

PISA 2012

Programa para la Evaluación
Internacional de los Alumnos

INFORME ESPAÑOL



PISA 2012

PROGRAMA PARA LA EVALUACIÓN INTERNACIONAL DE LOS ALUMNOS

INFORME ESPAÑOL

VOLUMEN II: ANÁLISIS SECUNDARIO

OCDE



MINISTERIO DE EDUCACIÓN, CULTURA Y DEPORTE

SECRETARÍA DE ESTADO DE EDUCACIÓN, FORMACIÓN PROFESIONAL Y UNIVERSIDADES

DIRECCIÓN GENERAL DE EVALUACIÓN Y COOPERACIÓN TERRITORIAL

Instituto Nacional de Evaluación Educativa

Madrid 2013

Nota: *El Instituto Nacional de Evaluación Educativa no se hace responsable de las opiniones vertidas en los estudios de investigación recogidos en el presente volumen, siendo los autores los responsables de los análisis y resultados obtenidos de la base de datos de PISA 2012.*

Índice

	Pág.
1. EL RENDIMIENTO DEL ALUMNADO DE ORIGEN INMIGRANTE EN PISA -2012	4
<i>Jorge Calero y Josep Oriol Escardíbul</i>	
• Introducción	7
• Datos y metodología	13
• Resultados	14
• Discusión	22
• Conclusiones	27
• Referencias	29
2. REPETICIÓN DE CURSO Y PUNTUACIONES PISA ¿CUÁL CAUSA CUÁL?	32
<i>Julio Carabaña</i>	
• Introducción	34
• Antecedentes	35
• Métodos	37
• Datos y variables	39
• Resultados	42
• Discusión	50
• Conclusiones	53
• Referencias	55
• Anexo	
3. ESTIMACIÓN DEL EFECTO CAUSAL DEL USO DE ORDENADORES EN LOS RESULTADOS DE LOS ESTUDIANTES EN LA PRUEBA PISA 2012	67
<i>Stefano Cabras y Juan D. Tena</i>	
• Introducción	69
• Revisión de la literatura	70
• Metodología	72

• Resultados	76
• Conclusiones	85
• Referencias	87
4. CRISIS, IGUALDAD DE OPORTUNIDADES Y RESULTADOS EDUCATIVOS EN ESPAÑA: UNA VISIÓN RETROSPECTIVA DESDE PISA 2012	89
<i>José García Montalvo</i>	
• Introducción	90
• La comparación temporal de los resultados de PISA: un ejercicio complejo	91
• Evolución del estatus socioeconómico	96
• Nivel socioeconómico y resultados de PISA: una primera aproximación	101
• Factores determinantes de los resultados de PISA matemáticas entre 2003 y 2012	107
• Conclusiones	114
• Referencias	116
5. RENDIMIENTO, ESFUERZO Y PRODUCTIVIDAD: ANÁLISIS DE LOS RESULTADOS EN MATEMÁTICAS DE LOS ESTUDIANTES ESPAÑOLES SEGÚN PISA (2012)	118
<i>Antonio Villar</i>	
• Introducción	120
• Metodología	122
• Resultados	127
• Discusión	134
• Referencias	137
• Apéndice: datos complementarios	139

1 ■ EL RENDIMIENTO DEL ALUMNADO DE ORIGEN INMIGRANTE EN PISA -2012

JORGE CALERO Y JOSEP ORIOL ESCARDÍBUL

Universidad de Barcelona & IEB

1. EL RENDIMIENTO DEL ALUMNADO DE ORIGEN INMIGRANTE EN PISA 2012

Jorge Calero y Josep Oriol Escardíbul

Universidad de Barcelona & IEB

RESUMEN

El artículo se plantea como objetivo analizar los determinantes de la diferencia de resultados existente entre el alumnado nativo y el alumnado de origen inmigrante en España, utilizando para ello datos de PISA 2012. Se prestará especial atención a distinguir la aportación de los factores relacionados con el individuo de los relacionados con el centro educativo. Con tal objetivo, el artículo se divide en tres zonas: en primer lugar, se describen, en una aproximación bivariante, las diferencias existentes en los valores de las variables determinantes más importantes de los resultados educativos entre el alumnado de origen inmigrante y el alumnado nativo. En segundo lugar, se analizan los determinantes de la competencia en matemáticas (evaluada en profundidad en 2012), prestándose especial atención a las variables relativas a la condición de inmigrante. Para ello se utilizan una serie de regresiones multinivel que incorporan, cada una de ellas, bloques adicionales de variables explicativas. Finalmente, analizamos por separado la muestra de estudiantes nativos y la de estudiantes inmigrantes, por medio de dos regresiones multinivel con las que se pretende identificar efectos diferenciados de los determinantes del rendimiento en ambas subpoblaciones.

Partiendo de una diferencia “bruta” entre nativos e inmigrantes de primera generación de 55,7 puntos se alcanza, como diferencia “neta” tras la estimación del modelo propuesto, un coeficiente de -35,4. De los 20,3 puntos de diferencia de resultados explicada por el modelo la mayor parte (18,65 puntos) corresponde al efecto de las variables de nivel individual, siendo más reducido el efecto de las variables que actúan a nivel del centro. Encontramos diferencias

significativas en función de la condición de inmigrante de primera o segunda generación y un nulo efecto del idioma hablado en el hogar. Adicionalmente, en el ámbito escolar, encontramos una especial sensibilidad del alumnado inmigrante ante la variación en los años medios de escolarización de los padres del centro y una incidencia negativa de la presencia de alumnos inmigrantes en el centro, aunque tal incidencia únicamente afecta, a partir de un elevado nivel de concentración (40%), al alumnado nativo.

Palabras clave

Determinantes del rendimiento educativo, Evaluación de competencias, Inmigración, PISA 2012, Política educativa.

Abstract

The main aim of this article is analyzing the determinants of the gap between the performance of native and immigrant students in Spain using PISA 2012 data. A special attention is paid to distinguishing the effects of determinants at the individual level from those at the school level. The article is divided into three parts. First, using a bivariate approach, the differences between native and immigrant students in the values of the most important variables determining educational performance are described. Second, the determinants of the mathematics competence (assessed in depth in PISA 2012) are analyzed, paying special attention to variables related to immigration. With that objective, a series of multilevel regressions are used, each one of them including additional groups of explaining variables. Finally, we analyze separately the samples of native and immigrant students, by means of two multilevel regressions which aim at identifying differences in the effect of the variables which determine performance in both subpopulations.

Starting from a 'gross' gap between native and first generation immigrant students of 55.7 points, after the estimation of the proposed model a 'net' gap of 35.4 points is reached. Most of the 20.3 points of the gap explained by the model (18.65 points) derive from the effect of individual level variables, while the effect of school-level variables is smaller. We find significant differences in performance associated to the difference between first and second generation immigrants and no significant effect of the language spoken at home. Additionally, at the school level, we find a special sensitivity of immigrant students in front of variations in the average schooling years of the school parents and a negative effect of the proportion of immigrant students at the school, although such effect is only identified, for native students, starting from a high level of concentration (40%).

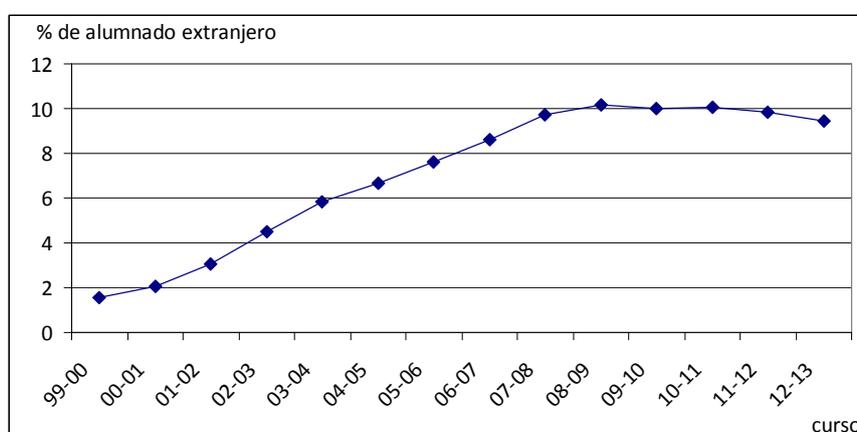
Keywords

Determinants of educational performance, Evaluation of competences, Immigration, PISA 2012, Educational policy

INTRODUCCIÓN

El sistema educativo español ha recibido, desde finales de la década de 1990 hasta la actualidad, un flujo de alumnos de origen inmigrante muy importante; durante algunos años fue, proporcionalmente, el más numeroso de todos los países de la UE. La participación de estos alumnos en la educación no universitaria se situó, en 2012, en un 9,43% del total, con un 9,02% en educación primaria y un 11,29% en ESO (MECD, 2013). Como puede observarse en la figura 1, desde el curso 2009-2010 la proporción ha dejado de crecer, coincidiendo con la reducción de la llegada de inmigrantes provocada por la crisis económica.

Figura 1. Porcentaje de alumnado extranjero en las enseñanzas no universitarias. España



Fuente: elaboración propia a partir de datos de MECD (2013) y de la Base de Estadísticas de Educación on-line del Ministerio de Educación, Cultura y Deporte.

