, \sigma_u^2]$.

El factor capacidad (habilidad o aptitud) tiene una naturaleza inobservable, lo cual se convierte en una fuente de sesgo que se puede presentar en nuestras estimaciones. Una posible solución para este problema es considerar el éxito académico en periodos previos como indicadores de habilidad¹⁵. Obteniéndose así la siguiente expresión para la ecuación (3.2)¹⁶:

$$y_{i1} = \alpha_1 + X'_{i1}\beta_1 + \delta_1 y_{i0} + u_{i1} \quad \forall i = 1, \dots, n. \quad (3.2)$$

Sin embargo, la estimación de la expresión (3.2) presenta un problema potencial de endogeneidad, puesto que los factores inobservables (como por ejemplo factores de motivación, y la determinación) -que desempeñan un papel importante en la determinación de los resultados en cursos previos- pueden también ser explicativos de los resultados obtenidos en el curso actual. Si la habilidad innata está correlacionada con el coeficiente intelectual del alumno, lo que parece muy probable, y este coeficiente está vinculado de forma directa con los antecedentes familiares (ya sea como consecuencia del ambiente familiar o por transmisión genética), la omisión de la capacidad del estudiante en las estimaciones introduciría un sesgo que elevaría artificialmente la influencia de las características familiares sobre el rendimiento académico¹⁷. De ahí que utilizar la condición de repetidor o no como variable explicativa del rendimiento presente del/a joven esté sujeto a problemas de endogeneidad. Para evitar esto la estrategia seguida en el análisis multivariante es obtener estimaciones separadas para el alumnado repetidor y no repetidor, así como tratar de caracterizar la probabilidad de sufrir este tipo de fracaso en los cursos previos, mediante modelos probabilísticos unitarios (*probit*).

En la siguiente subsección presentamos, en primer lugar, la estimación de los modelos probabilísticos de determinación de la probabilidad de repetición y en segundo lugar los coeficientes obtenidos por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) de los parámetros representados en la expresión (3.1). Sin embargo, ese tipo de estimación no refleja de forma precisa el rango de variación del efecto de algunas variables sobre las calificaciones del alumnado, puesto que sólo proporciona una cifra 'resumen' de la relación de causalidad para las *medias* de las distribuciones correspondientes al conjunto de variables explicativas. Así Mosteller y Tukey (1977, pág. 266) afirman que para tener una visión más completa de esos efectos habría que obtener regresiones en diferentes puntos de la distribución condicional de la variable explicada. Ese objetivo es el que se ha perseguido mediante la aplicación de los principios de regresión cuantílica, al obtener una regresión para cada decil de la distribución condicional de calificaciones universitarias. De este modo podremos determinar si el efecto de las variables explicativas es significativo a lo largo de los distintos puntos de la distribución condicional de rendimientos del estudiante y si la cuantía del efecto es homogénea a lo largo de esa distribución. En la medida en que se consiga identificar con más

¹⁵ Alternativamente, como se hará más adelante, podemos realizar regresiones separadas en función del perfil de rendimiento académico previo del estudiante para estimar las diferencias de parámetros de los hiperplanos de regresión.

¹⁶ Tanto Figlio (1999) como Hanushek (1986) defienden la utilización del nivel de formación inicial como variable explicativa, aunque aludiendo a diferentes razones.

¹⁷ En Boardman y Murnane (1979) se presenta una discusión más detallada de esta cuestión.

precisión la significatividad y amplitud de ese efecto para distintos grupos de estudiantes, se podrán ofrecer, sobre la base de los resultados obtenidos, recomendaciones de política educativa más certeras.

En términos matemáticos el modelo de regresión cuantílica se puede expresar como:

$$y_i = x_i' \beta_\theta + u_{\theta i} \quad \text{con} \quad \text{Cuantil}_{\theta}(y_i|x_i) = x_i' \beta_\theta \quad \forall i = 1, \dots, n.; \theta \in (0,1) \quad (3.3)$$

donde $\text{Cuantil}_{\theta}(y_i|x_i)$ denota el θ -ésimo cuantil condicional de "y" dado "x"¹⁸.

4. ANÁLISIS MULTIVARIANTE.

4.1. ¿EXISTEN DIFERENCIAS ENTRE LOS FACTORES CONDICIONANTES DEL RENDIMIENTO EN 2000 Y 2009?

En esta sección comparamos el impacto diferencial de la variable sexo del estudiante, y del resto de variables comentadas en el análisis bivalente presentado en la sección 2, sobre su rendimiento académico, empleando dos vías alternativas. En la primera evaluamos la probabilidad de repetición de curso y, en la segunda, una vez clasificados los/as estudiantes en los distintos grupos de "fracaso académico", analizamos el efecto diferencial sobre las puntuaciones obtenidas en las pruebas diagnósticas, mediante un modelo de regresión lineal ordinario, en los que compararemos los datos de PISA de 2000 con los del 2009¹⁹.

4.1.1. TENDENCIAS EN FRACASO ESCOLAR.

En las diferentes columnas de la tabla 2 se exhiben, para PISA 2000 Y 2009 –respectivamente-, los efectos marginales (y desviaciones estándar de los coeficientes -entre paréntesis-) -marcados con asteriscos en el caso de resultar estadísticamente significativos²⁰- que se obtienen de la estimación mediante modelos *probit*, para hombres y mujeres, de la probabilidad de repetir uno o dos cursos, frente a no repetir.

-INSERTAR TABLA 2 AQUÍ-

Los efectos marginales presentados en esa tabla ponen de manifiesto varios resultados significativos. Por un lado las mujeres inmigrantes presentan mayor probabilidad de repetición (54%) que las nativas -en PISA 2000-, no resultando significativo el efecto en los hombres. Esta diferencia muestra una potencial fuente de discriminación de género que puede tener sus raíces en su procedencia de sociedades que, por su bajo nivel de desarrollo socioeconómico, están más dominadas por la estructura patriarcal, lo que en muchas ocasiones les lleva a tener que relegar los estudios a un segundo plano y adoptar un rol de ayuda en el hogar. No obstante los datos de 2009 (con mayores tasas de inmigración) muestran una peor situación relativa de los hombres inmigrantes que equiparan la situación desfavorable de las mujeres inmigrantes.

Tanto mujeres como hombres presentan menor probabilidad de repetir cuando asisten a un colegio financiando, al menos parcialmente, con fondos privados. Igualmente las diferencias por género no

¹⁸ Un análisis detallado de este tipo de modelos puede verse, por ejemplo, en Koenker y Basset (1978), o más recientemente en Koenker y Hallock (2001).

¹⁹ Los resultados de esta comparación deben ser tomados con cautela, puesto que la inclusión de un número creciente de comunidades autónomas en la muestra podría, aunque no se establece así por parte del consorcio que ha llevado a cabo PISA, condicionar marginalmente la comparabilidad de resultados.

²⁰ En concreto cuando el coeficiente va acompañado de tres asteriscos (***) indica que es estadísticamente significativo a un nivel de confianza del 99%, de dos asteriscos (**) cuando lo es al 95% y uno (*) cuando solamente lo es al 90%.

son significativas en cuanto a la influencia positiva sobre la probabilidad de no repetir de niveles crecientes de formación reglada por parte de los/as progenitores/as, en los dos momentos temporales considerados. De forma similar un mayor nivel de *status* ocupacional de la madre favorece el éxito académico de sus descendientes, con efectos en general ligeramente más acusados en 2009, lo que podría tomarse como indicio de creciente desigualdad intergeneracional.

