

LAS PUNTUACIONES PISA PREDICEN CASI TODA LA REPETICIÓN DE CURSO A LOS 15 AÑOS EN ESPAÑA

JULIO CARABAÑA¹³

La cuestión

La repetición de curso viene siendo objeto de discusión como práctica pedagógica quizás desde el momento en que surgió con la implantación de las escuelas graduadas. Un meta-análisis reciente (Jimerson, 2001) continuando el trabajo de otros dos anteriores (Holmes, 1989; Holmes & Matthews, 1984), ha intentado sintetizar los resultados de más de cien estudios sobre el asunto, realizados entre 1925 y 1999. Estos estudios parece que han encontrado más inconvenientes que ventajas, o más efectos negativos que positivos, en la repetición de curso, por lo cual su práctica desaconsejada por los expertos en educación (v.gr. Florida Association of School Psychologists, 2004). En España, las autoridades educativas vienen intentando desterrar la repetición de curso de las prácticas pedagógicas de los centros al menos desde la LGE de 1970, que la prohibía expresamente en la EGB sustituyéndola por estudios de recuperación durante los veranos.

Amparados en el amplio consenso sobre la cuestión, algunos informes PISA han dado un salto lógico. Del hallazgo empírico de que los alumnos que repiten quizás progresan peor en algunos aspectos que sus iguales que no repiten, han pasado a la creencia de que la repetición de curso es la causa de que los alumnos repetidores muestren peores resultados que los no repetidores (IE, 2010:155)¹⁴. Los responsables de PISA la desaconsejan expresamente por esta

¹³ Universidad Complutense. Email: carabanya@ccedu.ucm.es. Una primera versión de este trabajo fue presentada en la XIII Conferencia de Sociología de la Educación, celebrada en Lérida en Septiembre de 2009.

¹⁴ Cita literal: “Finalmente, hay que insistir en este resumen en la permanencia en el tiempo de los malos resultados que

razón, y en muchos modelos estadísticos se la incluye sin más como variable independiente, explicativa del aprendizaje, función en la cual ha dado el resultado que era de esperar: los alumnos repetidores tienen puntuaciones más bajas que los que no repiten.

En este estudio tomamos la repetición de curso (en adelante, a veces, RC) como variable dependiente, y nos interesamos por sus determinantes. Nuestro interés no es pedagógico, sino sociológico. Viene de que la RC puede ser considerada como una transición académica, igual que el paso al Bachillerato o a la Universidad. A diferencia de estas, sin embargo, no depende, o apenas, de la decisión de los interesados, sino única o al menos principalmente de la de los profesores o los centros. Por consiguiente, deberían influir en la RC factores endógenos a la escuela, de tipo académico, pero no factores de tipo económico o social exógenos a la escuela. Dicho de otra manera, es de esperar que la RC se realice según el principio de igualdad de trato, con total ausencia de clasismo, sexismo o cualquier otro tipo de determinación social.

Además, pensamos que el estudio de la RC puede ayudar a establecer la medida en que las transiciones académicas entre niveles, y en particular al nivel post-obligatorio, están determinadas por la clase, el sexo o la condición de inmigrante y se apartan de la norma de la igualdad de oportunidades. Como es sabido, la separación de la influencia de los factores endógenos y exógenos en estas transiciones está en su mayor parte por hacer debido a la falta de encuestas que contengan al mismo tiempo datos sobre las transiciones y sobre el rendimiento académico.

La pregunta que intentamos contestar, por tanto, es la siguiente:

¿Depende la repetición de curso sólo de variables académicas o está también influida por variables culturales, económicos y sociales?

O, formulada en terminología iniciada por Boudon (1972) y seguida por Goldthorpe y su escuela (Goldthorpe, 1996) :

¿Depende la repetición de curso únicamente de factores primarios o está también influida por factores secundarios?

Como acabamos de indicar, el resultado que esperamos –o sea, nuestra hipótesis– es que los factores secundarios tengan influencia nula o muy pequeña. Si la RC fuera una decisión estrictamente académica, podríamos partir sin más de la hipótesis de nula influencia exógena. Ahora bien, la costumbre, inspiradas en doctrinas pedagógicas no explícitas, no es que repitan curso sin más los alumnos que no alcanzan un determinado nivel, sino que se tienen en cuenta además las repercusiones educativas de la decisión. Tan importantes se han llegado a considerar

afectan, en las tres competencias, a los alumnos españoles que repiten curso. La repetición de curso es el fenómeno que más negativamente afecta a los resultados de los alumnos españoles. Al ser el porcentaje de repetidores tan elevado y sus puntuaciones tan bajas, el promedio español se ve afectado de modo considerable. El promedio de los resultados de los alumnos de 4º curso de la ESO se viene situando en torno a los 520 puntos en las competencias evaluadas, cifra equivalente a la que alcanzan los países europeos o americanos con mejores resultados después de Finlandia” (IE, 2010:155).

estas, que las Leyes limitan las repeticiones y además exigen el acuerdo de los padres. Hay, por tanto, algunas rendijas por las que puede colarse en la RC la influencia de factores sociales:

a. El criterio académico de la RC no está formalmente definido, pudiendo variar con el contexto social de los centros y con su organización. Así, a falta de criterio, la RC podría depender de la norma de cada centro, siendo más fácil cuanto más alto el nivel medio de los centros.

b. Además de criterios académicos, influye en la RC la conducta de los alumnos, a su vez dependiente de las aspiraciones académicas, que a su vez dependen del sexo y del nivel sociocultural de la familia.

c. Los padres influyen más en la decisión cuanto más alto su nivel sociocultural, previsiblemente en sentido contrario a la RC.

Parece evidente que estos u otros factores no estrictamente académicos pueden producir desviaciones sistemáticas de las pautas de igualdad de trato sociales. Nos van a interesar, en concreto, las desviaciones influidas por la clase, el sexo, y la condición de inmigrante. Como contraste con estas variables sociales, consideraremos también el efecto de una variable sin correlación ninguna con factores sociales: la edad de los alumnos.

Junto a los numerosos estudios sobre la conveniencia pedagógica de la repetición de curso, y siempre en Estados Unidos, hay algunos que establecen las características sociales de los repetidores. No muy sorprendentemente, son más frecuentes entre los negros e hispánicos que entre los blancos; también entre los hijos de padres de estatus social bajo que entre los padres de status social alto, entre chicos que entre chicas y en las regiones pobres más que en las ricas (Hauser, 1999; Hauser, Pager & Simmons, 2000; Jimerson y otros, 2006) y, más claramente todavía, entre los hijos de padres con ingresos bajos que en el resto (Hauser y otros, 2007). La tendencia en Estados Unidos es creciente, alcanzando recientemente a más del 25% de los alumnos, si bien no como consecuencia de las reformas basadas en standards (Hauser y otros, 2007). Aunque algunos estudios tienen en cuenta diversas variables de comportamiento escolar, como faltas de asistencia a la escuela (Jimerson y otros, 2006), parece haber pocos cuyo objetivo sea reducir la influencia de las variables sociales a variables académicas. Tan sólo he encontrado que en Alemania, Kristen ha estudiado si las escuelas discriminan a los inmigrantes en sus orientaciones tras la escuela básica, con resultados negativos (Kristen, 2006a y 2006b).

Datos y métodos

Los tres cuestionarios PISA aplicados hasta la fecha (2000, 2003 y 2006) a los alumnos de 15 años, preguntan por el curso en que se encuentran. No es exactamente lo mismo que la repetición de curso, pues se puede estar en un curso anterior al correspondiente a la edad por otras razones, pero es una buena aproximación. Así se comprueba con el cuestionario de 2003, que además de por el curso pregunta explícitamente si se ha repetido algún curso en primaria y en secundaria.