La incidencia de la inmigración en el sistema educativo ha sido muy desigual entre comunidades autónomas y entre diferentes tipos de centros educativos. Comunidades autónomas como La Rioja (con un 15,2% de alumnos inmigrantes en la educación no universitaria en 2012), Illes Balears (14,6%), Cataluña (12,9%), Aragón (12,7%) y Madrid (12,2) (MECD, 2013) han sido las que más incorporaciones de alumnado inmigrante han recibido. Por otra parte, los centros de titularidad pública han escolarizado alumnado inmigrante en una proporción considerablemente mayor (82,5% en la educación no universitaria) que la correspondiente al conjunto de los estudiantes (68,3%) (MECD, 2013).

Los resultados en las evaluaciones externas de competencias y, específicamente, en PISA, de los alumnos de origen inmigrante son consistentemente más bajos que los resultados de los alumnos nativos. En PISA 2012, por ejemplo, en la competencia de matemáticas, los alumnos de origen inmigrante obtuvieron una media de 439,1 puntos, en comparación con una media de 491,7 puntos de los alumnos nacionales (véase Cuadro 1). Una parte de este gap de 52,6 puntos se puede atribuir al origen socioeconómico y cultural de los inmigrantes. Pero, además del origen familiar, otra serie de factores difieren entre la función de producción educativa del alumnado inmigrante y del alumnado nacional y pueden contribuir a explicar la diferencia de resultados. Por una parte, una serie de factores que actúan a nivel individual, como haber

recibido o no educación infantil o los recursos culturales y educativos con los que cuenta el alumno en el hogar. Por otra parte, otros factores pueden depender del centro educativo en el que se escolarizan los alumnos: sería posible que la titularidad del centro en el que se matriculan los inmigrantes o los recursos materiales y humanos (ratio alumnos/profesor, por ejemplo) con los que este cuenta afectasen negativamente los resultados de este colectivo. Es posible, también, que el tipo de alumnado del centro afecte a los resultados de los inmigrantes. Y ello, a través de dos mecanismos diferenciados: el primero, la concentración de alumnado inmigrante; el segundo, el origen socioeconómico y cultural tanto de los propios inmigrantes como de los alumnos nacionales escolarizados en el centro al que asiste el alumno inmigrante. En ambos casos, nos encontramos aquí con la posible incidencia de los procesos de segregación educativa sobre los resultados de los alumnos de origen inmigrante. Si estos se escolarizan predominantemente en centros con altas concentraciones de inmigrantes, si en esos centros la presencia de alumnos con un elevado nivel socioeconómico y cultural es escasa (porque nunca estuvieron en el centro o porque se retiraron con la llegada de inmigrantes); si, además, la concentración de alumnos inmigrantes y de alumnos de bajo nivel socioeconómico y cultural afecta negativamente a los resultados individuales, estamos en presencia de un factor adicional de explicación del gap de puntuaciones.

Cuadro 1. Puntuaciones en la competencia de matemáticas de PISA del alumnado nativo e inmigrante. España, 2012

Alumnos nativos	491,7
Alumnos de origen inmigrante	439,1
Inmigrantes de primera generación	436
Inmigrantes de segunda generación	457
Total	484,2

Fuente: Elaboración propia a partir de los microdatos de PISA 2012.

Nota: Inmigrantes de primera generación son los alumnos nacidos fuera de España; los inmigrantes de segunda generación son los alumnos nacidos en España con ambos padres extranjeros.

La literatura previa ha explorado extensamente los factores explicativos que hemos mencionado en el párrafo anterior. Existe, por ejemplo, una amplia evidencia acerca de cómo el origen socioeconómico y cultural de la familia está fuertemente relacionado con el rendimiento educativo de inmigrantes y nativos, siendo este, probablemente, el principal factor que podemos explicar y contabilizar de la distancia en los resultados. Ammermuller (2005), por ejemplo, subraya cómo el vínculo entre el origen socioeconómico y cultural y el rendimiento del alumnado inmigrante es especialmente fuerte en el caso de los países con un alto porcentaje de estudiantes inmigrantes. Por su parte, la OCDE realiza una estimación, para todos los países participantes en PISA, de la fracción del gap que queda explicada por el estatus socioeconómico y cultural (medido a través del índice ESCS). En el Cuadro 2 aparecen los resultados de tal estimación para la competencia de lectura en PISA-2009. Puede observarse que la diferencia de resultados en el caso español supera a la media de los países de la OCDE; adicionalmente, en España el estatus socioeconómico y cultural explica una proporción menor que en la media.

Otro factor que explica, en el nivel individual, parte del gap de resultados es la escolarización en el nivel de educación infantil. Autores como Leuven et al. (2010) y Cunha y Heckman (2009) han descrito cómo la asistencia a la educación infantil reduce las diferencias iniciales entre grupos de alumnos (establecidos en función de su origen familiar y de su condición de migrante).

Cuadro 2. Diferencias de puntuación en la competencia de lectura entre los alumnos nativos y los alumnos de origen inmigrante, antes y después de controlar por el origen socioeconómico. Países de la OCDE, PISA-2009

	Diferencia en puntuación	Diferencia en puntuación después de controlar por el origen socioeconómico
Alemania	56	27
Australia	-10	-11
Austria	68	37
Bélgica	68	41
Canadá	7	3
Dinamarca	63	36
Eslovenia	47	24
<i>España</i>	<i>58</i>	<i>44</i>
Estados Unidos	22	-9
Estonia	35	34
Finlandia	70	60
Francia	60	30
Grecia	57	35
Hungría	-12	-11
Islandia	81	61
Irlanda	29	33
Israel	2	-17
Italia	72	53
Luxemburgo	52	19
Méjico	99	85
Noruega	52	33
Nueva Zelanda	13	14
Países Bajos	46	14
Portugal	26	24
Reino Unido	23	14
República Checa	22	17
Suecia	66	40
Suiza	48	28
Media OCDE	44	27

Nota: los valores estadísticamente significativos se indican en negrita.
 Fuente: Tabla II.4.1 de OECD (2010).

Por lo que respecta a los factores que afectan en el nivel de centro educativo y, más concretamente, a los recursos con los que estos cuentan, existe evidencia sobre cómo los profesores con más cualificación y experiencia optan por centros educativos donde el

porcentaje de alumnos inmigrantes es menor. Esta evidencia se refiere a Francia (Bénabou, 2009), a los Países Bajos (Karsten et al., 2006) y a diversos países de la OCDE (Field et al., 2007). El efecto que tiene el incremento de recursos en las escuelas sobre el rendimiento de los alumnos inmigrantes sigue sometido a escrutinio constante sin que los resultados sean concluyentes y de aplicación generalizable como, de hecho, sucede con el estudio en general del efecto de los recursos de las escuelas sobre el rendimiento educativo (véase Escardíbul y Calero, 2013). Nusche (2009), por ejemplo, demuestra cómo la reducción del número de alumnos por aula tiene consecuencias positivas sobre el rendimiento en los alumnos desaventajados (en función de la renta familiar o de su condición de minoría étnica o inmigrante) de diversos países. Sin embargo, Leuven et al. (2007), en su estudio aplicado a escuelas de los Países Bajos con un alto porcentaje de alumnos inmigrantes de familias socialmente desaventajadas, describen el efecto nulo de un programa de incremento de recursos destinado a contratar más profesorado o a complementar el salario del mismo. Este resultado, según los propios autores, puede venir motivado por el hecho de que en los Países Bajos el tipo de centros analizado ya recibe recursos adicionales antes de participar o no en el programa, por lo que su efecto marginal puede resultar reducido o inexistente.

Dos estudios concluyen que los incentivos financieros orientados a mejorar el desempeño de los docentes son eficaces al ser aplicados en escuelas con una alta proporción de alumnos de minorías étnicas o inmigrantes. Eberst et al. (2000) se refieren a una experiencia llevada a cabo en Dallas (EE.UU.), en la que se apreció un incremento en la tasa de finalización de estudios y una reducción del abandono escolar. Por su parte, el análisis de Lavy (2009) se refiere a un programa de incentivos individuales monetarios para profesores de inglés y matemáticas en Israel.

También en el nivel del centro escolar aparece en la literatura sobre el desempeño de los alumnos inmigrantes una cuestión especialmente controvertida. Nos referimos al efecto de la “densidad” de inmigrantes en el centro educativo: mientras que algunos estudios han sostenido que se detectan efectos negativos cuando en el centro se escolariza a partir de un determinado porcentaje de inmigrantes o minorías étnicas, otros indican que este efecto no es significativo. Entre los primeros, Hoxby (2000) demuestra que, en el estado de Tejas, los alumnos de minorías son los más perjudicados por su concentración en los centros. Hanushek et al. (2004) exponen la existencia de un efecto negativo de la presencia de alumnos afroamericanos sobre los resultados de sus compañeros “blancos”. Los resultados son menos concluyentes en Schnepf (2007) quien, utilizando datos de PISA-2003, encuentra un efecto negativo de la concentración de inmigrantes en el caso de Suiza, Alemania, Nueva Zelanda y Francia, no significativo en Holanda, Suecia, Reino Unido y Estados Unidos y positivo en Australia y Canadá (en estos dos últimos países, motivado por lo que la autora denomina “immigrant capital”). En otros estudios se describen efectos negativos de la concentración de inmigrantes a partir de un umbral elevado; por ejemplo, en Jensen y Rasmussen (2009), referido a Dinamarca, se describe cómo sólo en aquellos centros con más del 50% de inmigrantes (lo que representa el 3% del total de estudiantes) la presencia de inmigrantes afecta negativamente a los resultados. Entre los estudios internacionales en los que se señala la inexistencia de efectos negativos de la concentración de inmigrantes podríamos destacar el referido al caso holandés de Ohinata y Van Ours (2011).