Una diferencia sustancial entre los resultados de 2000 y 2009 hace referencia al impacto de la proporción de chicas en los colegios públicos, puesto que parece reducir la probabilidad de repetición de - uno o dos- cursos en el año 2000 y al contrario en 2009. Por último la presión ejercida por los padres sobre el profesorado no muestra un patrón claro de efectos sobre la probabilidad de repetición.

En consecuencia parece que en general el patrón de repetición es bastante estable en 2000 y 2009 y que, salvo contadas excepciones, la probabilidad de repetición viene condicionada por las mismas variables en mujeres y hombres.

4.1.2. TENDENCIAS EN LOS FACTORES CONDICIONANTES DE LA PUNTUACIONES.

En esta sección presentamos los resultados del análisis de regresión en el que tratamos de explicar el efecto condicional diferencial de algunas variables en mujeres y hombres en relación a las puntuaciones obtenidas en la competencia matemática y lectora, así como la evolución en el tiempo de esta estructura multivariante, centrándonos en el alumnado no repetidor. El impacto negativo sobre las puntuaciones de la condición de inmigrante es muy similar en mujeres y hombres tanto en matemáticas como en comprensión lectora, creciendo ligeramente en importancia en el año 2009²¹; por tanto ese efecto significativo condiciona tanto la probabilidad de repetir como la posición relativa entre los no repetidores, para mujeres y hombres.

En lo relativo al tipo de colegio los *test* de la diferencia de coeficientes no muestran un efecto diferencial significativo entre mujeres y hombres en 2009, por lo que el impacto de asistir a un colegio privado (en comparación con uno público) no se puede considerar diferente entre los jóvenes y las jóvenes (éstas sólo parecen beneficiarse, aunque en una cuantía muy pequeña, en el caso de la competencia lectora); algo similar ocurre cuando evaluamos los coeficientes obtenidos para el año 2000 -aunque entonces el alumnado de los colegios privados se beneficiaban algo más en matemáticas-.

-INSERTAR TABLA 3 AQUÍ-

En línea con lo observado para la repetición de curso, el efecto de que el alumnado esté acompañado en clase de mayoría de chicas resulta negativo para ellos y positivo para ellas; parece, por tanto, que hay una especie de efecto "*network*" por sexos, en la medida en que la mayor presencia femenina favorece una mejora del rendimiento de éstas y va en detrimento del de ellos. En cambio la presión ejercida por los padres/madres está fuertemente condicionada por el tipo de colegio al que asiste el alumnado.

En todos los casos los coeficientes de determinación (R^2) obtenidos adoptan valores superiores para el modelo que explica las variaciones en las puntuaciones en comprensión lectora que en matemáticas,

²¹ Este resultado debe ser analizado a la luz de los cambios producidos en la estructura migratoria hacia España, que no alcanzó cotas relevantes de inmigrantes hasta mediados de la década pasada, lo que podría explicar parcialmente ese incremento de efecto.

indicando la mayor capacidad para explicar esta competencia. En general estos modelos presentan un aceptable poder explicativo, especialmente si se tiene en cuenta que nos enfrentamos a dos importantes limitaciones: por un lado nuestra medida del *output* educativo está bastante acotada y, por otro lado, existe un conjunto de factores muy heterogéneos que condicionan ese *output* y cuya medición es difícil, cuando no imposible; pensemos por ejemplo en el nivel de inteligencia, que es una índice no aportado en este tipo de bases estadísticas; además los modelos estimados resultan significativos en su conjunto.

4.1.3. ¿SON HOMOGÉNEOS LOS EFECTOS ESTIMADOS, A LO LARGO DE LA DISTRIBUCIÓN DE RENDIMIENTO EDUCATIVO PARA MUJERES Y HOMBRES?

La respuesta a esta última cuestión es la que se ha perseguido abordar mediante la aplicación de los principios de regresión cuantílica a los datos de PISA (2000 y 2009). En la medida en que se consiga identificar con más precisión la significatividad y amplitud de las variables analizadas para distintos grupos de estudiantes, se podrán ofrecer, sobre la base de los resultados obtenidos, recomendaciones de política educativa más certeras.

En la subsección anterior se ha realizado una aproximación por MCO para analizar la influencia de un conjunto de factores sobre las calificaciones de los/as adolescentes. No obstante, y tal como se subrayó al comienzo de esta sección, ese tipo de estimación no refleja de forma precisa el rango de variación del efecto de algunas variables sobre la variable explicada, al ser sólo una medida resumen de esa variación. Para soslayar esta dificultad se ha recurrido en este trabajo a la estimación de regresiones cuantílicas; al obtener una regresión para cada decil de la distribución condicional de calificaciones podremos determinar si el efecto de las variables explicativas es significativo a lo largo de los distintos puntos de la distribución condicional de rendimientos y si la cuantía del efecto es homogénea a lo largo de esa distribución. La comparación de estos resultados con los obtenidos por MCO nos permitirá conocer en mayor profundidad el comportamiento de determinadas variables de especial relevancia, entre las que destacamos el sexo del estudiante.

En concreto en la tabla 4 se muestran solamente, por claridad expositiva, los coeficientes obtenidos para la variables sexo en la regresión cuantílica para 2000 y 2009, atendiendo a la distribución del alumnado en función del percentil que ocupan en la distribución de puntuaciones de matemáticas y comprensión lectora, respectivamente -excluyéndose los alumnos y alumnas repetidores-.

-INSERTAR TABLA 4 AQUÍ-

Por regla general el nivel tanto en comprensión lectora como en matemáticas mantienen las diferencias que habíamos observado por sexos, pero con dos importantes matices. Pues la mayor calificación de las alumnas en la comprensión lectora va decreciendo conforme nos movemos hacia el grupo de las/los que obtienen mayores puntuaciones, tanto en 2000 como 2009. En cambio la competencia matemática muestra un patrón diferencial entre 2000 y 2009, pues si bien la mayor puntuación de los hombres respecto a las mujeres en esta competencia muestra una tendencia estable y significativa a lo largo de toda la distribución de puntuaciones, no ocurre lo mismo en PISA 2000, año en el que no existían diferencias

significativas entre sexos. Por tanto parece que a lo largo del periodo considerado se agudizan las diferencias entre mujeres y hombres no repetidoras, especialmente en el caso de las matemáticas.

Por otro lado, las personas inmigrantes presentan un efecto negativo diferencial respecto a las puntuaciones principalmente en los niveles más bajos de la distribución de puntuaciones ya sean mujeres u hombres, que es significativa únicamente en 2009. En consecuencia parece que las menores puntuaciones medias de los inmigrantes encubren el efecto de los más desaventajados en la función de producción educativa. Es también el alumnado más desaventajado en el que el nivel de formación de las madres (y padres) ejerce un mayor efecto corrector de las puntuaciones, especialmente cuando éstas poseen una titulación superior.

De ahí que podamos afirmar que parte del efecto negativo del status como inmigrante se puede superar en la medida en que el entorno formativo en el que se desenvuelve la vida en el hogar del/a estudiante progrese.

El tipo de colegio parece no afectar en ningún punto de la distribución condicional de calificaciones a los hombres, aunque sí a las mujeres, que muestran un rendimiento superior respecto a las adolescentes que asisten a un colegio público en el tramo superior a la mediana de puntuaciones -en comprensión lectora-; por otro lado un nivel de estudios superiores de las madres de los adolescentes condiciona de forma significativa, y muy superior al del nivel de estudios de los padres, tanto el resultado de las hijas que de los hijos, pero sólo en el tramo de los que obtienen calificaciones por debajo del percentil 60. Por tanto los y las adolescentes con menor rendimiento académico se ven beneficiados de mayor influencia del capital humano de sus madres, de ahí la importancia que para las generaciones futuras puede tener el mayor stock de capital humano que están acumulando éstas.