La puntuación en las pruebas PISA es una buena aproximación a los factores primarios, o académicos. En el año 2000 hay que usar solo la puntuación en Lectura si no se quiere reducir drásticamente la muestra, pero en 2003 y 2006 pueden usarse las puntuaciones en las tres pruebas de Lectura, Matemáticas y Ciencias.

En todas las olas se pregunta más o menos del mismo modo por el sexo del alumno (no por el género) y por los estudios y la profesión de los padres. Hemos sumado y luego reagrupado los estudios de los padres y agrupado las profesiones en clases semejantes a las del esquema EGP.

Varían de ola en ola, en cambio, las preguntas sobre la conducta de los alumnos. La ola de 2000 es la más completa: contiene preguntas sobre puntualidad en la llegada a clase, faltas a clase y al centro, tiempo dedicado a los deberes, puntualidad en terminar los mismos y grado de integración en el colegio. En el año 2003 no se pregunta por la puntualidad en los deberes ni por las faltas a clase. En el año 2006 no se pregunta nada de esto.

De acuerdo con las variables de que se disponga en cada ola, procederemos del modo siguiente.

En primer lugar, estableceremos la importancia de la RC en cada ola de PISA por estudios de los padres, clase ocupacional del padre y sexo.

En segundo lugar, comprobaremos hasta qué punto la asociación entre RC, clase y sexo desaparece cuando se tienen en cuenta las puntuaciones PISA.

En tercer lugar, intentaremos reducir las asociaciones restantes mediante refinamientos estadísticos y conceptuales de los modelos.

En cuarto y último lugar, todavía prevendremos de la atribución de influencia causal a las variables sociales –estudios, sexo, inmigración- mostrando que la influencia de la edad de los alumnos, una variable sin correlación con factor social alguno, es la más irreductible de todas a las puntuaciones PISA.

Resultados

1. Aumenta la repetición de curso entre 2003 y 2006. La tasa global de repetición a los 15 años en el año 2000 fue del 28%. En este año, según PISA, el 72% de los alumnos de quince años cursaban su curso modal, cuarto de ESO, y 28% estaban en cursos inferiores, la mayor parte en tercero, un pequeño 2% en segundo y un porcentaje insignificante en cursos anteriores.

La tasa de no repetición (también llamada ‘idoneidad’) era casi la misma en 2003, un 71%. En cambio, en 2006, siempre según PISA, experimentó una fuerte disminución, quedando en el 62%.

Asombra este aumento de la repetición de curso, que por el momento no intentamos explicar. La generación estudiada por PISA 2000 fue la primera cuyos miembros cursaron todos los estudios de ESO instaurados por la LOGSE en 1990. El estudio de las tasas de repetición en la EGB y del BUP (Carabaña, 1997) sugiere que, por razones no bien aclaradas, las tasas de repetición son más pequeñas en la primera generación de unas enseñanzas que en las siguientes. Pero esta explicación, aún si fuera buena, no bastaría, pues antes del año 2000 la ESO era ya vieja en muchos sitios, y el aumento de la repetición no se produce hasta 2003.

2. La repetición de curso parece bastante clasista. Las tablas de 2000 muestran una relación entre estudios de los padres y repetición que puede calificarse de intensa.

La relación no es monotónica. Así, de la diferencia de algo más de 22 puntos entre el nivel de estudios inferior y superior del padre, más de la mitad, 14 puntos, está entre estudios primarios y secundarios inferiores. Los estudios no obligatorios no producen diferencias. Y lo mismo ocurre con los estudios de las madres, con la particularidad de la mayor influencia de las madres con menos de estudios primarios, casi la mitad de cuyos hijos repiten.

Las diferencias por clase profesional del padre son de magnitud semejante. Hay unos veinte puntos de distancia entre los dos grandes grupos que pueden formarse, el de los obreros y campesinos, con ca.65% de idoneidad, y el de los profesionales, gerentes y no manuales altos, con ca. 85%, quedando en medio los trabajadores no manuales bajos y trabajadores independientes, con ca. 75%.

La variable FASCED suma los estudios del padre y de la madre y también su influencia. Los doce grupos resultantes pueden resumirse sin pérdida apreciable de información en seis. En el cuestionario de 2000, PISA no separó los estudios universitarios cortos de los largos, para recordar lo cual FASCED queda reducida a cinco categorías. Usamos FASCED en las tablas 4, 5 y 6 para comparar las tres olas de PISA. Puede verse que la distancia entre el grupo de estudios más bajo y más alto varía poco entre 2000 y 2003 (54% a 88% y 52% a 86%) pero que aumenta mucho en 2006 (34% a 86%). Este año, la repetición de curso aumenta tanto más cuanto más bajos son los estudios de los padres. Queda igual en los estudios más altos (los dos niveles universitarios), pero aumenta en 20 puntos en el grupo más bajo, dando lugar a un aumento medio de unos 10 puntos. (Nótese que no es primero la media, que luego se distribuye entre los grupos, sino disminuciones singulares que componen tasas de grupo particulares que se agregan por fin en la media general).

3. La repetición de curso parece bastante sexista. El sexismo de la repetición de curso es tan notable como el clasismo, también a primera vista. En el año 2000 están en su curso el 78% de las mujeres y el 69% de los hombres. En el año 2003 la diferencia se mantiene en los 10 puntos, 76% las mujeres y 66% los hombres. En el año 2006 la diferencia aumenta a doce puntos, 54% de los hombres y 66% de las mujeres.

En general, las diferencias por sexo son iguales en cada nivel de estudios de los padres, o, dicho de otro modo, no hay interacción entre estudios de los padres y sexo en la influencia sobre la repetición de curso. Como de la mera observación de las tablas 4 a 6 surgen dudas, se ha confirmado este punto con sendos análisis log-lineal.

4. La hipótesis que tratamos de falsar es que clasismo y sexismo son solo aparentes, resultado de la correlación de la clase y el sexo con los factores académicos que son los realmente decisivos de modo inmediato. Entre estos factores académicos, el aprendizaje debería ser el fundamental. Las pruebas PISA pretenden medirlo. Para el año 2000 solo pueden usarse los resultados de Lectura, pues las pruebas de Matemáticas y Ciencias solo se pasaron a partes de la muestra. Para 2003 y 2006 puede usarse también el promedio de las tres pruebas.

La tabla 7 muestra los resultados de una regresión lineal múltiple por mínimos cuadrados donde además de los estudios de los padres y el sexo se ha introducido la puntuación en lectura. Confirman claramente la hipótesis: si se controla el aprendizaje, no queda rastro ni de clasismo ni de sexismo en la repetición de curso.

La regresión ofrece además otros resultados interesantes:

a. El principal determinante, sin duda, es la puntuación en lectura, que explica casi la tercera parte de la varianza y toda la correlación con la clase y el sexo.

b. Hay otras variables que tienen cierta importancia, Así:

- disciplina: los alumnos que hacen puntualmente los deberes repiten un 4% menos.

- rasgos familiares (muy mencionadas en la literatura): cada hermano adicional aumenta en un 2% la probabilidad de repetir, la ausencia de familia nuclear en un 3%.

- edad (rara vez mencionada en la literatura): cada mes más de existencia disminuye la probabilidad de repetir en un 0,7%, lo que significa un 8% de diferencia entre los nacidos en Enero y los nacidos en Diciembre.

c. Pero todas ellas tienen una influencia muy reducida sobre la repetición, explicando en conjunto un 2% de su varianza.

d. Y, además, estas variables familiares y de conducta no dicen mucho sobre nuestra hipótesis, pues no afectan a los coeficientes de la clase y el sexo más que a través del aprendizaje.

La tabla 8 resulta de aplicar la regresión de mínimos cuadrados a los datos de PISA 2003. Básicamente, los resultados vuelven a falsar la hipótesis de que la repetición sea clasista o sexista, si bien con algunos matices interesantes.