Nos parecen muy relevantes los resultados de Dronkers (2007), quien utiliza un concepto más complejo que la simple concentración de inmigrantes y se refiere a la “diversidad étnica”. En su estudio, referido a 15 países occidentales, y basado en el análisis de la competencia de lectura en PISA-2006, Dronkers concluye que la diversidad étnica tiene un efecto negativo considerable en los resultados tanto de inmigrantes como de estudiantes nativos. El efecto negativo es similar en ambos grupos pero, como media, los alumnos de origen inmigrante asisten a centros educativos con una diversidad étnica cuatro veces superior a la de los centros donde asisten los alumnos nativos.

En el caso español, una serie de análisis aplicados a PISA señalan un efecto negativo de la concentración (a partir de un determinado porcentaje) de inmigrantes sobre el rendimiento de los estudiantes. Entre ellos destacaremos los siguientes: con datos de PISA-2003, Calero y Escardíbul (2007) y Sánchez (2008) encuentran un efecto negativo de la concentración a partir del 10%. En Sánchez, adicionalmente, este efecto se encuentra tanto en la submuestra de alumnos nativos como en la de alumnos inmigrantes. Con datos de PISA-2006, tanto Garrido y Cebolla (2010) como Calero y Waisgrais (2009) encuentran un efecto negativo, estos últimos a partir de una concentración del 20%. Calero et al. (2010) identifican que este efecto negativo, a partir de una concentración del 20%, se debe específicamente a su incidencia sobre el alumnado inmigrante. Salinas y Santín (2009), por su parte, muestran cómo la concentración de alumnos inmigrantes es más perjudicial, para los alumnos nativos, en los centros públicos que en los concertados. Adicionalmente, en los centros concertados, la concentración de inmigrantes es más perjudicial para el rendimiento de los inmigrantes que para los alumnos nativos. Sin embargo, Zinovyeva et al. (-2011), con datos de PISA-2003 y PISA-2006, no encuentran un efecto significativo de la concentración de inmigrantes sobre los resultados. Asimismo, Carabaña (2012) llama la atención sobre cómo diferentes dificultades metodológicas pueden conducir a conclusiones erróneas acerca del efecto de la concentración de alumnado inmigrante.

Quisiéramos resaltar la relevancia, desde el punto de vista de las implicaciones de política educativa, de una pregunta de investigación como el efecto de la concentración de inmigrantes sobre el rendimiento de los alumnos. El asentamiento, en su caso, de una evidencia empírica sólida que apunte a la existencia de efectos negativos puede aconsejar la implementación de políticas de “desegregación”, que tiendan a una distribución más equilibrada del alumnado inmigrante entre los centros educativos.

En todo caso, el efecto de las características del centro sobre el desempeño de los alumnos inmigrantes resulta considerablemente más controvertido que el efecto de las variables personales y familiares. Minimizando el efecto de las características del centro, por ejemplo, Zinovyeva et al. (- 2011: 2) sostienen que “el reducido efecto de las características de la escuela sobre el gap de rendimiento entre nativos e inmigrantes sugiere que las políticas orientadas al desempeño de los alumnos inmigrantes quizás deberían atender a las familias desaventajadas, antes que animar a los estudiantes inmigrantes a matricularse en determinados tipos de escuelas.”

Por lo que respecta al efecto de diferentes medidas de política educativa, en el nivel del sistema, que pueden afectar los resultados del alumnado inmigrante, Entorf y Lauk (2006) muestran cómo la separación temprana de itinerarios tiene un impacto negativo sobre el desempeño académico de los inmigrantes. En la misma línea apunta la OCDE, que entre sus recomendaciones de política educativas orientadas a la equidad (véase Field et al., 2006) incluye las dos siguientes: “limitar el establecimiento de itinerarios tempranos y la separación en grupos de habilidad y posponer la selección académica” y “responder a la diversidad y garantizar la inclusión exitosa de los alumnos inmigrantes y de minorías dentro de la línea educativa principal”.

Entorf y Minoiu (2005) demuestran la incidencia positiva, de cara a la mejora de los resultados de los alumnos inmigrantes, del aprendizaje del idioma nacional y, adicionalmente, de recibir clases suplementarias de ese idioma en la escuela. Otras tres medidas que, según Eurydice (2009) resultan eficaces en la mejora de la posición del alumnado inmigrante son las siguientes: en primer lugar, la publicación de información escrita sobre el sistema educativo traducida en el lenguaje de origen de las familias inmigrantes; en segundo lugar, el uso de intérpretes en diferentes situaciones de la vida escolar; y, finalmente, la contratación de personal de apoyo, como por ejemplo mediadores, que sean responsables de establecer vínculos entre los alumnos inmigrantes, sus familias y la escuela.

Teniendo en cuenta los elementos que hemos revisado en los párrafos anteriores, en el presente artículo nos planteamos como objetivo general el análisis de los determinantes de las diferencias entre el rendimiento de los alumnos de origen inmigrante y los alumnos nativos en España. Este gap está formado por una diversidad de elementos que constituyen la función de producción educativa, que asumimos diferente en los inmigrantes y los nativos. Entre estos elementos prestaremos especial atención a los que forman parte de las características de las escuelas (por ejemplo, la menor o mayor concentración de alumnado inmigrante en los centros) debido a que estas son susceptibles de ser alteradas de forma más inmediata por medidas de política educativa. Llevaremos a cabo los análisis utilizando datos de PISA 2012.

El resto del artículo se estructura del siguiente modo: en el siguiente apartado se describe la metodología y los datos utilizados en los análisis; por lo que respecta a la metodología la técnica esencial que utilizaremos será la regresión multinivel. Posteriormente expondremos los resultados, diferenciados en dos subapartados: en el primero de ellos nos centraremos, en una aproximación bivalente, en las diferencias existentes en los factores determinantes más importantes de los resultados educativos entre el alumnado de origen inmigrante y el alumnado nativo. En el segundo subapartado presentaremos los resultados de tres regresiones multinivel, una referida al conjunto de la muestra de PISA 2012 y las otras dos, respectivamente, al alumnado de origen inmigrante y al nativo. Estos resultados son discutidos en el apartado subsiguiente. En unas conclusiones finales se recogen los hallazgos más importantes y sus implicaciones.

DATOS Y METODOLOGÍA

El *Programme for International Student Assessment* (PISA) es una evaluación de competencias (en comprensión lectora, matemáticas y ciencias) que desarrolla la OCDE cada tres años, desde el año 2000, aplicándolo a estudiantes de 15 años de edad. En cada edición se evalúa en profundidad una de las competencias (en 2012 han sido las matemáticas, como ya lo fueron en 2003). En esta edición han participado 65 países y economías. En España han sido evaluados más de 25.000 alumnos, de poco más de 900 escuelas, con muestras representativas ampliadas para catorce comunidades autónomas.

En la evaluación de PISA, los alumnos forman parte, o están “anidados”, en un nivel superior (las escuelas), de modo que no pueden aplicarse técnicas de regresión lineal simple, debido a que la elección de estudiantes es aleatoria, pero se efectúa una vez han sido seleccionados los centros. Por tanto, resulta adecuada la aplicación de un análisis multinivel, en el que se distingue entre el primer nivel (estudiantes) y el segundo (centros educativos).

Asimismo, en PISA se proporcionan cinco valores plausibles (VP) como resultados de cada alumno en cada ámbito de análisis. Ello conlleva que en el cálculo de estimadores deban utilizarse los cinco VP de un determinado modo: se llevan a cabo los cálculos de los estadísticos para cada VP y con posterioridad se toma la media de los valores resultantes. En realidad, para el cálculo de los estadísticos se utilizan los cinco VP y 80 réplicas que proporciona PISA, que permiten obtener estimadores eficientes. El uso de replicaciones es necesario debido al modo de selección bietápico de la muestra de PISA descrito anteriormente.

Como se ha indicado, las variables explicativas pertenecen a dos niveles: estudiantes y escuelas. Con respecto al primer nivel, los alumnos proporcionan información relacionada con aspectos personales y familiares. Con respecto al segundo, los directores de los centros informan acerca de las características del mismo, sus recursos (de personal y material) y métodos de gestión, los criterios de admisión de alumnos y los procesos de enseñanza-aprendizaje. Las variables explicativas son de tres tipos: cuantitativas, que provienen de las respuestas a los cuestionarios; índices que resultan de la transformación de una o más variables; e índices escalados, mediante la “Teoría de respuesta al ítem”.