4.2. ¿SON LAS DIFERENCIAS POR RAZÓN DE GÉNERO MÁS ACUSADAS EN EL SUR?

En esta sección presentamos los resultados de los análisis condicionales para determinar los factores que afectan de forma significativa a la probabilidad de fracaso -repetición- y a las puntuaciones obtenidas en las dos competencias evaluadas para la submuestra de alumnado andaluz, con el objetivo de analizar si se puede hablar de una estructura diferencial de producción educativa en esta comunidad autónoma en comparación con el conjunto del territorio nacional. Sólo se presentan los resultados obtenidos para el año 2009 puesto que la información de PISA del año 2000 no permitía desagregar la muestra por comunidades autónomas.

Comenzando por los resultados relativos a los factores condicionantes de la probabilidad de repetición (en la tabla 5 se muestran los efectos marginales y desviaciones estándar), las diferencias entre inmigrantes y nativos son más elevadas que en el resto de España en lo que respecta a los hombres, manteniéndose en niveles similares el efecto diferencial para el caso de las mujeres. En cambio los efectos del tipo de colegio son similares para ambos sexos para las dos muestras.

- INSERTAR TABLA 5 AQUÍ-

La variable nivel de estudios de la madre presenta efectos condicionales más cuantiosos²², e igualmente significativos entre los repetidores de dos años, reforzando así el argumento esgrimido más arriba respecto a la importancia de la acumulación de capital humano de las progenitoras como instrumento de lucha contra el fracaso escolar; un hijo cuya madre tenga estudios superiores (en posesión de un título de Diplomada, Licenciada, Ingeniera o Arquitecta) presenta, por término medio, una probabilidad de repetir dos cursos un 103% inferior que aquellos cuyas madres no tienen estudios reglados (inferiores a primarios), elevándose esa cifra hasta el 178% en el caso de las alumnas. Un efecto similar se observa respecto a un alto nivel de cualificación de las madres.

Para completar nuestros análisis, por analogía con el esquema seguido en la sección 4.1, pasamos a comentar los resultados más relevantes obtenidos al estimar un modelo en el que las variables explicadas son las puntuaciones en las competencias evaluadas, para la submuestra de Andalucía (no se presenta la tabla por razones de espacio).

En general, de la observación de los coeficientes estimados se infiere que las mujeres, *ceteris paribus*²³, obtienen mayor rendimiento que los hombres en la competencia de lectura, corroborando lo observado en el conjunto del territorio nacional; de hecho ese efecto diferencial no es tan notable en Andalucía como en el resto de España. A pesar de esto, ambos resultados nos inducen a pensar que la posible existencia de características diferenciales entre las funciones de producción de mujeres y hombres, por lo que se obtuvieron también estimaciones separadas para alumnas y alumnos. Curiosamente las diferencias, esta vez a favor de los varones, en las puntuaciones en competencia matemática son superiores en Andalucía que en el resto de España, por lo que parece que los argumentos planteados en la sección introductoria respecto a las posibles causas de las diferencias observadas entre géneros cobran más fuerza en el Sur de España.

De forma complementaria los resultados obtenidos corroboran que en Andalucía podemos hablar de una influencia aún mayor del nivel de estudios materno -que en el resto de España-. Ese mayor impacto diferencial se puede deber a la menor proporción relativa de madres con estudios superiores en Andalucía que en el resto de España, con una brecha de 10%. En ese sentido el fuerte crecimiento del *stock* de capital humano experimentado por las mujeres en Andalucía, con una fuerte feminización del alumnado en las Universidades y unas menores tasas de fracaso escolar que las de los hombres, es de esperar que redunde en un nivel de rendimiento académico superior en las generaciones venideras. También se podría argumentar que el mayor tamaño del coeficiente para el nivel de estudios superiores de la madre puede estar influenciado por la existencia de homogamia, es decir que las/los mujeres/hombres forman pareja, mayoritariamente, con personas de un nivel educativo igual o superior al alcanzado por ellas/ellos. En tal caso esa mayor influencia recogería, al menos parcialmente, el hecho de que en esos hogares ambos progenitores poseen estudios superiores.

²² Estos resultados son comparables con los aportados en las investigaciones realizadas para los datos de PISA de olas previas (véase, por ejemplo, García *et al.*, 2010).

²³ Dejando inalterado el valor del resto de las variables explicativas.

El efecto de la variable “nivel de riqueza” de padre, por un lado, y madre, por otro, no se muestra puesto que a pesar de resultar significativos en nuestras estimaciones, se pueden tomar como una *proxy* del nivel de formación y de la ocupación de los progenitores, por lo que no aportan una información que ya no hayamos recogido en la tabla a partir de esas otras variables. En lo referido a la ocupación, los resultados para Andalucía y el resto de España con comparables.

El indicador de cultura educativa del hogar muestra, también en Andalucía, una clara correlación positiva directa con el rendimiento en las dos competencias bajo estudio; este resultado refuerza más aún si cabe la idea de la importancia de las inquietudes culturales de los progenitores como elemento diferenciador del rendimiento de sus descendientes, ya sean hijos o hijas.

Por último contrastamos la homogeneidad de los efectos de la variable sexo a lo largo de la distribución de puntuaciones en Andalucía, para las dos competencias consideradas, estimados a partir de regresiones cuantílicas. Los resultados para los coeficientes de esas variables se muestran en la tabla 6.

- INSERTAR TABLA 6 AQUÍ-

El resultado más relevante de los presentados en esa tabla, en comparación con los obtenidos para el conjunto del territorio nacional, atañe a la inexistencia de diferencias significativas en las puntuaciones en comprensión lectora entre mujeres y hombres en Andalucía. Por tanto las diferencias media que muestran los estadísticos descriptivos desaparecen cuando controlamos por las variables incluidas en nuestras regresiones cuantílicas. En cambio las diferencias en matemáticas a favor de los hombres se mantienen como significativas y con un efecto diferencial muy homogéneo a lo largo de la distribución de puntuaciones.

5. CONCLUSIONES.

Se ha podido contrastar que algunos de los efectos usualmente destacados del examen de los resultados estimados a partir de funciones de producción educativas medias se ven condicionados por el tipo de análisis que realicemos, puesto que la regresión cuantílica nos ha mostrado que existen diferencias notables en los efectos estimados en función del tipo de estudiante al que analicemos, es decir cuando comparamos estudiantes con bajos y altos niveles de puntuación. En concreto hemos podido constatar que las diferencias de puntuaciones medias de rendimiento de las mujeres, en comparación con los hombres, se reducen mucho -en España- e incluso desaparecen -en el caso de Andalucía- cuando controlamos por un conjunto de características socioeconómicas del alumnado. No obstante las diferencias positivas de los hombres en la comprensión matemática no desaparecen. Por tanto podemos hablar de la existencia de diferencias de género en esta competencia, que podría responder a factores idiosincrásicos -actitudes- no controlables mediante las funciones de producción educativas al uso.

Con independencia de esa cuestión los resultados muestran una menor probabilidad de fracaso de las mujeres y un fuerte peso de la formación de las progenitoras sobre las competencias desarrolladas por sus descendientes, que se convierten en variables clave para inferir una mejora de la posición relativa de las mujeres en el mercado laboral, lo que les permitirá superar algunas de las fuentes de discriminación aún prevalecientes en la sociedad andaluza y del resto del territorio nacional.