El modelo 0 refleja la influencia bruta de la clase, el sexo y la inmigración. Estas variables explican en total 5% de la varianza, y reflejan las diferencias que hemos visto en las tablas anteriores. Seis puntos porcentuales por cada nivel de estudios, que dan un total de 30 puntos de distancia entre los extremos, y unos diez puntos de diferencia a favor de las mujeres.

El modelo 1 es réplica exacta del modelo para el año 2000, con la Lectura como única variable de aprendizaje. Elimina completamente la influencia del sexo, pero no la de los estudios de los padres, cuyo coeficiente cercano a 0,02 significa que los hijos de padres con estudios altos tienen aproximadamente ocho puntos menos de repetición que los hijos de padres con niveles de estudios bajos a igualdad de aprendizaje.

El modelo 2 sustituye la Lectura por la media de las tres pruebas (Lectura, Matemáticas y Ciencias). La adición de estas dos pruebas aumenta el poder explicativo del aprendizaje de 24% a 28% (nótese la disminución respecto a 2000, y aún un 1% se debe a los inmigrantes) y deja sin influencia a los estudios de los padres, pero se la devuelve al sexo: con este criterio, son las mujeres quienes tienen un 8% menos de repetición que los varones a igualdad de puntuación en las pruebas.

Finalmente, las nuevas variables incorporadas en el modelo 3, como ocurría en 2000, tienen en conjunto poca importancia (explican el 1% de varianza nueva) y no afectan ni a los coeficientes de la clase y el sexo que nos interesan. (la edad no ha aumentado su influencia, sino que ha pasado a medirse en años).

La tabla 9 replica el análisis con los datos de 2006. No puede decirse que los resultados sean los mismos que antes, y que quede otra vez refutada la hipótesis del clasismo y del sexismo.

Para apreciar más claramente la diferencia, podemos volver al modelo 0 con los estudios paternos y el sexo como únicas variables independientes. Puede apreciarse que explican el 9% de la varianza de la repetición. En el modelo 1 la puntuación en lectura eleva la varianza explicada a 31%, lo cual no elimina del todo la influencia del sexo (sigue habiendo un 3% de diferencia a favor de las mujeres), y reduce la de los estudios paternos algo más de la mitad. En el modelo 2, las puntuaciones en las tres pruebas conjuntamente elevan en 5 puntos la varianza explicada; reducen la influencia de los estudios paternos a la tercera parte, de modo que cada nivel adicional supone un 3% menos de repetición, totalizando 15 puntos porcentuales de diferencia entre los extremos en lugar de los 50 iniciales, y devuelven a las mujeres el 10% de ventaja inexplicada frente a los hombres que tienen antes de controlar el aprendizaje. El modelo 3 es puramente testimonial (la edad vuelve a estar medida en años).

5. ¿Vale la hipótesis de la determinación académica de la RC para los inmigrantes?. La tabla 9 permite testarla del mismo modo que para el clasismo y el sexismo.

Al contrario que la clase y el sexo, donde lo difícil es imaginar el modo como pueden influir sobre la repetición de curso, hay al menos dos buenos motivos para que los inmigrantes de primera generación, que son casi todos en España, repitan más de lo que merecerían por sus puntuaciones PISA.

El primero es que pierden un cierto tiempo escolar en la adaptación, que en muchos casos puede ser un curso. Se requiere un tiempo para superar las diferencias con los nativos en lengua o simplemente en costumbres. Como ejemplifica el caso de los alumnos que salen de Ecuador en Enero terminado el curso y lo encuentran aquí ya empezado, se pierde también tiempo en el mero proceso de la inmigración.

El segundo es la diferencia entre el currículo de los inmigrantes y el nuestro. Los inmigrantes han estudiado otra Geografía, otra Historia, otra Gramática, otra Literatura. Las Ciencias Naturales y las Matemáticas serán las mismas, pero es sabido que el nivel académico de la mayor parte de los países de donde proceden nuestros inmigrantes es inferior al nuestro, lo que significa que, incluso con las mismas puntuaciones PISA, hay cosas (álgebra, por ejemplo, o termodinámica) que no han estudiado.

Por estos y otros motivos, rige incluso la norma de colocar a los inmigrantes recién llegados en un curso inferior al que correspondería a su edad. Nada de extrañar, por tanto, que sólo el 36% de los inmigrantes estén en el curso que les correspondería por la edad en PISA 2006, frente al 62% de los nativos (tabla 9).

Sin embargo de todos estos argumentos, la repetición de curso diferencial de los inmigrantes nativos se explica mediante las pruebas PISA tan bien o mejor que la de los alumnos con padres de estudios bajos o la de los hombres. Los 28 puntos de diferencia inicial (modelo 0) se reducen a 13 cuando se controla la puntuación en lectura (modelo 1), y a menos de 9 cuando se controlan las puntuaciones en las tres pruebas.

En el año 2003, la muestra PISA recoge un número de alumnos inmigrantes tan pequeño que obliga a muchas cautelas antes de hacer inferencias. La tabla 8 recoge resultados muy semejantes a los de la tabla 9. Aunque la diferencia de partida de los inmigrantes no es de 28 puntos, sino de 21, queda reducida a 12 puntos por el control de las puntuaciones de lectura y a 9 puntos por el de las tres pruebas, quedando inafectada por las variables de conducta.

Discusión y reanálisis

La justicia escolar, en forma de principio de igualdad de trato, o no discriminación, exige aplicar a todo el mundo la misma norma de repetición, independientemente de su clase, su sexo o su país de origen.

Visto desde este punto de vista normativo, lo que nos dicen los cálculos anteriores es que el principio se cumple en gran medida, pero no a la perfección. Más aún, parece que se venga cumpliendo cada vez menos. En el año 2000, la prueba de lectura daba sin más cuenta de las diferencias por clase y sexo. En el año 2003 esta misma prueba daba cuenta de las diferencias por sexo, pero dejaba sin explicar un tercio de las diferencias por clase y más de la mitad de la repetición diferencial de los inmigrantes. Recurriendo a las tres pruebas PISA conjuntamente, se eliminaba la diferencia por clase y se reducía la de los inmigrantes a menos de la mitad, pero se restablecía la diferencia por sexo, perdiéndose en una variable lo que se ganaba con la otra. Por fin, en el año 2006, las tres pruebas PISA nos dejan sin explicar diferencias de 3,3 puntos porcentuales por cada intervalo (son cinco) en los estudios paternos, de ocho puntos porcentuales entre inmigrantes y nativos y de diez puntos porcentuales entre hombres y mujeres. Por lo demás, y aunque sus medidas no son muy precisas, no parece que estas diferencias puedan explicarse con variables relativas a la disciplina o al hogar.

Nuestra hipótesis de partida era, recuérdese, que la repetición de curso es un asunto estrictamente intraescolar en el que nada tienen que ver variables extraescolares como la clase, el sexo y el país de origen de los alumnos. Dicho de otro modo, nuestra hipótesis es que la escuela es tan universalista como debe ser, y mucho más de lo que los sociólogos suelen decir que es. Los análisis estadísticos, sin embargo, que nos daban la razón con toda sencillez en el año 2000, nos la quitan en buena parte en el año 2006. La cuestión es si podemos hacer algo más en defensa de nuestra hipótesis (y, de paso, en defensa de la neutralidad de la escuela).

No es únicamente una cuestión de pertinacia, sino de lógica. Comencemos, por el sexo, que parece el caso más fácil. ¿Qué razones, o prejuicios, podrían inclinar a las escuelas a hacer repetir más a los hombres que a las mujeres a igualdad de conocimientos? Prejuicios ninguno, según al menos todo el saber convencional, tanto vulgar como científico, que siempre ha observado prejuicios a favor de los hombres.