En un modelo de análisis multinivel los resultados de los alumnos dependen de sus características personales y familiares (nivel 1 de análisis) y de las características de los centros escolares (nivel 2), tal y como se expone en las ecuaciones (1) a (4):

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \sum_{k=1}^n \beta_{1j} X_{kij} + \varepsilon_{ij} \quad \varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma^2) \quad (1)$$

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \sum_1 \gamma_{01} Z_{1j} + \mu_{0j} \quad \mu_{0j} \sim N(0, \tau_0) \quad (2)$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} \quad \mu_{1j} \sim N(0, \tau_1) \quad (3)$$

$$Y_{ij} = \gamma_{00} + \gamma_{10} X_{kij} + \gamma_{01} Z_{ij} + \mu_{0j} + \varepsilon_{ij} \quad (4)$$

El modelo econométrico expuesto indica que Y_{ij} se refiere a los resultados esperados en matemáticas del estudiante “i” en la escuela “j”; X_{kij} es un vector de “k” características del estudiante “i” en la escuela “j” (variables explicativas al nivel 1); Z_{ij} es un vector de “l” características de la escuela “j” (variables al nivel 2). Los efectos aleatorios son μ_j (a nivel de escuela) y ε_{ij} (a nivel de alumno). Los parámetros estimados se anotan como β . La ecuación (4) se obtiene al introducir las ecuaciones (2) y (3) en la ecuación (1).

Asimismo, en el análisis empírico se aborda el problema de la falta de respuestas de los individuos en algunas variables (*missings*). A este respecto, los valores perdidos se han estimado mediante el método de imputación por regresión recomendado por la OECD (2008). Tan sólo no se han imputado valores perdidos en el caso de las variables relacionadas con la condición de inmigrantes de los estudiantes, la titularidad del centro y la población donde éste se localiza. Finalmente, se analiza la posible existencia de colinealidad entre las variables incorporadas en los modelos de regresión y la estimación proporciona errores estándar robustos.

RESULTADOS

Pretendemos, con los resultados que presentamos en este apartado, analizar la función de producción educativa del conjunto de estudiantes para conocer cómo inciden sobre ella las variables, tanto de ámbito personal como del centro educativo, relativas a la inmigración. Una discusión más precisa de los resultados podrá llevarse a cabo gracias al tratamiento diferenciado de los grupos de estudiantes nativos e inmigrantes. Como paso previo a este análisis de la función de producción educativa deseamos, sin embargo, establecer las diferencias, entre nativos e inmigrantes, en los valores de las variables más relevantes que participan en esa función de producción. El objetivo de este paso previo, que damos en el siguiente subapartado, consiste en determinar hasta qué punto los elementos que participan en el proceso educativo de los alumnos, y que lo determinan, son diferentes entre nativos e inmigrantes. Qué efecto tiene cada uno de ellos sobre la adquisición de competencias quedará recogido en los resultados de las regresiones multinivel que presentaremos más adelante.

Características del proceso educativo del alumnado inmigrante y diferencias con respecto al alumnado nativo

En los Cuadros 3 y 4 pueden encontrarse los valores medios correspondientes a diferentes variables referidas a una serie de inputs de la función de producción educativa, diferenciando entre la población de alumnado nativo e inmigrante (consideramos como inmigrante al estudiante de origen inmigrante tanto de primera como de segunda generación). Las variables han sido seleccionadas en función de su tratamiento en la literatura previa y de la

disponibilidad de información al respecto en la base de datos que utilizamos (PISA 2012); todas ellas forman parte, junto con otras, de los análisis de regresión multinivel que se presentan más adelante. El Cuadro 3 está específicamente referido a los factores de índole personal y familiar y en ella se presta especial atención, por ser un conjunto especialmente relevante a la hora de explicar el rendimiento educativo, a las variables que describen el origen sociocultural y económico familiar del individuo. En el Cuadro 4 se exponen las variables referidas a las características del centro educativo y de los alumnos que en él se escolarizan.

Cuadro 3. Características del proceso educativo del alumnado inmigrante y nativo. Variables personales y familiares

	Nativos	Inmigrantes
Educación infantil más de un año	88,6	65,5
No repetición	70,3	45,3
Repetición primaria	12,7	26,1
Repetición secundaria	11,2	16,6
Repetición primaria y secundaria	5,9	11,9
No falta un día entero a clase últimas 2 semanas	73,1	63,2
Ha faltado 1-2 veces	23,4	30,5
Ha faltado 1-2 veces	3,5	6,3
Edad inicio TICs	7,7	8,1
Familia monoparental	9,7	13,3
Padre activo	94,8	93,8
Madre activa	76,6	80,8
Estatus ocupacional padre: índice	41,3	34,3
Estatus ocupacional madre: índice	40,0	30,9
Años de escolarización padre	10,9	10,7
Años de escolarización madre	11,4	10,6
Recursos educativos hogar	0,9	-0,2
Más de 100 libros en casa	47,6	14,5

Fuente: Elaboración propia a partir de los microdatos de PISA 2012.

Cuadro 4. Características del proceso educativo del alumnado inmigrante y nativo. Variables relativas al centro educativo

	Nativos	Inmigrantes
Escuela pública	66,6	80,9
Escuela concertada	25,7	14,9
Escuela privada independiente	7,7	4,2
Población de hasta 15.000 habitantes	28,2	22,2
Población de 15.000-100.000 habitantes	34,6	34,7
Población de 100.001-1.000.000 habitantes	30,0	28,4
Población de más de 1 millón de habitantes	7,3	14,7
En admisión tienen en cuenta el apoyo de los padres a la filosofía educativa/religiosa del centro	19,1	12,3
% de inmigrantes en la escuela	8,1	24,4
Años medios de escolarización de los padres	12,4	12,1
Número de alumnos en la escuela	715	679
Número de alumnos en el aula	25,5	25,2
Ratio alumnos por profesor	12,6	11,3
% alumnos cuyo aprendizaje se ve obstaculizado por el mal comportamiento en las clases	36,7	45,0
Calidad de recursos educativos: índice	0,03	-0,07
Disponibilidad de TIC en la escuela: índice	-0,16	-0,10
Uso de TIC en clase de matemáticas: índice	-0,08	0,02
No agrupación del alumnado en las clases	7,5	9,2
Algún tipo de agrupación en algunas clases	43,7	42,0
Algún tipo de agrupación en todas las clases	48,8	48,9

Fuente: Elaboración propia a partir de los microdatos de PISA 2012.

La función de producción educativa: incidencia sobre ella de las variables relativas a la inmigración

En el Cuadro 5 aparecen los resultados de la estimación del modelo explicativo de los determinantes de la adquisición de la competencia de matemáticas, efectuada mediante una regresión multinivel aplicada al conjunto de la muestra española de PISA 2012. Las variables explicativas se estructuran en siete grupos. Los tres primeros describen aspectos de la condición de migrante, características personales y características familiares (esencialmente relativas al origen socioeconómico y cultural) de los estudiantes y corresponden al nivel del individuo. Los otros cuatro grupos corresponden al nivel del centro educativo: características escolares, características del alumnado en la escuela, recursos humanos y materiales del centro y, finalmente, prácticas educativas y de gestión de la escuela. Aparecen, en el Cuadro 5, los resultados de la estimación de tres modelos acumulativos. En el primero de ellos únicamente se incluyen variables del primero de los siete grupos; en el segundo se incorporan todas las variables del nivel de individuo y en el tercero participan todas las variables del nivel de individuo y del centro. En el Cuadro 6 se recogen los resultados de la estimación del modelo completo del Cuadro 5, aplicado por separado a los colectivos de estudiantes nativos y de origen inmigrante. Finalmente, el Cuadro 7 recoge los valores aleatorios de los modelos de regresión completos.

Cuadro 5. Estimación del modelo explicativo de los determinantes de la competencia de matemáticas. Regresión multinivel, estimación de efectos fijos con errores estándar robustos.
 Total de la muestra

Variables	(1)	(2)	(3)
Constante	484,71*** (3,50)	522,72*** (40,21)	490,35*** (45,27)
<i>Inmigración</i>			
Categoría de referencia: nativo			
INMIGRAN1 (inmigrante de 1ª generación)	-76,28*** (7,30)	-37,05*** (6,17)	-35,40*** (6,13)
INMIGRAN2 (inmigrante de 2ª generación)	-25,34*** (7,52)	-13,29** (6,41)	-12,44** (6,26)
AÑOESP (Años en España inmigrantes 1ª generac.)	3,57*** (0,78)	3,12*** (0,67)	2,99*** (0,65)
LENG (idioma en hogar igual al del test)	8,14** (3,17)	4,63** (2,36)	3,80 (2,37)
<i>Características personales</i>			
EDAD		-1,56 (2,54)	-1,72 (2,51)
MUJER		-23,49*** (1,61)	-24,09*** (1,51)
EDINFA (ha cursado ed. infantil más de un 1 año)		14,41** (2,54)	14,04*** (2,55)
REPETICIÓN. Categoría de referencia: no ha repetido			
REPRIM (repetido primaria)		-77,65*** (2,49)	-76,17*** (2,54)
REPSEC (repetido secundaria)		-61,34*** (2,66)	-60,32*** (2,66)
REPRIMSEC (repetido primaria y secundaria)		-114,17*** (3,59)	-112,23*** (3,69)
ABSENTISMO. Categoría de referencia: no faltó a clase			
ABSENT1 (faltó a clase 1-2 días en últimas 2 semanas)		-13,59*** (2,11)	-12,60*** (2,09)
ABSENT2 (faltó más de dos días)		-22,32*** (4,04)	-21,99*** (4,03)
EDADTIC (edad de inicio en las TIC)		-2,51*** (0,32)	-2,51*** (0,32)
<i>Características familiares</i>			
MONOPARENTAL		6,54*** (2,44)	6,50*** (2,39)
ACTIVO (padre activo)		0,43 (3,56)	0,93 (3,55)
ACTIVA (madre activa)		-0,81 (1,83)	-0,92 (1,83)
POCUP (índice estatus ocupacional padre)		0,22*** (0,04)	0,19*** (0,04)
MOCUP (índice estatus ocupacional madre)		0,27*** (0,04)	0,26*** (0,04)
AÑOEDPA (años de escolarización del padre)		0,47* (0,27)	0,38 (0,27)
AÑOEDMA (años de escolarización de la madre)		-0,02 (0,27)	-0,17 (0,27)