Además esas diferencias muestran un patrón estable cuando comparamos los resultados de PISA 2000 y 2009 lo que muestra la robustez de los de las interrelaciones entre las variables consideradas.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALTONJI, J.G., Y DUNN, T.A (1996): “The effects of family characteristics on the return to education”. *Review of Economics and Statistics* 42, 692-704.
- AMMERMUELLER, A. (2007): “Poor Background or Low Returns? Why Immigrant Students in Germany Perform so Poorly in the Programme for International Student Assessment”. *Education Economics* 15, 215-230.
- ANGRIST, J. Y LANG, K. (2002): “How Important are Classroom Peer Effects?” Evidence from Boston’s Metco Program. NB ER, Working Paper N° 9263.
- BAKER, D. P.Y JONES, D. P (1993): “Creating gender equality: Cross national gender stratification and mathematical performance”. *Sociology of Education* 66, 91-103.
- BASU A.(2002): “Why Does Education Lead to Low Fertility? A Critical Review of Some of the Possibilities”. *World Development* 30, 1779-1790.
- BENITO, A (2007): “La LOE ante el fracaso, la repetición y el abandono escolar”. *Revista Iberoamericana de Educación* 43.
- BLUNDELL, R., DEARDEN, L., GOODMAN, A., Y REED, H. (2000): “The returns to higher education in Britain.: evidence from a British cohort”. *Economic Journal* 110, 82-99.
- BOARDMAN, A. E. Y MURNANE, R. J (1979): “Using panel data to improve estimates of the determinants of educational achievement”. *Sociology of Education* 52, 113-121.
- CALERO, J (2008): “What happens alter compulsory education? Problems of continuity and possible policies in the case of Spain”.*The Social Science Journal* 45, 440-456.
- CALERO, J., CHOY, A. Y WAISGRAI, S (2010): “¿Qué determina el fracaso escolar en España?”. XVII Encuentro de Economía Pública. Disponible en <http://www.um.es/dp-hacienda/eep2010/comunicaciones/eep2010-6..pdf> el 19/10/ 2011.
- CAMARATA, S Y WOODCOCK, R (2006): “Sex differences in progressing Speedy: Developmental effects in males and females”. *Intelligences* 34, 231-320.
- CHISWICK, B. R. Y MILLER, P.W (2005): “Do enclaves matter in immigrant adjustment?”*City Community* 4, 5-35.
- DE FRAJA, G., OLIVEIRA, T., Y ZANCHI, L (2005): “Must Try Harder. Evaluating the Role of Effort in Educational Attainment”. CEPR Discussion Papers 5048.
- DE LA FUENTE, G (1995): “Higher education and employment in Spain”. *European Journal of Education* 30, 217-233.
- DOEPKE, M. Y TERTILT, M (2009): “Women’s Liberation: What Was in It for Men?”. Working paper.
- DOLTON, P., MARCENARO, O. D. Y NAVARRO, L. (2003): “The effective use of student time: a stochastic frontier production function case study”. *Economics of Education Review* 22, 547-560.
- EBEL, R. (1977): “Fundamentos de la medición educacional”. Editorial Guadalupe, Buenos Aires.
- FEINSTEIN, L. Y SYMONS, R (1999): “Attainment in secondary schools”. *Oxford Economic Papers* 51, 300-321.
- FIGLIO, D. N (1999): “Functional form and the estimated effects of school resources”.*Economics of Education Review* 18, 241-252.
- FUENTES, A (2009): “Raising Education Outcomes in Spain”, OECD Economics Department Working Papers, 666, OECD Publishing. <http://dx.doi.org/10.1787/226865111178>.
- GANZEBOOM, H., DE GRAAF, P. M., Y TREIMAN, D. J (1992): “A standard international socio-economic index of occupational status”. *Social Science Research* 21, 1-56.

- GARCÍA, J., HIDALGO, M. Y ROBLES, J. (2010): “Diferencias regionales y rendimiento educativo: análisis de los resultados del Estudio PISA-2006”. Mimeo
- GOLDIN, C (1994): “The U-Shaped Female Labor Force Function in Economic Development and Economic History”. In T. P. Schultz, ed., *Investment in Women's Human Capital and Economic Development*. Chicago, IL. University of Chicago Press, 61-90.
- GUIISO, L., MONTE, F., SAPIENZA, P. Y ZINGALES, L. (2008): “Culture, Gender and Math”. *Science* 320, 1164-1165.
- GOULD, E., LAVY, V. Y PASERMAN, D (2009): “Does Immigration Affect the Long-Term Educational Outcomes of Natives? Quasi-Experimental Evidence”. *Economic Journal* 119, 1243-1269.
- HANUSHEK, E. (1997): “Assessing the effects of school resources on student performance. An update”. *Educational Evaluation and Policy Analysis* 19, 141-164.
- HANUSHEK, E. (1986): “The Economics of Schooling Production and Efficiency in Public Schools”. *Journal of Economic Literature*, 24, 1141-1177.
- HAUSMANN, R., TYSON, L. Y ZAHIDI, S (2009): “The Global Gender Gap Report 2009”. Geneva, Switzerland: World Economic Forum.
- HOXBY, C (2000): “Peer Effects in the Classroom: Learning from Gender and Race Variation”. NBER Working Paper 7867.
- JIMERSON, S., ANDERSON, G. Y WHIPPLE, A. (2002): “Winning the battle and losing the war: Examining the relation between grade retention and dropping out of high school”. *Psychology in the Schools* 39, 441-457.
- KAGAN, J. S. Y MOSS, H. A. (1959): “Parental correlates of child IQ and height”. *Child Development* 30, 325-332.
- KLASSEN, S (2002): “Low Schooling for Girls, Slower Growth for All? Cross Country Evidence on the Effect of Gender Inequality in Education on Economic Development”. *World Bank Economic Review* 16, 345-373.
- KOENKER, R. Y HALLOCK, K. F (2001): “Quantile Regression”. *Journal of Economic Perspectives* 15, 143-156.
- KOENKER, R. Y BASSET (1978): “Regression Quantiles”. *Econometrica* 46, 33-50.
- KUCIAN, K., LOENNEKER, T., DIETRICH, T., MARTIN, E., Y VON ASTER, M (2005): “Gender differences in brain activation patterns during mental rotation and number related cognitive tasks”. *Psychological Science* 47, 112- 131
- LAVY, V. Y SCHLOSSER, A. (2007): “Mechanisms and Impacts of Gender Peer Effects at School”. NBER Working Paper 13292.
- MANSKI, C (1993). “Identification of Endogenous Social Effects: The Reflection Problem”. *Review of Economic Studies* 60, 531-542.
- MARCENARO, O. D (2010): “La Educación como factor determinante de la movilidad intergeneracional en Andalucía”. *Revista Actualidad* 56, 1-49.
- MINISTERIO DE EDUCACIÓN (2010). PISA 2009. Informe Español. Instituto de Evaluación, Madrid.
- MOSTELLER, F. Y TUKEY, J (1977): “Data Analysis and Regression”. Cambridge, MA: Addison-Wesley (Ed.).
- MURNANE, R. J., MAYNARD, R. A. Y OHLS, J. C (1981): “Home resources and children’s achievement”. *Review of Economics and Statistics* 63, 369-377.
- OCDE (2002): “Education at a Glance: OECD Indicators 2002”. OCDE, 2002.
- OCDE (2006): “Where immigrant students succeed”. Paris: OCDE.
- PLUG, E. Y OOSTERBEEK, H (1999): “Is schooling a family thing? Effects of grandparents, parents, brothers and sisters on school choices”. Working Paper 15-99, TSER meeting, Amsterdam.
- SCHLEICHER, A (2007): “Can competencies assessed by PISA be considered the fundamental school knowledge 15-years-olds should possess?”. *Journal of Educational Change* 8, 349-357.