1. En cuanto a las razones, dos se ocurren fácilmente. La primera es que, según hemos visto, los mejores resultados femeninos en la prueba de Lengua bastan para explicar su menor repetición si no se los mezcla con otros criterios. Podemos pensar que las escuelas no mezclan los criterios, sino que los aplican de manera separada y escalonada.

La segunda es que, según se viene comprobando desde hace ya tiempo, las notas o calificaciones de las mujeres son mejores que los de los hombres, y son estas notas las que deciden directamente la repetición. Las notas son más que el agregado de las competencias generales que miden pruebas objetivas como las de PISA y las respuestas de los alumnos sobre su disciplina y dedicación; las notas son la valoración que los profesores hacen de los alumnos en sus respectivas materias, producto de todo lo anterior en la interacción del aula. Alguna variable no medida puede haber que haga mayor la, por así decirlo, productividad escolar de las mujeres. Se mencionan con frecuencia cualidades morales como el orden, la disciplina o la obediencia y la mayor madurez psíquica de las mujeres en esta etapa de la pubertad.

Para testar la posibilidad de que las escuelas no mezclan los criterios podemos cambiar el modelo estadístico. En lugar de las tres pruebas actuando conjuntamente, debemos suponer que actúan por separado y escalonadamente. Por ejemplo, se atribuye una primera puntuación basada en las capacidades generales de tipo lingüístico, en las que las mujeres son superiores. Luego esta puntuación se modifica de acuerdo con las competencias adquiridas en el ámbito de las Matemáticas y las Ciencias Naturales. Este comportamiento de los evaluadores se modela aproximadamente con dos regresiones, la primera con la no repetición como variable dependiente y la Lectura como independiente; la segunda, con los residuos de la regresión anterior como dependiente y el resto de variables como independientes.

Los resultados responden a las expectativas. En los datos de 2003, la segunda regresión reordena un 3% de los errores de la primera, con lo cual, a diferencia de lo que ocurre cuando se promedian las pruebas, predice casi perfectamente la diferencia entre hombres y mujeres. En los datos de 2006 se explica también un pequeño porcentaje de la varianza de los residuos (4%), dejando también intacta la predicción de la diferencia entre sexos hecha a partir de la Lectura (imperfecta aquí, pues todavía queda sin explicar más de un 2% a favor de las mujeres).

Contrastar la segunda posibilidad, la de la mayor productividad escolar femenina por la regularidad de sus hábitos o su madurez psíquica en esta edad, es casi imposible con los datos PISA¹⁵. Las variables de comportamiento más completas, en el año 2000, no alteran el coeficiente no significativo del sexo: es claro que en esta muestra basta la prueba de Lectura para explicar la repetición. En 2003, la introducción de estas variables reduce el coeficiente del sexo en apenas un par de puntos porcentuales. En 2006, por último, no hay en el cuestionario variables relativas al comportamiento.

2. En el caso del sexo nos ha bastado un cambio del modelo estadístico para dar cuenta de la práctica totalidad de las diferencias en repetición mediante las repeticiones en las pruebas PISA. En el caso de la inmigración se consigue lo mismo con un refinamiento de los conceptos. Nuestro objeto de estudio es la repetición de curso, pero la hemos operacionalizado como lo que la jerga ministerial llama 'tasa de idoneidad', es decir, la proporción de alumnos en el curso correspondiente a su edad. Ahora bien, un alumno de quince años puede no estar en cuarto de ESO porque ha repetido algún curso, pero también por otras razones, como incorporación tardía, enfermedad, traslados de domicilio y otros acontecimientos que pueden originar retraso sin repetición.

Felizmente, el cuestionario de 2003 permite distinguir entre repetición y retraso, pues además del curso en que están, pregunta a los alumnos si han repetido curso en primaria o en secundaria. De esta forma puede averiguarse que son los alumnos inmigrantes quienes con mucha frecuencia van retrasados sin haber repetido. Mientras solo uno de cada cien alumnos nativos está en esta situación, son falsos repetidores exactamente la tercera parte de los alumnos inmigrantes. Para lo cual ya tenemos explicación, pues si miramos las que hemos dado más arriba para explicar la mayor repetición de los alumnos inmigrantes vemos que la mayor parte de ellas se refieren en realidad al retraso.

¹⁵ Sabemos por estudios diversos que las mujeres sacan mejores notas, pero eso no hace sino trasladar la cuestión a un momento anterior a aquél en que se decide la repetición. ¿Por qué mejores notas las mujeres a igualdad de conocimientos que los hombres?

La confusión entre repetición y simple retraso, por tanto, es inocua para el estudio de los alumnos nativos, pero tiene consecuencias para el de los alumnos inmigrantes. En efecto, la diferencia de retraso entre nativos e inmigrantes, que es de más de veinte puntos, se reduce a siete cuando se considera la repetición en sentido estricto. Siete puntos que, como muestra la tabla 13, son menos de los que se explican por las tres pruebas PISA combinadas, controladas las cuales resulta una diferencia de seis puntos a favor de los inmigrantes. Si aceptamos una significatividad estadística de sólo el 7%, lo que la tabla nos dice es que los alumnos inmigrantes tienen a los 15 años una tasa de repetición siete puntos por debajo de lo que por su aprendizaje les correspondería.

¿Discriminación a favor de los inmigrantes?. Un resultado más bien imprevisto, para el que parece difícil encontrar explicación. ¿O no tanto?. Recordemos la deriva del criterio hacia la norma, de que antes hemos hablado. ¿No sucederá que los inmigrantes repitan menos en los centros donde su densidad es más alta?. ¿Y no será esto debido precisamente a que el nivel medio de esos centros, que actúa como norma, baja el criterio de repetición para todos, nativos e inmigrantes?. El modelo 2 de la tabla 13 ofrece resultados perfectamente congruentes con esta hipótesis, si bien en los bordes de la significatividad estadística.

3. En lo anterior, hemos logrado reducir las diferencias en retraso a favor de las mujeres y de los alumnos nativos a diferencias en los resultados de las pruebas PISA, una vez mejorando el modelo estadístico y otra refinando la operacionalización. Solo que en el caso de los inmigrantes resultaba una diferencia a su favor para cuya reducción hemos tenido que recurrir a un efecto grupal, la concentración de inmigrantes. Corresponde ahora discutir las diferencias por estudios de los padres, que insignificantes en la ola de 2000 y pequeñas en la de 2003 (un punto porcentual por nivel de estudios, cinco en total) se agrandaron en la ola de 2006 hasta 3,3 puntos porcentuales por nivel, un total de unos 16,5 puntos porcentuales de distancia entre los niveles extremos.

Podríamos caer en la tentación de recurrir a variables de comportamiento, que, ausentes en esta ola de PISA, no podrían ser contrastadas. Pero nos libra de ello el hecho de que al menos algunas de estas variables no hayan mostrado efectos apreciables ni propios ni sobre las otras variables en las olas anteriores, como se ve en las tablas 9 y 10.

Podríamos también caer en la tentación de pensar en el efecto de deriva del criterio hacia la norma que hemos utilizado en el caso de los inmigrantes. Pero no sin ser conscientes de que si esta deriva sirve para explicar el efecto de los estudios de los padres en 2006, también debe hacerlo en 2003 y 2000, años en los cuales acabaría cambiando a negativo el signo de esta variable –a más estudios de los padres menos ‘idoneidad’. El modelo 4 de la tabla 9 refleja el efecto sobre el no retraso de la media de los centros en la prueba de Ciencias y en estudios de los padres. El nivel académico del centro tiene un efecto significativo acorde con la hipótesis de la atracción del criterio por la norma. A mayor nivel del centro, menor tasa de idoneidad. Interesante, pero irrelevante para nuestros propósitos de eliminar el influjo positivo de los estudios de los padres, cuyo coeficiente –como el de las demás variables- queda igual. ((Pero esto no aumentaría el coeficiente?.