Variables	(1)	(2)	(3)
MATESTUD (índice de material de estudio en hogar)		1,72* (0,91)	2,46*** (0,90)
LIBROS (más de 100 libros en el hogar)		22,75*** (1,58)	22,00*** (1,55)
<i>Características escolares</i>			
TITULARIDAD DEL CENTRO. Categoría de referencia: público			
PRIVIND (escuela privada independiente)			0,69 (8,06)
CONCERT (escuela privada concertada)			5,02 (7,68)
COMUNIDADES AUTÓNOMAS (1)			incluidas
TAMAÑO POBLACIÓN. Categoría de referencia: <15.000 hab.			
POBLACIÓN1 (15.000-100.000 habitantes)			0,74 (3,86)
POBLACIÓN2 (100.001-1.000.000 habitantes)			-0,09 (3,71)
POBLACIÓN3 (más de 1 millón de habitantes)			5,12 (5,62)
SCHLSIZE (número de alumnos en la escuela)			-0,006 (0,004)
COMPETENCIA ENTRE ESCUELAS. Categoría de referencia: no hay competencia			
COMPET1 (una escuela compite)			-5,46 (5,10)
COMPET2 (dos o más escuelas compiten)			-2,84 (4,63)
<i>Características del alumnado en la escuela</i>			
PCGIRLS (% chicas en la escuela)			-3,66 (10,44)
AÑOSEDCE (años medios de escolarización de los padres)			2,99*** (1,04)
CONCENTRACIÓN DE INMIGRANTES. Categoría de referencia: 0%			
NONAT1 (% inmigrantes > 0% y ≤ 10%)			2,28 (3,22)
NONAT2 (% inmigrantes >10% y ≤ 20%)			-2,64 (4,28)
NONAT3 (% inmigrantes >20% y ≤ 30%)			0,10 (5,64)
NONAT4 (% inmigrantes >30% y ≤ 40%)			-8,19* (4,52)
NONAT5 (% inmigrantes >40%)			-23,66*** (6,58)
DISCLIM (aprendizaje obstaculizado por el mal comportamiento del alumnado)			0,27 (2,81)
<i>Recursos de la escuela</i>			
ALUMCLAS (número de alumnos por clase)			-0,03 (0,18)
ALUMPROF (relación alumnos/profesorado)			0,05 (0,09)
SCMATEDU (índice de calidad de recursos educativos)			1,40 (1,43)

Variables	(1)	(2)	(3)
EscTIC (Índice de disponibilidad TIC en la escuela)			-3,37*** (0,80)
MATESTIC (Índice uso TIC en clase matemáticas)			-5,28*** (0,92)
PFORMAC (% profesorado matemáticas recibió formación últimos 3 meses)			0,004 (0,04)
<i>Prácticas educativas y de gestión</i>			
AGRUPACIÓN DE ALUMNOS. Categoría de referencia: no hay agrupación			
AGRUP1 (agrupación de alumnado en algunas clases)			-3,47 (4,54)
AGRUP2 (agrupación de alumnado en todas las clases)			-4,94 (4,56)
SELEC (en admisión cuenta apoyo padres a filosofía educativa/religiosa del centro)			-3,96 (4,00)
AUTPROF (Dirección, profesores o consejo escolar contrata/despide profesores)			2,41 (7,51)
AUTSAL (Dirección, profesores o consejo escolar establece salarios o aumentos salariales)			1,56 (5,54)
AUTPRES (Dir/prof/c. escolar elabora presupuesto o decide asignaciones presupuestarias)			14,80** (7,08)
AUTGES (Dir/prof/c. escolar fijan normas de evaluación, disciplina y selección alumnado)			13,49 (10,20)
AUTCUR (Dir/prof/c. escolar eligen libros de texto, fijan contenidos y estudios ofrecidos)			-14,33 (15,54)

*** denota variable significativa a nivel 1%; ** al 5%; * al 10%.

Fuente: elaboración propia a partir de microdatos de PISA 2012.

(1) Se incluyen 14 variables *dummy* correspondientes a las comunidades autónomas con muestra ampliada y una *dummy* que corresponde a los alumnos residentes en las tres comunidades autónomas sin muestra ampliada.

Cuadro 6. Estimación del modelo explicativo de los determinantes de la competencia de matemáticas. Regresión multinivel, estimación de efectos fijos con errores estándar robustos. Muestra de alumnos nativos y de alumnos de origen inmigrante

Variables	Nativos	Inmigrantes
Constante	486,53*** (47,80)	461,63*** (112,53)
<i>Inmigración</i>		
Categoría de referencia: nativo		
INMIGRAN1 (Inmigrante de 1ª generación)		--
INMIGRAN2 (Inmigrante de 2ª generación)		21,22** (8,78)
AÑOSESP (Años en España inmigrantes 1ª generac.)		2,82*** (0,64)
LENG (idioma en hogar igual al del test)	6,44** (2,80)	-4,36 (5,22)
<i>Características personales</i>		
EDAD	-1,40 (2,68)	-6,20 (6,10)
MUJER	-23,56*** (1,68)	-29,03*** (4,27)
EDINFA (ha cursado ed. infantil más de un 1 año)	15,70*** (2,94)	5,77 (4,18)
REPETICIÓN. Categoría de referencia: no ha repetido		
REPPRIM (repetido primaria)	-78,42*** (2,80)	-59,95*** (5,77)
REPSEC (repetido secundaria)	-60,91*** (2,85)	-52,50*** (6,19)
REPRIMSEC (repetido primaria y secundaria)	-115,17*** (4,31)	-93,18*** (6,39)
ABSENTISMO. Categoría de referencia: no faltó a clase		
ABSENT1 (faltó a clase 1-2 días en últimas 2 semanas)	-12,15*** (2,20)	-15,52 (5,29)
ABSENT2 (faltó más de dos días)	-20,79*** (4,06)	-28,13 (10,45)
EDADTIC (edad de inicio en las TIC)	-2,40*** (0,34)	-2,98*** (0,95)
<i>Características familiares</i>		
MONOPARENTAL	6,94*** (2,53)	6,56 (5,89)
ACTIVO (padre activo)	-0,42 (3,78)	12,51 (10,22)
ACTIVA (madre activa)	-0,52 (1,88)	-0,61 (6,28)
POCUP (índice estatus ocupacional padre)	0,22*** (0,05)	-0,06 (0,14)
MOCUP (índice estatus ocupacional madre)	0,28*** (0,05)	0,21 (0,13)
AÑOSEDPA (años de escolarización del padre)	0,36 (0,28)	0,30 (0,61)
AÑOSEDMA (años de escolarización de la madre)	-0,30 (0,28)	0,78 (0,62)

Variables	Nativos	Inmigrantes
MATESTUD (índice de material de estudio en hogar)	3,10*** (0,97)	-2,89 (3,01)
LIBROS (más de 100 libros en el hogar)	21,67*** (1,62)	23,53*** (5,27)
<i>Características escolares</i>		
TITULARIDAD DEL CENTRO. CATEGORÍA DE REFERENCIA: PÚBLICO		
PRIVIND (escuela privada independiente)	-0,41 (7,70)	2,28 (25,33)
CONCERT (escuela privada concertada)	4,98 (7,49)	-4,98 (18,52)
COMUNIDADES AUTÓNOMAS (1)	incluidas	incluidas
TAMAÑO POBLACIÓN. Categoría de referencia: <15.000 hab.		
POBLACIÓN1 (15.000-100.000 habitantes)	1,58 (3,85)	-2,58 (8,59)
POBLACIÓN2 (100.001-1.000.000 habitantes)	1,23 (3,73)	-7,58 (8,13)
POBLACIÓN3 (más de 1 millón de habitantes)	4,93 (5,67)	9,59 (12,23)
SCHLSIZE (número de alumnos en la escuela)	-0,006 (0,004)	-0,005 (0,009)
COMPETENCIA ENTRE ESCUELAS. Categoría de referencia: no hay competencia		
COMPET1 (una escuela compite)	-4,78 (5,17)	-11,75 (9,68)
COMPET2 (dos o más escuelas compiten)	-2,90 (4,58)	-3,03 (10,11)
<i>Características del alumnado en la escuela</i>		
PCGIRLS (% chicas en la escuela)	-2,22 (10,41)	-34,15* (18,22)
AÑOSEDEN (años medios de escolarización de los padres)	2,47** (1,05)	8,18*** (2,17)
CONCENTRACIÓN DE INMIGRANTES. Categoría de referencia: 0%		
NONAT2 (% inmigrantes >10% y ≤ 20%)	-2,79 (4,28)	-2,52 (6,50)
NONAT3 (% inmigrantes >20% y ≤ 30%)	-0,71 (5,60)	4,52 (9,99)
NONAT4 (% inmigrantes >30% y ≤ 40%)	-12,24** (5,11)	1,65 (9,15)
NONAT5 (% inmigrantes >40%)	-19,43** (7,69)	-14,53 (10,27)
DISCLIM (aprendizaje obstaculizado por mal comportamiento alumnado)	0,51 (2,89)	-2,89 (4,73)
<i>Recursos de la escuela</i>		
ALUMCLAS (número de alumnos por clase)	-0,04 (0,19)	0,05 (0,44)
ALUMPROF (relación alumnos/profesorado)	0,004 (0,09)	1,20** (0,35)
SCMATEDU (índice de calidad de recursos educativos)	1,65 (1,48)	-0,21 (2,86)
EscTIC (Índice de disponibilidad TICs en la escuela)	-3,59*** (0,84)	-0,45 (1,90)