- SCHULTZ, T.P. (2002). "Why Governments Should Invest More to Educate Girls". *World Development*, 30, 207-225.
- TERRAIL, J (1992): "Destins scolaires de sexe: une perspective historique et quelques arguments". *Population* 47, 645-676.
- THOMAS, W (2001): "The decision to return to full-time education". *Education Economics* 9, 37-51.
- WESTERBEEK, K. (1999): "The effects of elementary grade retention on subsequent school achievement and ability". *Canadian Journal of Education* 19, 241-250.
- WOLFE, J. R (1982): "The impact of family resources on childhood IQ". *Journal of Human Resources* 17, 213-235.
- WU, M Y ADAMS, R (2002). Plausible Values-Why they are important. *International Objective Measurement Workshop*, New Orleans.

Anexo A

TABLA 1. RESULTADO EDUCATIVO SEGÚN DISTINTAS VARIABLES, ESPAÑA (2009) PARA ESTUDIANTES NO REPETIDORES, Y REPETIDORES

Variables	Categorías	Matemáticas			Lectura		
		No repetidores	Repetidores de un curso	Repetidores de dos cursos	No repetidores	Repetidores de un curso	Repetidores de dos cursos
		Hombres	Mujeres		Hombres	Mujeres	
Sexo	Hombres			448,4			427,5
	Mujeres			417,0			444,8
Mes de nacimiento	Enero	531,6	505,2	427,1	505,1	527,7	434,1
	Febrero	543,6	504,7	430,6	514,0	528,2	432,8
	Marzo	538,0	508,5	432,2	514,2	533,0	431,5
	Abril	534,1	506,4	427,4	507,2	525,0	432,8
	Mayo	541,3	507,8	436,9	512,9	525,9	438,6
	Junio	536,9	506,4	431,6	508,6	523,5	434,7
	Julio	533,5	505,1	436,8	504,7	521,7	432,7
	Agosto	533,2	505,7	437,6	502,3	523,0	445,3
	Septiembre	532,5	502,2	443,2	509,0	520,7	438,0
	Octubre	535,4	509,9	435,1	505,6	529,5	431,7
	Noviembre	532,8	513,9	439,8	503,1	533,6	434,7
	Diciembre	528,3	517,4	430,3	494,7	533,3	435,1
Estatus inmigrante	Inmigrante	493,1	477,8	440,4	465,2	496,8	416,2
	Nativo	537,9	510,2	439,9	509,5	529,5	411,6
Índice de actitud hacia la lengua	Baja	520,8	481,0	429,7	486,3	493,9	423,0
	Alta	548,9	518,6	439,6	526,7	540,8	449,2
Nivel educativo del padre	Sin estudios	521,7	476,2	428,2	492,2	496,2	425,4
	Primaria	514,4	489,9	424,0	489,0	516,2	434,5
	Secundaria	528,4	494,9	438,4	495,2	509,5	435,2
	Bachillerato	534,8	507,8	436,3	509,3	528,1	435,1
	Universidad	547,2	524,6	438,9	519,5	543,4	442,5
Nivel educativo de la madre	Sin estudios	522,9	468,0	413,4	489,0	487,7	413,3
	Primaria	518,3	485,8	420,3	494,6	511,4	427,5
	Secundaria	525,1	495,3	438,6	493,4	510,6	435,2
	Bachillerato	535,1	507,6	437,9	507,7	527,8	439,3
	Universidad	547,5	523,2	442,9	519,8	543,0	445,4
Ocupación del padre	Manual, baja cualifi.	524,2	493,2	439,1	497,0	512,7	438,8
	Manual, alta cualifi.	523,1	493,2	426,6	492,2	511,6	431,1
	No manual, baja cualif.	539,0	507,0	436,3	507,7	527,7	438,7
	No manual, alta cualif.	548,5	525,9	448,9	523,4	544,6	447,6
Ocupación de la madre	Ama de casa	519,4	487,3	426,3	491,9	508,2	423,2
	Manual, baja cualifi.	517,2	490,6	425,7	486,8	510,7	430,2
	Manual, alta cualifi.	525,9	492,6	428,1	491,7	510,8	431,7
	No manual, baja cualif.	538,1	507,7	437,8	509,3	527,2	441,2
	No manual, alta cualif.	549,9	528,0	455,9	524,1	546,4	457,7
Riqueza del padre	Bajo	524,0	493,2	430,6	494,8	512,6	433,7
	Alto	542,2	518,0	439,2	514,7	537,4	437,3
Riqueza de la madre	Bajo	526,8	498,1	430,1	497,7	517,1	434,0
	Alto	539,2	513,1	438,1	511,4	532,8	436,4
Cultura educativa	Baja	512,9	477,7	424,3	483,7	500,2	421,9
	Media	537,4	506,1	438,7	507,6	525,1	443,1
	Alta	547,7	522,4	446,6	521,2	540,6	449,6
Propiedad del colegio	Público	532,8	502,2	432,4	501,9	519,2	431,5
	Privado	547,7	524,3	437,7	524,2	553,6	448,3
	Concertado	536,6	514,4	443,8	512,3	536,6	449,5
Nivel educativo de los padres de los compañeros	Mayoría primarios	0	0	318,3	0	0	323,9
	Mayoría secundarios	524,7	493,3	434,7	493,5	508,5	431,8
	Mayoría universitarios	547,1	524,9	449,5	521,1	544,7	455,5
Presión	Minoría de padres en el colegio	535,2	506,2	433,8	507,0	524,6	434,9
	Mayoría de padres en el colegio	534,2	517,5	450,6	507,6	546,7	447,1
% de financiación pública	Colegios privados <35%	566,2	538,2	455,7	546,9	559,4	458,4
	Colegios privados >=35%-<50%	541,1	517,9	430,6	516,2	551,0	444,2
	Colegios concertados >=50%-<80%	539,4	521,4	447,8	511,6	541,6	452,8
	Colegios concertados >=80%-<100%	534,1	508,9	441,3	512,8	532,6	447,4
% de repetidores en ESO	< 11% de repetidores	536,0	514,6	434,9	509,8	534,5	440,3
	>= 11% de repetidores	534,3	500,7	434,1	503,9	519,6	433,0
% en los colegios	Minoría de chicas	535,9	509,3	433,2	508,0	529,0	433,9