El nivel sociocultural medio, en cambio, tiene efectos positivos, que vendrían a redoblar los del nivel sociocultural individual. Otro jarro de agua fría a la hipótesis de la justicia de la escuela, cuyo sesgo de clase, en materia al menos de retraso, parece aún mayor de lo que creíamos. Felizmente hay un paraguas. Lo sesgado no es el sistema escolar, sino los centros

privados. Como se ve en el modelo 5, de la tabla 9, la probabilidad de retrasarse en estos centros, a igualdad de puntuaciones en las pruebas PISA, estudios de los padres, sexo, edad y condición de inmigrante, es notablemente menor que en los públicos: once puntos porcentuales en los concertados, dieciséis en los no concertados. Todo el influjo del nivel sociocultural medio de los centros se debe a su asociación con el tipo de gestión. En cambio, el influjo del nivel sociocultural individual, cuya reducción era nuestro objetivo, permanece igual que en los modelos anteriores.

La influencia del tipo de gestión del centro remite a una hipótesis que no hemos mencionado hasta ahora, a saber, el influjo directo de los padres. Los padres de mayor nivel sociocultural están más imbuidos de las consecuencias negativas de la repetición y pueden ofrecer garantías de sustituirla por la recuperación mediante su propia ayuda y el apoyo externo. Los centros privados se hacen cargo directamente de este deseo de los padres y evitan la repetición. Además, en todos los centros los padres de mayor nivel sociocultural tienen más posibilidades de influir en que sus hijos no se retrasen.

Parece una hipótesis muy razonable, pero tiene el inconveniente de que todo esto se tendría que haber producido en los seis primeros años del siglo XXI y no antes, lo que parece más bien improbable. Lo mismo ocurre con cualesquiera otras hipótesis, como por ejemplo la de la influencia de los aprendizajes escolares concretos –lo que suele llamarse contenidos, incluyendo los de las materias no contempladas en PISA.¹⁶

Podríamos dejar la indagación con este pequeño fracaso. Pero también podemos regalarnos un pequeño consuelo, en la forma de otra diferencia irreductible que ha quedado reflejada en las tablas sin que paráramos mientes en ella. Me refiero a la edad.

4. Es notable y constante (o robusto) el influjo de la edad sobre el no retraso escolar que estudiamos aquí. En la ola 2006, que no es excepcional, estaban en cuarto de ESO el 71% de las mujeres nacidas en Enero de 1991, contra el 61% de las nacidas en diciembre del mismo año. Entre los hombres la diferencia era aún mayor: 64% de los nacidos en Enero frente a 47% de los nacidos en Diciembre. Distribuida entre los doce meses del año, tocan a un punto porcentual cada uno, aunque se distribuyen con cierta irregularidad, sobre todo en los meses de verano.

¿Puede explicarse esta diferencia por los conocimientos de los alumnos?. En parte sí, pues las puntuaciones PISA aumentan con la edad de los alumnos . Pero tras igualar las puntuaciones PISA todavía queda un influjo de la edad, que en la ola de 2006 es de más de tres punto porcentuales, de casi seis en 2003 y aún mayor ($0,007*11$) en la de 2000. Es de notar que aparte las pruebas PISA, la influencia de la edad ni se va afectada por otras variables ni les afecta.

¿Cómo puede tener lugar este influjo de la edad sobre el no retraso?. Una explicación es que, como se sabe, padres y profesores deciden muchas veces la repetición de un alumno pensando que estará mejor entre compañeros más jóvenes. Ahora bien, si esto fuera así, debería tener al menos el mismo sesgo de clase que acabamos de atribuir al resto de las intervenciones paternas. Y, según los resultados de la regresión, no lo tiene.

¹⁶ Ha quedado por investigar si el sesgo clasista que parece haber en 2006 tiene relación con el aumento de diez puntos de las tasas de repetición.

A modo de conclusión

La repetición de curso puede considerarse, del mismo modo que las transiciones de nivel, determinada por factores internos a la escuela (factores académicos, o primarios en términos de Boudon) y por factores externos a la escuela (factores ‘sociales’ o secundarios). A diferencia de las transiciones de nivel, sin embargo, el paso de un curso a otros en la enseñanza obligatoria es una decisión que toman básicamente los profesores con criterios académicos y educativos que deberían aplicar de modo universalista, *sine ira et studio*, sin particularismos ni discriminación de ningún tipo. La hipótesis más probable, por tanto, es que una vez aplicados estos criterios no queden diferencias en el paso de curso ni por clase, ni por sexo, ni por país de origen, ni por edad de los alumnos.

Usando los datos españolas de PISA en 2000, 2003 y 2006 hemos construido modelos estadísticos del proceso de decisión basados en la regresión múltiple por mínimos cuadrados (que da los mismos resultados y es más intuitiva de explicar que la logística). Y hemos constatado que, efectivamente, la repetición de curso ocurre *como si* se decidiera casi únicamente con el criterio de las competencias académicas medidas por las pruebas PISA. Hay una fuerte asociación entre repetición de curso y cuatro factores externos a la escuela, los estudios de los padres, el sexo de los alumnos, su condición de inmigrantes y su edad. Sin embargo, cuando se tienen en cuenta las puntuaciones en las pruebas PISA, esta asociación desaparece en su mayor parte. Aún así, quedan diferencias en retraso contrarias a los hombres, los inmigrantes y los alumnos más jóvenes en las tres olas de PISA. Y diferencias contrarias a las clases más bajas y favorables a las más altas muy pequeñas en la ola de 2003 y mayores en la ola de 2006.

El principio de pertinacia o insistencia exigía que se intentara reducir a factores académicos también la pequeña parte restante. Se ha conseguido en el caso del sexo y la inmigración por procedimientos distintos. La ventaja de las mujeres sobre los hombres no desaparece por las diferencias de comportamiento, sino si se tienen en cuenta por separado las puntuaciones en Lectura y en Matemáticas-Ciencias. La ventaja de los nativos sobre los inmigrantes desaparece si se considera estrictamente la repetición de curso, en lugar del retraso (la tercera parte de los inmigrantes se retrasa de curso sin repetir).

En cambio, no hemos logrado explicar la aproximadamente tercera parte de las diferencias debidas a los estudios de los padres en la ola de 2006 que no se dejan reducir a los factores cognitivos medidos en las pruebas PISA. En los centros privados se repite menos, pero eso no reduce la influencia de los estudios paternos. En los centros de nivel bajo se repite menos, pero eso tampoco la aumenta. En cuanto a las variables de conducta no las hay en 2006, pero en las olas anteriores muestran poca correlación con los estudios de los padres. Y tampoco se logra en ninguna de las tres olas reducir totalmente a factores cognitivos –y menos a los no cognitivos, altamente improbables en este caso- el menor retraso de los alumnos de más edad. Aunque hay una explicación bien a la mano para estas diferencias - el influjo de los padres, favorecido por las ideas pedagógicas dominantes y reconocido formalmente por la propia legislación- no resulta muy congruente con su reciente aparición ni con la falta de interacción entre los dos factores.

El interés primario de este estudio, con todo, no está en estos matices. Ni siquiera está en la reducción a factores cognitivos de la casi totalidad del fenómeno de la repetición de curso. Estos resultados podrían parecer dignos de atención sólo a los que creen que la escuela básica es una institución clasista, sexista, racista (y, cabría añadir, ‘edadista’), pero no sorprenden a quienes no aprecian estos fenómenos hasta por lo menos las transiciones que deciden las familias. El

interés primario de este estudio está, a mi entender, en que la magnitud de las diferencias por clase, sexo, país de origen e incluso mes de nacimiento en el paso de un curso a otro en la enseñanza obligatoria básica y común a que dan lugar las competencias adquiridas en la escuela constituyen una buena estimación de las mismas diferencias debidas a efectos académicos, escolares o primarios en el paso del nivel obligatorio a los niveles secundarios.