Variables	Nativos	Inmigrantes
MATESTIC (Índice uso TICs en clase matemáticas)	-4,90*** (0,97)	-8,31*** (2,17)
PFORMAC (% profesorado mat. recibió formación últimos 3 meses)	0,01 (0,04)	-0,02 (0,08)
<i>Prácticas educativas y de gestión</i>		
AGRUPACIÓN DE ALUMNOS. Categoría de referencia: no hay agrupación		
AGRUP1 (agrupación de alumnado en algunas clases)	-3,12 (4,75)	-1,81 (9,44)
AGRUP2 (agrupación de alumnado en todas las clases)	-4,35 (4,74)	-9,54 (9,43)
SELEC (en admisión cuenta apoyo padres a filosofía del centro)	-3,83 (4,11)	-2,69 (7,56)
AUTPROF (autonomía contratar/despedir profesorado)	3,02 (7,34)	3,01 (16,44)
AUTSAL (autonomía fijar salarios o aumentos salariales)	1,68 (5,50)	6,39 (16,22)
AUTPRES (autonomía en decidir presupuesto/asignaciones presup.)	12,97* (7,28)	7,71 (16,52)
AUTGES (aut. fijar normas evaluación, disciplina y selección alumnos)	14,52 (10,92)	21,50 (15,65)
AUTCUR (aut. elegir libros de texto, contenidos y estudios ofrecidos)	-11,91 (15,29)	-9,40 (35,29)

*** denota variable significativa a nivel 1%; ** al 5%; * al 10%.

Fuente: elaboración propia a partir de microdatos de PISA 2012.

(1) Se incluyen 14 variables *dummy* correspondientes a las comunidades autónomas con muestra ampliada y una *dummy* que corresponde a los alumnos residentes en las tres comunidades autónomas sin muestra ampliada.

Cuadro 7. Valores aleatorios de los modelos de regresión completos

Varianzas	todos	nativos	inmigrantes
% de varianza explicada por las variables sobre el modelo con sólo constante (modelo 0): alumnos y escuelas	47,0	44,4	45,6
% varianza explicada por las variables sobre el modelo (0): alumnos	39,4	36,6	35,5
% varianza explicada por las variables sobre el modelo (0): escuelas	76,3	75,0	71,6

Fuente: elaboración propia a partir de microdatos de PISA 2012.

DISCUSIÓN

La información contenida en los Cuadros 3 y 4 nos permite afirmar que los inputs de la función de producción del alumnado inmigrante son considerablemente diferentes a los del alumnado nativo. En cuanto a las variables personales, destacaríamos la reducida participación del alumnado inmigrante en la educación infantil y la mayor incidencia de la repetición, tanto en primaria como en secundaria. Por lo que respecta al origen sociocultural y económico familiar, el estatus ocupacional de los padres y las madres de los inmigrantes (representado por un

índice construido por la OCDE) es más bajo que el de los nativos; los años de escolarización de los padres y madres, sin embargo, son similares, algo más bajos en el caso de los alumnos inmigrantes.¹ Por otra parte, la incidencia de la monoparentalidad es mayor en las familias de alumnos inmigrantes. El valor del índice de recursos educativos en el hogar, también construido por la OCDE, así como el porcentaje de alumnos con más de cien libros en el hogar son considerablemente más bajos en el caso de los inmigrantes.

Los centros educativos a los que asisten los alumnos inmigrantes se diferencian de aquellos a los que asisten los alumnos nativos en varias características (véase Cuadro 4), entre las que destaca la titularidad: los alumnos inmigrantes se concentran especialmente en los centros públicos (80,9% en contraposición a un 66,6% en el caso de los nativos). El hecho de que los centros públicos disfruten de mejores ratios alumnos/aula y alumnos/profesor explica parcialmente los valores más favorables de estos ratios para el alumnado inmigrante. Por otra parte, la distribución geográfica de la población hace que el alumnado inmigrante tenga más probabilidades de asistir a escuelas situadas en grandes ciudades y menos de acudir a centros en poblaciones muy pequeñas.

El alumnado inmigrante se concentra en escuelas donde asiste una mayor proporción (24,4% como media) de inmigrantes. Como veremos más adelante, el efecto neto de la concentración de inmigrantes resulta negativo para los estudiantes nativos cuando la concentración es muy elevada. Conviene también subrayar, como otros elementos diferenciadores del tipo de centro donde se escolarizan los inmigrantes, la menor presencia en centros donde se tiene en cuenta, en la admisión, el apoyo de los padres a la filosofía educativa o religiosa del centro (característicamente, se tratará de centros de titularidad privada) y, también, la mayor presencia en escuelas donde, según la percepción del director, existen problemas de orden o disciplina que obstaculizan el aprendizaje. Finalmente, resulta destacable, en función del resultado de la competencia de matemáticas cuyos determinantes analizamos aquí, la mayor utilización de TICs en clase de matemáticas en el caso de los alumnos inmigrantes.

Pasemos ahora a discutir los resultados de los modelos explicativos del nivel de adquisición de competencias, contenidos en los Cuadros 5 y 6, que nos permiten aproximarnos a la función de producción educativa. Centrándonos, en primer lugar, en los resultados agregados para el conjunto de estudiantes (Cuadro 5) conviene destacar dos evidencias. En primer lugar, la diferencia entre la puntuación de los alumnos inmigrantes de primera generación y los nativos no explicada por el modelo es de 35,4 puntos (la diferencia “bruta” de puntuaciones, recordemos, es de 55,7 puntos); en segundo lugar, la aportación del modelo a la explicación de las diferencias de puntuación provienen, en su gran mayoría, de las variables del primer nivel (individual): puede verse que la aplicación del modelo (2), con variables únicamente de nivel individual, deja un coeficiente de la variable “inmigrante de primera generación” de -37,05, ya cercano al coeficiente del modelo definitivo.

¹ Conviene tener en cuenta que la diferencia entre el nivel educativo medio de padres y madres de alumnos inmigrantes y nativos ha cambiado de signo en los últimos años. En los primeros años de la década de 2000 era más elevado el nivel educativo de los padres y madres de alumnos inmigrantes; este proceso se ha debido, simultáneamente, al incremento del nivel educativo de los adultos nativos y al decremento del nivel educativo de los adultos inmigrantes (véase Zinovyeva et al., 2011).

De entre las variables del primer grupo, destacaríamos el valor negativo significativo de la condición de inmigrante de segunda generación; en otros modelos aplicados a datos previos de PISA (véase, por ejemplo, Calero y Escardíbul, 2007 y Calero y Waisgrais, 2009) este coeficiente no resultaba significativo, indicando la igualdad entre los resultados de los estudiantes nativos y los resultados de inmigrantes de segunda generación, ya nacidos en España, a igualdad del resto de variables. Destacaremos, también, que el número de años de residencia en España es muy importante a la hora de explicar los resultados de los inmigrantes de primera generación: piénsese que un estudiante con diez años de residencia, por ejemplo, y que por tanto ya comenzó la educación primaria en España reduce su distancia respecto a los nativos en 29,9 puntos. Resulta también muy interesante la falta de significatividad de la variable referida al idioma hablado en el hogar (si éste es o no es diferente al utilizado en el test).

Por lo que respecta a las variables personales, el coeficiente asociado al sexo es el esperado: mientras que en la competencia de lectura el rendimiento de las chicas es mayor que el de los chicos, en matemáticas (competencia que analizamos aquí) y ciencias la situación es la contraria. Subrayaremos también el efecto positivo de la educación infantil sobre el rendimiento, aspecto éste sobradamente establecido en la literatura y análisis previos. El efecto negativo de la condición de repetidor² y del absentismo también resultan los esperados. El signo negativo de la variable correspondiente a la edad de inicio en el uso de TICs es también el esperado, aunque su significado deberá matizarse con el resultado, que exponemos más adelante, del efecto negativo del uso de las TICs (en el nivel de escuela) en el aprendizaje de las matemáticas.