	Mayoría de chicas	534,8	506,5	434,8	379,8	506,4	525,7	436,2	372,3
% de chicas en el colegio público	Minoría de chicas	528,9	496,5	426,9	369,2	497,8	514,6	426,0	361,2
	Mayoría de chicas	535,9	505,7	434,9	380,1	505,0	522,2	434,5	371,4
% de chicas en el colegio privado	Minoría de chicas	555,8	526,7	449,8	434,5	530,9	557,3	465,1	422,3
	Mayoría de chicas	532,0	520,7	422,9	411,2	511,3	548,0	427,6	361,3
% de chicas en el colegio concertado	Minoría de chicas	538,3	520,0	444,3	394,9	512,4	539,5	446,6	389,5
	Mayoría de chicas	531,4	505,3	442,9	367,9	511,9	531,3	453,7	380,5
Tamaño del municipio	< 100.000 habit.	528,1	500,1	433,8	375,8	496,9	519,4	432,7	366,2
	>= 100.000 habit.	546,5	519,7	437,1	384,1	523,9	539,5	442,1	382,8
Ratio alumnado/profesor en el centro	Nº total								
	alumnos/profesor: <=8,524	527,2	502,3	432,9	381,9	489,6	514,5	425,4	370,1
	Nº total								
	alumnos/profesor: 8,524-12,752	537,4	505,0	433,8	375,1	509,5	524,2	436,6	368,3
	Nº total								
	alumnos/profesor: >=12,752	536,5	512,4	436,4	381,7	511,6	535,1	441,5	378,0
Información	Baja	532,6	503,4	433,0	378,4	504,3	522,6	433,3	368,9
	Alta	540,5	517,2	438,3	378,9	512,5	537,1	441,2	378,1
Competencia	Uno o ninguno	529,0	500,0	432,2	377,9	493,3	513,5	427,4	362,3
	2 colegios o más	537,8	510,9	436,8	378,7	513,3	533,0	441,3	378,8
Selección	Bajo nivel de selección	535,2	505,1	432,9	378,0	510,9	526,8	436,3	371,3
	Alto nivel de selección	534,6	514,3	432,8	397,9	505,7	538,3	444,1	396,3
% de inmigrantes	1.92 % o menos	537,0	509,4	439,1	380,7	508,8	528,8	439,3	372,6
	Más del 1.92%	493,1	477,8	411,6	366,8	465,2	496,8	416,2	364,2

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de PISA (2009)

TABLA 2. TENDENCIAS EN REPETIDORES POR GÉNERO EN PISA (2000) Y PISA (2009)

Variables	2000				2009			
	Repetidores de un año		Repetidores de dos años		Repetidores de un año		Repetidores de dos años	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
Inmigrante	-0,01 (0,02)	0,54*** (0,02)	0,05 (0,04)	1,20*** (0,03)	0,81*** (0,01)	0,72*** (0,01)	0,72*** (0,02)	0,63*** (0,02)
Colegio privado	-0,06*** (0,02)	-0,20*** (0,02)		0,06 (0,05)	-0,45*** (0,03)	0,08** (0,03)	-0,39*** (0,04)	-1,08*** (0,11)
Colegio concertado	-0,29*** (0,01)	-0,55*** (0,01)	-0,18*** (0,03)	0,12*** (0,03)	-0,21*** (0,01)	-0,12*** (0,01)	-0,08*** (0,02)	-0,07*** (0,02)
Actitud hacia la lengua alta	-0,39*** (0,01)	-0,43*** (0,01)	-0,19*** (0,02)	-0,21*** (0,01)	-0,26*** (0,01)	-0,28*** (0,01)	-0,30*** (0,01)	-0,54*** (0,01)
Educación del padre: primarios	0,02** (0,01)	-0,02** (0,01)	-0,01 (0,02)	-0,43*** (0,02)	-0,15*** (0,01)	-0,28*** (0,01)	-0,43*** (0,02)	-0,66*** (0,02)
Educación del padre: secundarios	-0,28*** (0,01)	-0,10*** (0,01)	-0,27*** (0,03)	-0,45*** (0,03)	-0,11*** (0,01)	-0,24*** (0,01)	-0,20*** (0,02)	-0,61*** (0,02)
Educación del padre: bachillerato	0,05*** (0,01)	-0,25*** (0,01)	-0,18*** (0,03)	-0,11*** (0,03)	-0,00 (0,01)	-0,24*** (0,01)	-0,15*** (0,02)	-0,58*** (0,02)
Educación del padre: universitarios	-0,03*** (0,01)	0,16*** (0,01)	0,21*** (0,03)	0,33*** (0,02)	-0,15*** (0,02)	-0,16*** (0,01)	-0,31*** (0,02)	-0,39*** (0,02)
Educación de la madre: primarios	-0,20*** (0,01)	-0,24*** (0,01)	-0,27*** (0,02)	0,29*** (0,03)	-0,34*** (0,02)	-0,49*** (0,02)	-0,62*** (0,02)	-0,72*** (0,02)
Educación de la madre: secundarios	-0,36*** (0,01)	-0,56*** (0,01)	-0,46*** (0,03)	-0,17*** (0,03)	-0,30*** (0,02)	-0,46*** (0,02)	-0,64*** (0,02)	-0,75*** (0,02)
Educación de la madre: bachillerato	-0,18*** (0,01)	0,01 (0,01)	-0,39*** (0,03)	-0,10*** (0,03)	-0,21*** (0,02)	-0,47*** (0,02)	-0,60*** (0,02)	-0,75*** (0,02)
Educación de la madre: universitarios	0,01 (0,01)	-0,39*** (0,01)	1,15*** (0,03)	0,08*** (0,03)	-0,25*** (0,02)	-0,33*** (0,02)	-0,57*** (0,02)	-0,58*** (0,02)
Ocupación de la madre: ama de casa	-0,03*** (0,01)	-0,01* (0,01)	-0,02* (0,01)	-0,39*** (0,02)	-0,07*** (0,01)	-0,20*** (0,01)	0,00 (0,01)	-0,15*** (0,02)
Ocupación de la madre: manual, alta cualf,	-0,02 (0,03)	-0,19*** (0,02)			-0,11*** (0,01)	-0,15*** (0,01)	-0,23*** (0,01)	-0,17*** (0,01)
Ocupación de la madre: no manual, baja cualf,	-0,07*** (0,01)	-0,05*** (0,01)	-0,18*** (0,02)	0,05*** (0,02)	-0,12*** (0,02)	-0,09*** (0,02)	-0,21*** (0,02)	-0,51*** (0,03)
Ocupación de la madre: no manual, alta cualf,	-0,27*** (0,01)	-0,18*** (0,01)	-1,69*** (0,05)	-0,07*** (0,02)	-0,38*** (0,01)	-0,53*** (0,01)	-0,73*** (0,02)	-0,55*** (0,02)
Cultura educativa media	-0,10*** (0,01)	-0,06*** (0,01)	-0,38*** (0,02)	-0,26*** (0,02)	-0,13*** (0,01)	-0,23*** (0,01)	-0,12*** (0,01)	-0,20*** (0,01)
Cultura educativa alta	-0,11*** (0,01)	-0,11*** (0,01)	-0,28*** (0,02)	-0,57*** (0,02)	-0,27*** (0,01)	-0,39*** (0,01)	-0,25*** (0,01)	-0,35*** (0,01)
Proporción de padres en el colegio: mayoría secundarios	-0,00*** (0,00)	-0,00*** (0,00)	-0,01*** (0,00)	0,01*** (0,00)	0,00*** (0,00)	0,00*** (0,00)	-0,00* (0,00)	0,00*** (0,00)
Proporción de padres en el colegio: mayoría universitarios	-0,00*** (0,00)	0,00*** (0,00)	-0,01*** (0,00)	-0,00 (0,00)	-0,00*** (0,00)	-0,00*** (0,00)	-0,01*** (0,00)	-0,01*** (0,00)
Mayoría de chicas en el colegio público	-0,00 (0,01)	-0,09*** (0,01)	-0,30*** (0,02)	-0,08*** (0,02)	0,13*** (0,01)	0,15*** (0,01)	0,12*** (0,01)	0,17*** (0,01)
Mayoría de chicas en el colegio privado		-0,13*** (0,03)		0,76*** (0,05)	0,01 (0,04)	-0,10** (0,04)	0,12** (0,06)	0,99*** (0,11)
Mayoría de chicas en el colegio concertado	0,28*** (0,01)	0,38*** (0,01)	0,15*** (0,02)	0,44*** (0,02)	0,08*** (0,01)	0,08*** (0,01)	-0,23*** (0,02)	-0,02 (0,02)
Presión en el colegio público	0,27*** (0,01)	0,29*** (0,01)	0,13*** (0,02)	0,31*** (0,02)	0,08*** (0,02)	-0,05* (0,02)	0,12*** (0,03)	0,61*** (0,03)
Presión en el colegio privado	0,98*** (0,03)	0,79*** (0,03)			-0,04 (0,05)	0,07* (0,04)	-0,50*** (0,11)	0,80*** (0,11)
Presión en el colegio concertado	0,17*** (0,01)	0,25*** (0,01)	-0,01 (0,03)	-0,27*** (0,02)	-0,14*** (0,02)	-0,26*** (0,02)	-0,05** (0,02)	-0,11*** (0,03)
Constante	-0,01 (0,02)	0,04** (0,02)	-0,91*** (0,04)	-1,74*** (0,04)	0,15*** (0,04)	0,39*** (0,04)	0,34*** (0,05)	0,23*** (0,06)
N° de observaciones	269,265	285,675	175,829	223,452	11,471	11,695	9,639	9,923