Referencias

- Boudon, Raymond (1972), *La desigualdad de oportunidades. La movilidad social en las sociedades industriales*. Barcelona: Laia, 1983.
- Carabaña, Julio (1997) "La pirámide educativa", pp. 90-106 en M. Fernández Enguita (coord.), *Sociología de las instituciones de educación secundaria*, Barcelona, ICE-Horsori.
- Florida Association of School Psychologists. (2004). Position paper on grade retention and social promotion. Retrieved July 7, 2004, from <http://www.fasp.org/PDFfiles/PP3rdGrdRet.pdf>.
- Goldthorpe, John H. (1996) "Class analysis and the reorientation of class theory: the case of persisting class differentials in educational attainment". *British Journal of Sociology*, 47(3):481-505.
- Hauser, R. (1999). How much social promotion is there in the United States? Madison: University of Wisconsin, Center for Demography and Ecology (CDE Working Paper No. 99-06).
- Hauser, R., Pager, D., & Simmons, S. (2000). Race-ethnicity, social background, and grade retention. Sacramento: California Department of Education (CDE Working Paper No. 2000-08).
- Hauser, R., Carl B. Frederick and Megan Andrew (2007) "Grade Retention in the Age of Standards-based Reform" CDE Working Paper No. 2007-04
- Holmes, C.T. (1989). Grade-level retention effects: A meta-analysis of research studies. In L.A. Shepard & M.L. Smith (Eds.), *Flunking Grades: Research and Policies on Retention* (pp. 16-33). London: Falmer Press.
- Holmes, C.T., & Matthews, K.M. (1984). The effects of nonpromotion on elementary and junior high school pupils: A meta-analysis. *Reviews of Educational Research*, 54, 225-236.
- Instituto de Evaluación (2010). *PISA 2009. Informe Español*. Madrid:MEC.
- Jimerson, S.R. (2001a). Meta-analysis of grade retention research: Implications for practice in the 21st century. *School Psychology Review*, 30, 420-437.
- Jimerson, Shane R., Sarah M. W. Pletcher, Kelly Graydon, Britton L. Schnurr, Amanda B. Nickerson, And Deborah K. Kundert, (2006) "Beyond Grade Retention And Social

Promotion: Promoting The Social And Academic Competence Of Students". *Psychology in the Schools*, 43(1).

Kristen, Kornelia (2006a) Ethnische Diskriminierung im deutschen Schulsystem? Theoretische Überlegungen und empirische Ergebnisse. Discussion Paper Nr. SP IV 2006-601, Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung gGmbH.

Kristen, Kornelia (2006b), „Ethnische Diskriminierung In Der Grundschule? Die Vergabe von Noten und Bildungsempfehlungen“. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 58 (1): 79–97.

Tablas

TABLA 1. TASAS DE IDONEIDAD, POR ESTUDIOS DEL PADRE. ESPAÑA, PISA 2000.

	Count Row Pct	IDONEIDAD		Row Total
		ATRASADO EN SU CURSO		
		,00	1,00	
FISCED				
1	114	168	282	
ISCED0-MENOS PRI	40,4	59,6	5,0	
2	742	1291	2033	
ISCED1-PRIMARIA	36,5	63,5	35,7	
3	167	571	738	
ISCED2-EGB-FP1	22,7	77,3	13,0	
4	67	299	366	
ISCED3B-FP2	18,3	81,7	6,4	
5	187	775	962	
ISCED3A-BAC	19,4	80,6	16,9	
6	235	1079	1314	
ISCED56-UNI	17,9	82,1	23,1	
Column	1511	4183	5694	
Total	26,5	73,5	100,0	

TABLA 2. TASAS DE IDONEIDAD, POR ESTUDIOS DE LA MADRE. ESPAÑA, PISA 2000.

	Count Row Pct	IDONEIDAD		Row Total
		ATRASADO EN SU CURSO		
		,00	1,00	
MISCED				
1	123	130	253	
ISCED0-MENOS PRI	48,6	51,4	4,4	
2	845	1538	2383	
ISCED1-PRIMARIA	35,5	64,5	41,0	
3	217	751	968	
ISCED2-EGB-FP1	22,4	77,6	16,7	
4	43	206	249	
ISCED3B-FP2	17,2	82,8	4,3	
5	181	811	992	
ISCED3A-BAC	18,3	81,7	17,1	
6	134	828	962	
ISCED56-UNI	13,9	86,1	16,6	
Column	1543	4265	5808	
Total	26,6	73,4	100,0	

TABLA 3. TASAS DE IDONEIDAD, POR CLASE OCUPACIONAL DEL PADRE. ESPAÑA, PISA 2000.

	Count Row Pct	IDONEIDAD		Row Total
		ATRASADO EN SU CURSO ,00	1,00	
EGP7P				
1,00		69	489	559
IA PROF. ALTOS	12,4	87,6	9,7	
2,00		89	369	457
II PROF. MEDIOS	19,4	80,6	7,9	
3,00		75	460	536
IIIA NO MANU ALT	14,0	86,0	9,3	
4,00		80	225	304
IIIB-VA NOMANU B	26,2	73,8	5,3	
5,00		38	233	271
IIV-IB GERENTES-	13,9	86,1	4,7	
6,00		124	381	505
IIVB-IIIB AUTÓNOMOS	24,5	75,5	8,7	
7,00		974	1871	2844
V-VIIA OBREROSICS	34,2	65,8	49,3	
8,00		102	197	299
IIVC2-VIIB AGRARI	34,1	65,9	5,2	
Column		1549	4225	5774
Total		26,8	73,2	100,0

TABLA 4. TASAS DE IDONEIDAD, POR ESTUDIOS DE LOS PADRES Y SEXO. ESPAÑA, PISA 2000.

	SEXO		TOTAL
	HOMBRE	MUJER	
FASCED5			
1,00			
% SUCURSO.....	50,4%	57,9%	54,0%
CASOS.....	83	91	174
2,00			
% SUCURSO.....	54,3%	68,3%	62,0%
CASOS.....	368	565	933
3,00			
% SUCURSO.....	71,6%	80,6%	76,2%
CASOS.....	783	910	1693
4,00			
% SUCURSO.....	79,6%	89,7%	84,7%
CASOS.....	327	377	704
5,00			
% SUCURSO.....	85,0%	91,4%	87,9%
CASOS.....	297	269	566
TOTAL			
% SUCURSO.....	68,9%	78,2%	73,7%
CASOS.....	1858	2212	4069

TABLA 5 TASAS DE IDONEIDAD POR ESTUDIOS DE LOS PADRES Y SEXO. ESPAÑA, PISA 2003.

SU CURSO 1,00	SEXO		TOTAL	
	ESPAÑA, PISA 03			
	HOMBR ES	MUJER ES		
FASCED6				
1,00	% SU CURSO.....	55,3%	48,4%	51,8%
	CASOS.....	42	39	81
2,00	% SU CURSO.....	56,1%	66,7%	61,8%
	CASOS.....	293	404	698
3,00	% SU CURSO.....	65,6%	77,6%	72,1%
	CASOS.....	306	427	733
4,00	% SU CURSO.....	67,9%	79,7%	73,8%
	CASOS.....	602	707	1309
5,00	% SU CURSO.....	73,9%	89,4%	81,3%
	CASOS.....	57	62	119
6,00	% SU CURSO.....	82,5%	90,4%	86,2%
	CASOS.....	251	236	486
TOTAL				
	% SU CURSO.....	66,5%	76,4%	71,6%
	CASOS.....	1551	1875	3426

TABLA 6. TASAS DE IDONEIDAD POR ESTUDIOS DE LOS PADRES Y SEXO. ESPAÑA, PISA 006.