Con respecto al grupo de características familiares, subrayaremos el importante efecto del índice de estatus ocupacional del padre y la madre (que en buena medida recoge el efecto de los años de escolarización de los padres, que no son significativos). El coeficiente positivo significativo de la variable monoparental (veremos más adelante que este efecto sólo existe en el caso de los estudiantes nativos) no es el esperado y requeriría un análisis más detallado. Como ayuda a su interpretación podemos aportar que el coeficiente pasa a ser negativo (el esperado) cuando en el modelo no participa la variable “repetición” ni las variables relativas al origen sociocultural y económico de la familia. Por otra parte, el índice de material de estudio en el hogar tiene un efecto positivo significativo. Resulta altamente explicativa la variable relativa a los libros disponibles en el hogar, *proxy* del capital cultural de la familia.

Pasando, a continuación, al nivel de variables relativas al centro, en el primer grupo de variables quisiéramos destacar la falta de significatividad de la variable de titularidad. Los resultados de los centros privados concertados y privados independientes no son

² Debe tenerse en consideración que puede existir endogeneidad entre la variable dependiente (resultados en matemáticas) y algunas variables explicativas, como por ejemplo las referidas a la repetición de curso. La teoría aconseja la no omisión de variables relevantes en el modelo (la repetición de curso lo es, en función de su capacidad explicativa), pero las ganancias conseguidas por la no omisión deben compararse con las pérdidas generadas por la endogeneidad. Para controlar este aspecto se ha estimado el modelo con todos los casos y variables explicativas y, posteriormente, se ha repetido la estimación sin las variables referidas a la repetición, así como sin los casos asociados a dicha variable endógena. Los resultados no muestran cambios en los signos en todas las estimaciones. De este modo, a pesar de que la variable endógena genera cierto sesgo en el coeficiente, su inclusión resulta aconsejable.

significativamente diferentes a los de los centros públicos, una vez controlado el resto de variables determinantes. Es éste un resultado habitual en el resto de literatura, referida a la evaluación de PISA en España, sobre la adquisición de competencias (véase una revisión en Calero y Escardíbul, 2007).

En el siguiente grupo de variables (características del alumnado en la escuela) subrayaremos el efecto de dos factores. Por un lado, los años medios de escolarización de los padres y madres del centro, con un efecto positivo sobre el resultado. Y, por otro, la concentración de inmigrantes en el centro. Vimos en la revisión de la literatura que era éste un posible efecto de la llegada de inmigrantes a la escuela cuya incidencia real resultaba controvertida. Nuestros resultados indican que se produce un efecto negativo de la concentración a partir del 30% de los estudiantes, efecto que se intensifica a partir del 40%. Hay que tener en cuenta que el porcentaje de alumnos escolarizados en centros con más del 30% de inmigrantes representados en la muestra de PISA 2012 es únicamente del 6% (en un 6,1% de escuelas). El hecho de que en otros modelos similares, aplicados a ediciones anteriores de PISA, el efecto negativo apareciera a partir de niveles inferiores de concentración puede venir explicado por la progresiva “normalización” de la presencia de alumnado inmigrante en las aulas durante la década de 2000, a medida que su número ha crecido y luego se ha estabilizado, coincidiendo, quizás, con un aprendizaje progresivo, por parte del profesorado, de la gestión de la diversidad en el aula.

Las diferencias en los niveles de recursos humanos y materiales con los que cuenta la escuela no tienen una incidencia significativa sobre la adquisición de competencias de lectura, salvo en el caso de la disponibilidad y uso de TICs, que tienen un efecto significativo negativo. La nula incidencia de los ratios de alumnos por clase y alumnos por profesor son resultados esperados en función de la literatura previa (véase en Escardíbul y Calero, 2013, una revisión al respecto). Es preciso tener en cuenta, en este sentido, que el efecto de las diferencias de recursos humanos y materiales en los centros empieza a aparecer cuando estas diferencias son importantes, lo que no sucede, de forma general, en el sistema educativo español. Un comentario específico merece el signo (negativo) y la significatividad de las variables relativas a la disponibilidad de TICs en la escuela y a su uso en clase de matemáticas. Esta asociación negativa había sido descrita previamente en algunos estudios (véase, por ejemplo, Angrist y Lavy, 2002 y Leuven et al., 2007). Otros, como Machin et al. (2007) en Inglaterra, Barrow et al. (2009) en EE.UU., Banerjee et al. (2007) en India y, en este mismo volumen, refiriéndose a España, Cabras y Tena (2013), han mostrado un efecto causal positivo entre el uso de las TICs y el logro escolar. La diversidad de resultados en este aspecto apunta a la gran dependencia de la metodología en la investigación de este aspecto concreto y, consiguientemente, a la necesidad de continuar avanzando en la realización de investigaciones específicas.

Las variables relativas a las prácticas educativas y de gestión del centro no resultan significativas, con la excepción de la variable AUTPRES. En concreto, destacaremos que de las cinco variables relativas a diferentes aspectos de la autonomía del centro, sólo el mencionado, relativo a la autonomía presupuestaria, tiene un efecto significativo (positivo) sobre la adquisición de competencias matemáticas.

El Cuadro 6 nos permite comprobar las diferencias en las funciones de producción del alumnado nativo e inmigrante. En el grupo de variables relacionadas directamente con la condición de inmigrante, se aprecia la diferencia significativa entre los inmigrantes de primera y segunda generación, así como la nula incidencia de la lengua hablada en el hogar sobre los resultados de los inmigrantes. Llama la atención que, por el contrario, esta última variable sí resulta significativa en el caso de los alumnos nativos.

Por lo que respecta al grupo de variables relativas a las características personales del alumno encontramos únicamente una diferencia relevante entre la estimación para nativos e inmigrantes: observamos que el efecto de la educación infantil sobre el rendimiento es positivo en el caso de los nativos pero no significativo para los alumnos de origen inmigrante. Este resultado no esperado debe ser tomado con una cierta cautela y recibir, en su caso, una atención específica en estudios ulteriores.

El efecto de las variables que describen las características y el origen socioeconómico y cultural de la familia del alumno también es diferente en el caso de los alumnos nativos y de origen inmigrante. En primer lugar, vemos que el coeficiente positivo de la variable relacionada con la monoparentalidad aparece únicamente en el caso del alumnado nativo. En segundo lugar, el índice de estatus ocupacional del padre y la madre no resulta significativo en el caso de la población inmigrante. Finalmente, el efecto del índice de material de estudio en el hogar sólo resulta significativo para los estudiantes nativos.

Encontramos dos resultados muy relevantes en el grupo de variables que describen las características del alumnado en la escuela. En primer lugar, la especial sensibilidad del alumnado inmigrante ante la variación de los años medios de escolarización de los padres del centro: cada año adicional de escolarización media incrementa en 8,18 puntos los resultados de los inmigrantes y únicamente 2,47 los resultados de los nativos. En segundo lugar, la identificación del efecto negativo de la concentración de alumnado inmigrante como circunscrito únicamente al grupo de estudiantes nativos. En efecto, vemos cómo los coeficientes de la variable de concentración de inmigrantes son significativos (negativos) a partir del 30%, pero sólo para los nativos. Según los resultados de la estimación del modelo, la concentración de inmigrantes en el centro a partir de un elevado porcentaje (que afecta, como vimos, a un porcentaje reducido de alumnos) no afecta al propio alumnado inmigrante.

En el grupo de variables referidas a los recursos materiales y humanos del centro encontramos un resultado contraintuitivo, localizado únicamente en la muestra de inmigrantes. Habíamos obtenido, para el conjunto de la muestra, el resultado (esperado) de la falta de significatividad de los ratios de alumnos/clase y alumnos/profesor; vemos ahora que para los alumnos inmigrantes el coeficiente del ratio alumnos/profesor es *positivo* y significativo, lo que indica una asociación entre escasez del profesorado y mejores resultados en matemáticas. Este resultado, a nuestro juicio, debe interpretarse en función de la existencia de una causalidad inversa: no se trataría de que una menor dotación de profesorado cause mejoras en el resultado, sino más bien que, en algunos centros, una mayor probabilidad de resultados bajos provoca una mayor dotación de profesorado. Por otra parte, el alumnado inmigrante muestra también una mayor sensibilidad ante los efectos (negativos) de la utilización de TICs en el

aprendizaje de matemáticas, aunque el coeficiente negativo de la variable relativa a disponibilidad de TICs en la escuela sólo resulta significativo para los alumnos nativos.

Ninguna de las variables del último grupo, relativo a las prácticas educativas y de gestión del centro, resulta significativa para el colectivo de alumnos inmigrantes. El signo positivo de la variable correspondiente a la autonomía presupuestaria sólo se mantiene para los estudiantes nativos.

CONCLUSIONES

Nos planteábamos como objetivo general de este artículo analizar cuáles son los determinantes de las diferencias entre el rendimiento de los alumnos de origen inmigrante y los alumnos nativos en España, prestando especial atención, entre estos determinantes, al efecto de variables correspondientes al centro educativo (sus características, recursos y composición del alumnado, por ejemplo). Hemos podido, en los análisis presentados, poner de relieve cómo el proceso educativo del alumnado inmigrante y del alumnado nativo difiere en dos aspectos: tanto en los inputs que participan en la función de producción como en la forma en que cada uno de ellos incide sobre el rendimiento final (coeficientes de la función de producción).