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de PISA (2000) y PISA (2009)

Nota: La variable mes de nacimiento ha sido incluida en todas las regresiones. No se presenta por razones de espacio

TABLA 3. ANÁLISIS MULTIVARIANTE. MATEMÁTICAS Y LENGUA EN PISA (2000) Y PISA (2009) POR SEXO PARA LOS NO REPETIDORES EN ESPAÑA

Variables	Matemáticas				Lectura			
	2000		2009		2000		2009	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
Inmigrantes	-6,63*** (1,31)	-8,59*** (1,57)	-36,33*** (0,98)	-28,64*** (0,75)	-3,22*** (0,96)	-19,22*** (1,11)	-35,89*** (0,92)	-30,83*** (0,67)
Colegio privado	14,74*** (1,21)	17,85*** (1,18)	1,27 (1,34)	-1,44 (1,39)	-7,27*** (0,89)	4,07*** (0,83)	6,58*** (1,26)	7,69*** (1,23)
Colegio concertado	8,25*** (0,93)	-10,98*** (0,89)	-6,38*** (0,63)	1,01* (0,58)	1,14* (0,68)	-8,73*** (0,62)	-0,32 (0,59)	1,24** (0,52)
Actitud hacia la lengua alta	7,56*** (0,50)	-2,46*** (0,40)	22,00*** (0,39)	30,18*** (0,38)	43,64*** (0,37)	27,96*** (0,28)	34,63*** (0,37)	40,51*** (0,33)
Educación del padre: primarios	-18,00*** (0,71)	-2,81*** (0,64)	2,39** (0,99)	4,11*** (0,86)	-6,44*** (0,52)	-4,83*** (0,45)	1,33 (0,93)	8,81*** (0,76)
Educación del padre: secundarios	23,50*** (0,81)	7,22*** (0,71)	-4,39*** (0,94)	6,37*** (0,80)	1,52** (0,59)	10,87*** (0,50)	-5,02*** (0,88)	-5,71*** (0,71)
Educación del padre: bachillerato	-14,92*** (1,14)	-4,19*** (0,95)	-1,04 (0,94)	8,62*** (0,80)	3,43*** (0,84)	5,54*** (0,67)	3,91*** (0,88)	3,44*** (0,71)
Educación del padre: universitarios	2,12** (0,96)	3,02*** (0,80)	3,67*** (0,93)	12,63*** (0,79)	-3,38*** (0,70)	3,26*** (0,56)	3,88*** (0,87)	6,53*** (0,70)
Educación de la madre: primarios	16,12*** (0,80)	-8,31*** (0,75)	15,03*** (1,29)	5,61*** (1,16)	3,64*** (0,59)	13,98*** (0,52)	20,88*** (1,21)	9,35*** (1,03)
Educación de la madre: secundarios	-7,20*** (0,76)	-1,61** (0,68)	13,06*** (1,22)	13,59*** (1,10)	4,52*** (0,56)	-6,26*** (0,48)	13,10*** (1,14)	10,98*** (0,98)
Educación de la madre: bachillerato	7,80*** (1,15)	-18,04*** (1,03)	20,31*** (1,20)	8,73*** (1,10)	33,54*** (0,85)	25,50*** (0,72)	17,54*** (1,12)	11,83*** (0,98)
Educación de la madre: universitarios	8,02*** (1,01)	-16,71*** (0,91)	17,32*** (1,24)	7,80*** (1,12)	27,87*** (0,74)	14,81*** (0,64)	12,99*** (1,16)	11,77*** (0,99)
Ocupación de la madre: ama de casa	10,48*** (0,66)	18,57*** (0,55)	8,99*** (0,66)	-3,97*** (0,58)	0,27 (0,48)	4,81*** (0,38)	4,95*** (0,62)	-8,80*** (0,52)
Ocupación de la madre: manual, alta cualf.	9,87*** (0,67)	16,07*** (0,56)	10,79*** (1,01)	2,81*** (0,79)	-0,69 (0,49)	4,32*** (0,39)	3,78*** (0,95)	4,48*** (0,71)
Ocupación de la madre: no manual, baja cualf.	33,54*** (2,92)	17,42*** (1,69)	18,13*** (0,61)	3,30*** (0,53)	5,61*** (2,14)	29,12*** (1,18)	15,90*** (0,57)	1,71*** (0,48)
Ocupación de la madre: no manual, alta cualf.	-6,26*** (0,78)	17,35*** (0,71)	21,55*** (0,67)	13,33*** (0,58)	-0,95* (0,57)	3,55*** (0,50)	23,90*** (0,63)	9,45*** (0,52)
Cultura educativa media	12,34*** (0,60)	1,33** (0,54)	15,36*** (0,52)	20,16*** (0,48)	16,40*** (0,44)	17,90*** (0,38)	13,92*** (0,49)	13,15*** (0,43)
Cultura educativa alta	6,55*** (0,58)	2,59*** (0,55)	18,67*** (0,49)	27,44*** (0,45)	11,36*** (0,43)	20,18*** (0,39)	17,81*** (0,46)	17,66*** (0,40)
Proporción de padres en el colegio: mayoría secundarios	0,51*** (0,02)	1,23*** (0,02)	0,36*** (0,03)	0,19*** (0,02)	0,43*** (0,02)	0,67*** (0,01)	0,54*** (0,03)	0,44*** (0,02)
Proporción de padres en el colegio: mayoría universitarios	1,32*** (0,02)	1,51*** (0,02)	0,63*** (0,02)	0,59*** (0,02)	0,89*** (0,01)	0,67*** (0,01)	0,83*** (0,03)	0,74*** (0,02)
Mayoría de chicas en el colegio público	0,02 (0,64)	-9,52*** (0,55)	2,69*** (0,50)	7,76*** (0,43)	-1,57*** (0,47)	-8,45*** (0,38)	4,21*** (0,47)	4,24*** (0,39)
Mayoría de chicas en el colegio privado	-25,01*** (2,63)	-55,75*** (1,48)	-6,60*** (1,80)	7,25*** (1,64)	-15,02*** (1,93)	3,39*** (1,04)	-2,01 (1,69)	6,65*** (1,46)
Mayoría de chicas en el colegio concertado	3,88*** (0,81)	7,05*** (0,68)	1,32* (0,75)	-7,03*** (0,61)	15,94*** (0,60)	8,79*** (0,48)	7,80*** (0,71)	-1,31** (0,54)
Presión en el colegio público	-0,12 (0,67)	-4,32*** (0,59)	-9,72*** (1,22)	-9,76*** (1,02)	-0,41 (0,49)	-3,47*** (0,41)	-8,79*** (1,15)	-2,98*** (0,91)
Presión en el colegio privado	30,28*** (3,60)	-56,31*** (2,40)	-6,98*** (1,92)	-20,77*** (1,69)	-53,49*** (2,64)	-3,47** (1,69)	-8,11*** (1,81)	-5,29*** (1,51)
Presión en el colegio concertado	9,04*** (0,86)	3,64*** (0,72)	-17,71*** (0,77)	0,33 (0,79)	-14,42*** (0,63)	-2,14*** (0,50)	-19,28*** (0,72)	9,85*** (0,70)
Constante	401,63*** (1,61)	396,30*** (1,38)	448,56*** (2,46)	409,49*** (2,12)	426,60*** (1,18)	428,97*** (0,97)	390,43*** (2,32)	417,15*** (1,89)
Nº de observaciones	130,076	153,571	117,422	130,207	130,076	153,571	117,422	130,207
R2 corregido	0,15	0,17	0,14	0,18	0,27	0,29	0,21	0,23

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de PISA (2000) y PISA (2009)

Nota: La variable mes de nacimiento ha sido incluida en todas las regresiones. No se presenta por razones de espacio.