FASCED6	SEXO		TOTAL	
	ESPAÑA, PISA 006			
	HOMBRE	MUJER		
1,00	% SUCURSO.....	29,5%	37,3%	33,5%
	CASOS.....	70	95	165
2,00	% SUCURSO.....	39,9%	52,5%	46,4%
	CASOS.....	137	191	328
3,00	% SUCURSO.....	45,7%	62,0%	54,1%
	CASOS.....	297	425	722
4,00	% SUCURSO.....	54,5%	66,9%	60,6%
	CASOS.....	715	860	1575
5,00	% SUCURSO.....	61,2%	80,3%	70,0%
	CASOS.....	327	369	696
6,00	% SUCURSO.....	83,6%	88,6%	85,9%
	CASOS.....	311	289	600
TOTAL				
	% SUCURSO.....	53,8%	66,1%	59,9%
	CASOS.....	1857	2230	4087

TABLA 7. DETERMINANTES DE LA CORRESPONDENCIA EDAD-CURSO. ESPAÑA, PISA 2000. COEFICIENTES DE REGRESIÓN Y VARIANZA EXPLICADA, MINIMOS CUADRADOS.

MODELO 1. R2=0,315.

READ	,003053	6,7759E-05	,552146	45,060	,0000
FASCED	,005810	,003448	,020509	1,685	,0920
SEXO	,013864	,010037	,015691	1,381	,1673
(Constant)	-,827152	,033214		-24,904	,0000

MODELO 2. R2=0,335

READ	,002739	7,2424E-05	,495388	37,824	,0000
FASCED	,005108	,003429	,018032	1,490	,1364
SEXO	,013700	,010058	,015505	1,362	,1732
DISCI	,042401	,006797	,080976	6,238	,0000
TRABAJO	-,003847	,003065	-,016298	-1,255	,2095
FALTAS	-,046103	,006998	-,076879	-6,588	,0000
INTEG	,033369	,017481	,021310	1,909	,0563
AGE	,007006	,001437	,054142	4,875	,0000
NSIB	-,019602	,004675	-,047296	-4,193	,0000
COMFAM	-,028483	,007718	-,041153	-3,690	,0002
(Constant)	-2,063799	,276370		-7,468	,0000

VARIABLES:

READ: PUNTUACIÓN PISA LECTURA.

FASCED: SUMA DE LOS ESTUDIOS DEL PADRE Y DE LA MADRE, REDUCIDA A CINCO CATEGORÍAS, DEMÁS BAJOS A MÁS ALTOS.

SEXO: MASCULINO=0, FEMENINO=1.

DISCI: HACE DEBERES A TIEMPO (ITEM 1 DE P. 32).

TRABAJO: HORAS SEMANALES DE ESTUDIO (P. 33).

FALTAS: COMPUESTA DE FALTAS AL CENTRO, A CLASE, LLEGAR TARDE (P29).

INTEG: COMPUESTA DE DIEZ ITEMS SOBRE INTEGRACIÓN EN EL CENTRO (P31).

AGE: MES DE NACIMIENTO (1 A 12).

NSIB: NÚMERO DE HERMANOS.

COMFAM: HOGAR CON PADRE Y MADRE, PADRE O MADRE, NINGUNO.

TABLA 8. DETERMINANTES DE LA CORRESPONDENCIA EDAD-CURSO. ESPAÑA, PISA 2003 COEFICIENTES DE REGRESIÓN Y VARIANZA EXPLICADA, MINIMOS CUADRADOS.

MODELO 0. R2=.05

FASCED	,064317	,004950	,183134	12,994	,0000
SEXO	,109692	,012858	,120229	8,531	,0000
INMIG	-,214546	,036164	-,083521	-5,933	,0000
(Constant)	,646262	,042139		15,336	,0000

MODELO 1. R2=0,24.

Variable	B	SE B	Beta	T	Sig T
READ	,002488	7,6455E-05	,463165	32,548	,0000
FASCED	,019347	,004757	,056391	4,067	,0000
SEXO	,013414	,012271	,015099	1,093	,2744
INMIG	-,125074	,033887	-,049823	-3,691	,0002
(Constant)	-,435522	,052887		-8,235	,0000

MODELO 2. R2=0,278

REMACIE	,002869	7,8123E-05	,504573	36,719	,0000
FASCED	,007611	,004690	,022183	1,623	,1047
SEXO	,085237	,011644	,095944	7,320	,0000
INMIG	-,093038	,033058	-,037062	-2,814	,0049
(Constant)	-,660839	,053583		-12,333	,0000

MODELO 3. R2=0,291

REMACIE	,002603	8,2941E-05	,457874	31,385	,0000
FASCED	,009347	,004662	,027244	2,005	,0450
SEXO	,069002	,011828	,077670	5,834	,0000
INMIG	-,092360	,032872	-,036792	-2,810	,0050
TARDE	-,030163	,006584	-,061461	-4,582	,0000
DEBERES	,025617	,004045	,090365	6,333	,0000
INTEG	,003038	,010593	,003744	,287	,7743
AGE	,056335	,020072	,036443	2,807	,0050
COMFAM	-,034959	,014835	-,030668	-2,356	,0185
(Constant)	-1,501818	,321768		-4,667	,0000

VARIABLES:

READ: PUNTUACIÓN PISA LECTURA.

FASCED: SUMA DE LOS ESTUDIOS DEL PADRE Y DE LA MADRE, REDUCIDA A SEIS CATEGORÍAS, DEMÁS BAJOS A MÁS ALTOS.

SEXO: MASCULINO=0, FEMENINO=1.

INMIG: NATIVO=0, INMIGRANTE=1.

REMACIE: SUMA DE LAS PUNTUACIONES PISA EN LECTURA, MATEMÁTICAS Y CIENCIAS DIVIDIDA POR 3.

TARDE: VECES TARDE A LA ESCUELA EN LAS ÚLTIMAS DOS SEMANAS (P.28).

DEBERES: TIEMPO QUE DEDICA A ESTUDIAR CADA SEMANA (P.29).

INTEG: COMPUESTA DE 6 ITEMS SOBRE INTEGRACIÓN EN EL CENTRO (P.27).

AGE: EDAD EN AÑOS (RANGO=1 AÑO).

TABLA 9. DETERMINANTES DE LA CORRESPONDENCIA EDAD-CURSO. ESPAÑA, PISA 2006
COEFICIENTES DE REGRESIÓN Y VARIANZA EXPLICADA, MINIMOS CUADRADOS.

MODELO 0. R2=0,107

Variable	B	SE B	Beta	T	Sig T
FASCED6	,099799	,004274	,269491	23,350	,0000
SEXO	,132497	,011287	,135352	11,739	,0000
INMIG	-,287985	,022245	-,149334	-12,946	,0000
(Constant)	,184481	,017970		10,266	,0000

MODELO 1. R2=0,321

READ	,002878	6,2510E-05	,500079	46,035	,0000
FASCED	,047299	,003898	,127722	12,136	,0000
SEXO	,027974	,010101	,028577	2,769	,0056
INMIG	-,131208	,019695	-,068038	-6,662	,0000
(Constant)	-,907869	,028436		-31,927	,0000

MODELO 2. R2=0,371

REMACIE	,003364	6,3314E-05	,552844	53,128	,0000
FASCED	,033736	,003796	,091100	8,886	,0000
SEXO	,103961	,009488	,106201	10,957	,0000
INMIG	-,086629	,019050	-,044921	-4,547	,0000
(Constant)	-1,175174	,029705		-39,561	,0000

MODELO 3. R2=0,372

REMACIE	,003354	6,3480E-05	,551223	52,833	,0000
FASCED	,033768	,003796	,091184	8,897	,0000
SEXO	,103963	,009486	,106203	10,960	,0000
INMIG	-,086465	,019046	-,044836	-4,540	,0000
AGE	,034134	,016627	,019917	2,053	,0401
(Constant)	-1,710792	,262584		-6,515	,0000

MODELO 4. R2=375

REMACIE	,003492	6,8593E-05	,573959	50,911	,0000
FASCED	,031415	,004239	,084832	7,410	,0000
SEXO	,103763	,009460	,105999	10,968	,0000
BP2	-,098053	,019078	-,050845	-5,140	,0000
AGE	,031731	,016584	,018514	1,913	,0557
CIE_M	-,001045	1,6435E-04	-,087799	-6,359	,0000
FASCED_1	,038583	,009430	,057633	4,091	,0000
(Constant)	-1,360249	,268170		-5,072	,0000

MODELO 5. R2=0,383

REMACIE	,003485	6,7980E-05	,572815	51,268	,0000
FASCED	,030915	,004201	,083480	7,358	,0000
SEXO	,102432	,009378	,104639	10,923	,0000
BP2	-,084593	,018946	-,043866	-4,465	,0000
AGE	,033401	,016434	,019489	2,032	,0422
CIE_M	-,001291	1,6440E-04	-,108415	-7,850	,0000
FASCED_1	7,99754E-04	,010077	,001195	,079	,9367
PRIC	,117336	,011961	,103032	9,810	,0000
PRIN	,164031	,019217	,101054	8,536	,0000
(Constant)	-1,168129	,266454		-4,384	,0000

VARIABLES:

READ: PUNTUACIÓN PISA LECTURA.

FASCED: SUMA DE LOS ESTUDIOS DEL PADRE Y DE LA MADRE, REDUCIDA A SEIS CATEGORÍAS, DEMÁS BAJOS A MÁS ALTOS.

SEXO: MASCULINO=0, FEMENINO=1.

INMIG: NATIVO=0, INMIGRANTE=1.

REMACIE: SUMA DE LAS PUNTUACIONES PISA EN LECTURA, MATEMÁTICAS Y CIENCIAS DIVIDIDA POR 3.

AGE: EDAD EN AÑOS (RANTO=1 AÑO).

CIE_M: PUNTUACIÓN MEDIA DEL CENTRO EN PISA CIENCIAS.

FASCED_1. ESTUDIOS MEDIOS DE LOS PADRES DE LOS ALUMNOS DEL CENTRO.

PRIC: CENTRO PRIVADO CONCERTADO=1.

PRIN: CENTRO PRIVADO SIN CONCIERTO=1.

TABLA 10. REESTIMACIÓN DEL SEXO COMO DETERMINANTE DE LA CORRESPONDENCIA EDAD-CURSO. ESPAÑA, PISA 2003.

MODELO 1. VARIABLE DEPENDIENTE: SUCURSO.
R2=0,25

Variable	B	SE B	Beta	T	Sig T
READ	,002490	7,0122E-05	,473287	35,505	,0000
FASCED	,022919	,004555	,065260	5,031	,0000
SEXO	,010796	,011773	,011833	,917	,3592
INMIG	-,102234	,032328	-,039799	-3,162	,0016
(Constant)	-,477066	,049055		-9,725	,0000

MODELO 2. VARIABLE DEPENDIENTE: RESIDUO TRAS LA PRUEBA DE LECTURA.
R2=0,03

Variable	B	SE B	Beta	T	Sig T
MAT	5,75244E-04	7,6819E-05	,119653	7,488	,0000
FASCED	,007674	,004764	,025554	1,611	,1073
SEXO	,014579	,011899	,018748	1,225	,2206
INMIG	-,091556	,033718	-,041667	-2,715	,0066
(Constant)	-,217131	,054241		-4,003	,0001

VARIABLES:

READ: PUNTUACIÓN PISA LECTURA.

FASCED: SUMA DE LOS ESTUDIOS DEL PADRE Y DE LA MADRE, REDUCIDA A SEIS CATEGORÍAS, DE MÁS BAJOS A MÁS ALTOS.

SEXO: MASCULINO=0, FEMENINO=1.

INMIG: NATIVO=0, INMIGRANTE=1.

MAT: PUNTUACIÓN PISA EN MATEMÁTICAS.

TABLA 11. REESTIMACIÓN DEL SEXO COMO DETERMINANTES DE LA CORRESPONDENCIA EDAD-CURSO. ESPAÑA, PISA 2006.

MODELO 1. VARIABLE DEPENDIENTE: SUCURSO.
R2=0,32

Variable	B	SE B	Beta	T	Sig T
READ	,002878	6,2510E-05	,500079	46,035	,0000
FASCED	,047299	,003898	,127722	12,136	,0000
SEXO	,027974	,010101	,028577	2,769	,0056
INMIG	-,131208	,019695	-,068038	-6,662	,0000
(Constant)	-,907869	,028436		-31,927	,0000

MODELO 2. VARIABLE DEPENDIENTE: RESIDUO TRAS LA PRUEBA DE LECTURA.
R2=0,04

Variable	B	SE B	Beta	T	Sig T
MAT	7,12960E-04	6,1534E-05	,147758	11,586	,0000
FASCED	,028561	,003886	,092380	7,350	,0000
SEXO	,023810	,009770	,029135	2,437	,0148
INMIG	-,073584	,019591	-,045705	-3,756	,0002
(Constant)	-,455877	,029956		-15,218	,0000

VARIABLES:

READ: PUNTUACIÓN PISA LECTURA.

FASCED: SUMA DE LOS ESTUDIOS DEL PADRE Y DE LA MADRE, REDUCIDA A SEIS CATEGORÍAS, DEMÁS BAJOS A MÁS ALTOS.

SEXO: MASCULINO=0, FEMENINO=1.

INMIG: NATIVO=0, INMIGRANTE=1.

MAT: PUNTUACIÓN PISA EN MATEMÁTICAS

TABLA 12. REESTIMACIÓN DE LA CONDICIÓN DE INMIGRANTE COMO DETERMINANTE DE LA REPETICIÓN DE CURSO. ESPAÑA, PISA 2003.

MODELO 1. VARIABLE DEPENDIENTE: NO REPETICIÓN DE CURSO, DISTINTA DE CURSO CORRESPONDIENTE A LA EDAD.

R2=269

Variable	B	SE B	Beta	T	Sig T
REMACIE	,002794	7,1567E-05	,506437	39,040	,0000
FASCED6	,010348	,004483	,029790	2,308	,0210
SEXO	,079131	,011139	,087691	7,104	,0000
INMIG	,056734	,031326	,022423	1,811	,0702
(Constant)	-,778201	,049293		-15,787	,0000

MODELO 2. INCLUYENDO LA PROPORCION DE INMIGRANTES EN CUATRO INTERVALOS (1-5, 6-10, 10-20, 20-33). R2=0,277

Variable	B	SE B	Beta	T	Sig T
REMACIE	,002807	7,1800E-05	,508862	39,099	,0000
FASCED	,010107	,004482	,029095	2,255	,0242
SEXO	,079079	,011134	,087634	7,102	,0000
INMIG	,037326	,032550	,014753	1,147	,2515
PCINMI	,012233	,005601	,028100	2,184	,0290
(Constant)	-,773338	,049323		-15,679	,0000

VARIABLES:

READ: PUNTUACIÓN PISA LECTURA.

FASCED: SUMA DE LOS ESTUDIOS DEL PADRE Y DE LA MADRE, REDUCIDA A SEIS CATEGORÍAS, DEMÁS BAJOS A MÁS ALTOS.

SEXO: MASCULINO=0, FEMENINO=1.

INMIG: NATIVO=0, INMIGRANTE=1.

REMACIE: SUMA DE LAS PUNTUACIONES PISA EN LECTURA, MATEMÁTICAS Y CIENCIAS DIVIDIDA POR 3.

Fecha de recepción: 15.06.2011. Fecha de evaluación: 15.07.2011. Fecha de publicación: 15.09.2011