TABLA 4. REGRESIÓN CUANTÍLICA PARA HOMBRES Y MUJERES EN PISA (2000) Y PISA (2009), COMPETENCIA MATEMÁTICA Y LECTORA

	0,05	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5	0,6	0,7	0,8	0,9	0,95
Matemáticas 2000	5,02 (5,11)	5,08 (4,05)	3,48 (4,32)	3,58 (3,32)	-0,84 (2,74)	-0,84 (2,74)	-8,11** (3,53)	-2,96 (2,96)	-7,24* (3,73)	-0,98 (4,24)	4,27 (5,28)
Lectura 2000	9,62** (4,76)	14,57*** (3,32)	13,46*** (3,09)	13,60*** (2,31)	9,08*** (2,82)	9,08*** (2,82)	4,39** (1,83)	2,45 (2,72)	0,94 (3,25)	-0,13 (3,40)	2,65 (3,41)
Matemáticas 2009	-29,99*** (2,05)	-30,16*** (1,59)	-31,15*** (1,70)	-32,44*** (1,54)	-33,83*** (1,42)	-36,43*** (1,40)	-36,11*** (1,50)	-36,02*** (1,44)	7,30*** (1,31)	-36,75*** (1,31)	-37,79*** (1,69)
Lectura 2009	15,82*** (1,31)	24,16*** (1,97)	19,35*** (2,07)	16,46*** (1,33)	15,30*** (1,37)	12,67*** (1,34)	11,11*** (1,10)	10,37*** (1,29)	8,76*** (1,15)	7,30*** (1,31)	4,88*** (1,29)

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de PISA (2000) y PISA (2009)

TABLA 5. TENDENCIAS EN REPETIDORES POR GÉNERO EN ANDALUCÍA, PISA (2009)

Variables	2009			
	Repetidores de un año		Repetidores de dos años	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
Inmigrante	1,51*** (0,04)	0,38*** (0,04)	1,44*** (0,06)	0,58*** (0,06)
Colegio concertado	-0,37*** (0,03)	-0,19*** (0,03)	-0,14*** (0,04)	0,48*** (0,05)
Colegio privado	-1,34*** (0,08)	0,78*** (0,07)	-0,28*** (0,06)	
Actitud hacia la lengua alta	-0,40*** (0,02)	-0,18*** (0,02)	-0,42*** (0,02)	-0,78*** (0,03)
Educación del padre: primarios	-0,17*** (0,03)	-0,07** (0,03)	-0,63*** (0,04)	-0,44*** (0,04)
Educación del padre: secundarios	-0,04 (0,03)	-0,12*** (0,03)	-0,39*** (0,04)	-0,50*** (0,04)
Educación del padre: bachillerato	-0,01 (0,04)	-0,14*** (0,03)	-0,60*** (0,04)	-0,63*** (0,05)
Educación del padre: universitarios	0,07** (0,04)	-0,34*** (0,03)	-0,74*** (0,04)	-0,76*** (0,05)
Educación de la madre: primarios	-0,57*** (0,04)	-0,57*** (0,04)	-0,72*** (0,04)	-0,62*** (0,04)
Educación de la madre: secundarios	-0,41*** (0,03)	-0,64*** (0,03)	-0,76*** (0,04)	-0,98*** (0,04)
Educación de la madre: bachillerato	-0,78*** (0,04)	-0,48*** (0,04)	-1,24*** (0,04)	-0,88*** (0,05)
Educación de la madre: universitarios	-0,38*** (0,04)	-0,56*** (0,04)	-1,03*** (0,05)	-1,78*** (0,07)
Ocupación de la madre: ama de casa	-0,15*** (0,02)	-0,30*** (0,02)	-0,33*** (0,03)	-0,68*** (0,03)
Ocupación de la madre: manual, alta cualf,	-0,14*** (0,04)	-0,30*** (0,03)	-1,12*** (0,07)	-1,01*** (0,06)
Ocupación de la madre: no manual, baja cualf,	-0,30*** (0,02)	-0,13*** (0,02)	-0,64*** (0,03)	-0,38*** (0,04)
Ocupación de la madre: no manual, alta cualf,	-0,80*** (0,03)	-0,48*** (0,03)	-1,44*** (0,05)	-0,88*** (0,05)
Cultura educativa media	-0,23*** (0,02)	-0,44*** (0,02)	-0,21*** (0,02)	-0,41*** (0,03)
Cultura educativa alta	-0,37*** (0,02)	-0,52*** (0,02)	-0,38*** (0,03)	-0,81*** (0,04)
Proporción de padres en el colegio: mayoría secundarios	0,01*** (0,00)	0,00*** (0,00)	0,01*** (0,00)	0,01*** (0,00)
Proporción de padres en el colegio: mayoría universitarios	0,00* (0,00)	0,00 (0,00)	0,01*** (0,00)	-0,01*** (0,00)
Mayoría de chicas en el colegio público	0,12*** (0,02)	0,14*** (0,02)	0,35*** (0,02)	0,42*** (0,03)
Mayoría de chicas en el colegio privado				
Mayoría de chicas en el colegio concertado	0,35*** (0,04)	-0,30*** (0,04)	-0,21*** (0,07)	-1,10*** (0,07)
Presión en el colegio público	0,29*** (0,04)	-0,67*** (0,05)	0,33*** (0,06)	0,35*** (0,06)
Presión en el colegio privado				
Presión en el colegio concertado	0,16*** (0,06)	0,22*** (0,07)	0,47*** (0,08)	
Constante	0,40*** (0,07)	0,78*** (0,07)	0,03 (0,10)	0,28** (0,12)
Nº de observaciones	635	605	515	500

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de PISA (2009)

Nota: La variable mes de nacimiento ha sido incluida en todas las regresiones. No se presenta por razones de espacio.

TABLA 6. REGRESIÓN CUANTÍLICA PARA HOMBRES Y MUJERES EN ANDALUCÍA EN PISA (2009), COMPETENCIA MATEMÁTICA Y LECTORA

	0,05	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5	0,6	0,7	0,8	0,9	0,95
Matemáticas	-41,61***	-35,34***	-33,93***	-36,98***	-36,82***	-40,54***	-41,21***	-36,53***	-38,03***	-43,42***	-44,74***
Lectura	11,53 (7,55)	14,23* (7,48)	7,42 (5,60)	5,41 (4,95)	5,26 (4,71)	5,39 (5,27)	3,97 (5,27)	-1,95 (3,14)	-1,12 (3,50)	-2,49 (4,04)	-4,41 (5,97)

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de PISA (2009)