Partimos, en PISA 2012, de una diferencia “bruta” entre los alumnos nativos y los alumnos inmigrantes de primera generación de 55,7 puntos en la competencia de matemáticas. A través de la estimación de una serie de modelos de regresión multinivel alcanzamos un coeficiente de -35,4 de la condición de inmigrante de primera generación cuando controlamos por un conjunto extenso de variables explicativas correspondientes al individuo y al centro escolar. De los 20,3 puntos de la diferencia de puntuación explicados por el modelo completo la mayor parte (18,65 puntos) corresponde al efecto de las variables de nivel individual; especialmente importante resulta el origen socioeconómico y cultural de la familia del alumno. Por contra, el efecto de las variables que actúan a nivel de centro es reducido.

La estimación del modelo permite identificar diferencias significativas en el rendimiento entre los inmigrantes de primera y segunda generación. Asimismo, el efecto de los años de residencia en España (para los inmigrantes de primera generación) resulta relevante. Subrayaremos que el efecto del idioma hablado en el hogar no resulta significativo para los alumnos inmigrantes, aunque sí para los nativos. Como resultado del modelo aparece, también, la falta de efecto significativo de la educación infantil (más de un año) en el caso del alumnado inmigrante, resultado que debe ser tomado con cierta cautela en tanto que es opuesto a diversas evidencias empíricas previas.

Aunque, como ya hemos apuntado, tienen una menor capacidad explicativa de los resultados, tanto para los nativos como para los inmigrantes, las variables relativas al centro que las relativas al individuo, aparecen, con relación a las primeras, aspectos muy destacables, algunos de los cuales nos ayudan a interpretar las diferencias de rendimiento entre nativos e

inmigrantes. Entre estas últimas destacaríamos la especial sensibilidad del alumnado inmigrante ante la variación de los años medios de escolarización de los padres del centro. También debemos destacar la incidencia negativa de la presencia de alumnos inmigrantes en el centro, que se circunscribe únicamente a los estudiantes nativos y a partir de un nivel elevado de concentración (40%).

Existe una serie de variables que, si bien no tienen un efecto diferente en la función de producción de alumnos nativos e inmigrantes, proporcionan una excelente información acerca de la eficacia de las políticas educativas, en general, y de aquellas orientadas a la mejora del rendimiento de los alumnos inmigrantes, en particular. Destacaremos, entre ellas, las tres siguientes. En primer lugar, la titularidad del centro: tanto para los alumnos inmigrantes como para los nativos el efecto de los centros de titularidad privada no es estadísticamente significativo del de los centros públicos. En segundo lugar, la disponibilidad de recursos materiales y humanos en el centro: no se aprecia ningún efecto positivo sobre los resultados asociado a la mejora de los ratios de alumnos/clase ni alumnos/profesor, tanto para nativos como para inmigrantes. Y, en tercer lugar, el efecto del uso de las TICs en el aprendizaje de las matemáticas: también, para nativos e inmigrantes (aunque con más intensidad para estos últimos) existe una asociación entre uso de las TICs y empeoramiento de los resultados en matemáticas.

REFERENCIAS

- Angrist, J. y Lavy, V. (2002). "New evidence on classroom computers and pupil learning", *The Economic Journal*, vol. 112, pp. 735-765.
- Ammermuller, A. (2005). "Poor background or low returns? Why immigrant students in Germany perform so poorly in the Programme for International Student Assessment", *Education Economics*, vol. 15, n. 2, pp. 215-230.
- Banerjee, A.; Cole, S.; Duflo, E.; Linden, L. (2007). "Remedying education: Evidence from two randomized experiments in India." *Quarterly Journal of Economics*, 122(3), pp. 1235-1264.
- Barrow, L.; Markman, L.; Rouse, C. E. (2009). "Technology's edge: The educational benefits of computer-aided instruction." *American Economic Journal. Applied Economics*, vol. 1(1), pp. 52-74.
- Bénabou, R., Kramarz, F., Prost, C. (2009). "The French zones d'éducation prioritaire: Much ado about nothing?" *Economics of Education Review*, vol. 28, n. 3, pp. 345-356.
- Cabras, S. y J. D. Tena (2013). "Estimación del efecto causal del uso de ordenadores en los resultados de los estudiantes en el test PISA 2012". En INEE (Ed.), *PISA 2012: Programa para la evaluación internacional de los alumnos. Informe español. Volumen II: Análisis secundario*. Madrid. Autor
- Calero, J. (dir.); Choi, Á. y Waisgrais, S. (2010). *El rendimiento educativo de los alumnos inmigrantes analizado a través de PISA-2006*. Madrid: Ministerio de Educación.
- Calero, J. y Escardíbul, J. O. (2007). "Evaluación de servicios educativos: el rendimiento en los centros públicos y privados medido en PISA-2003". *Hacienda Pública Española*, vol. 183, n. 4, pp. 33-66.
- Calero, J. y Waisgrais, S. (2009). "Factores de desigualdad en la educación española. Una aproximación a través de las evaluaciones de PISA" *Papeles de Economía Española*, n. 119, pp. 86-98.
- Carabaña, J. (2012). *Los efectos de la concentración de los inmigrantes sobre la composición social de las escuelas*. Documento de Trabajo n. 5, Sección de Sociología de la Educación, UCM.
- Cunha, F. y Heckman, J. J. (2009). "Human capital formation in childhood and adolescence". CESifo DICE Report 4/2009.
- Dronkers, J. (2010). Positive but also negative effects of ethnic diversity in schools on educational performance? An empirical test using cross-national PISA data. *MPRA Paper n. 25598*.

Eberts, R., Hollenbeck, K. y Stone, J. (2000). "Teacher performance incentives and student outcomes." *Journal of Human Resources*, vol. 37, n.4, pp. 913–927.

Entorf, H. y Lauk, M. (2006). "Peer effects, social multipliers and migrants at school: An international comparison" *IZA Discussion paper*, n. 2182. Bonn: Institute for the Study of Labor.

Entorf, H. y Minoiu, N. (2005). "What a difference immigration policy makes: A comparison of PISA scores in Europe and traditional countries of immigration" *German Economic Review*, vol. 6, n. 3, pp. 355-376.

Escardíbul, J. O. y Calero, J. (2013). "Two quality factors in the education system: teaching staff and school autonomy. The current state of research" *Regional and Sectoral Economic Studies*, vol. 13, n. 3, pp. 5-18.

Eurydice (2009). *Integrating Immigrant Children into Schools in Europe*. Brussels: European Commission.

Field, S., Kuczera, M., Pont, B. (2007). *No more failures: Ten steps to equity in education*. Paris: OECD.

Garrido Medina, L. y Cebolla Boado, H. (2010). "Rendimiento educativo y concentración de inmigrantes en las escuelas españolas: PISA 2006". *Presupuesto y Gasto Público*, vol. 61, pp. 159-176.

Hanushek, E., Kain, J. y Rivkin, S. (2004). "New evidence about Brown v. Board of Education: The complex effects of school racial composition on achievement", *NBER working paper*, n. 8741. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.

Hoxby, C. (2000). "Peer effects in the classroom: Learning from gender and race variation", *NBER Working Paper*, n. 7867. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.

INEE (2012). *Sistema estatal de indicadores de la educación 2012*. Madrid: Instituto Nacional de Evaluación Educativa.

Jensen, P. y Rasmussen, A. W. (2009). "Immigrant and native children's cognitive outcomes and the effect of ethnic concentration in Danish schools". *The Rockwool Foundation Research Unit Study Paper*, n. 20. Copenhagen: The Rockwool Foundation Research Unit.

Karsten, S., Felix, C., Meijness, W., Roeleveld, J., van Schooten, E. (2006). "Choosing segregation or integration? The extent and effects of ethnic segregation in Dutch cities" *Education and Urban Society*, vol. 38, pp. 228-247.

Lavy, V.r (2009). "Performance pay and teachers' effort, productivity and grading ethics". *American Economic Review*, vol. 99, n. 5, pp. 1979-2011.

Leuven, E., Lindahl, M., Oosterbeek, H., Webbink, D. (2007). "The effect of extra funding for disadvantaged pupils on achievement." *Review of Economics and Statistics*, Vol. 89, n. 4, pp. 721-736.

Leuven, E., Lindahl, M., Oosterbeek, H., Webbink, D. (2010). "Expanding schooling opportunities for 4-year-olds". *Economics of Education Review*, vol. 29, n. 3, pp. 319-328.

Machin, S., McNally, S., Silva, S. (2007). "New technology in schools: is there a payoff?" *Economic Journal*, vol. 117(522), pp. 1145-1167.

MECD (2013). *Datos y cifras curso escolar 2013/2014*. Madrid: Ministerio de Educación, Cultura y Deporte.

Nusche, D. (2009). "What works in migrant education? A review of evidence and policy options." *OECD Education Working Papers 22*. Paris: Organisation for Economic Co-Operation and Development.

OECD (2008). *Handbook on constructing composite indicators. Methodology and user guide*. París: Organisation for Economic Co-Operation and Development.

OECD (2010). *PISA 2009 Results: Overcoming Social Background: Equity in Learning Opportunities and Outcomes (Volume II)*. París: Organisation for Economic Co-Operation and Development.

Ohinata, Asako y Van Ours, J. C. (2011). *How immigrant children affect the academic achievement of native Dutch children*. IZA Discussion Paper, n. 6212. Bonn: Institute for the Study of Labor.

Salinas, J. y Santín, D. (2009). *Análisis económico de los efectos de la inmigración en el sistema educativo español*. Documento de trabajo 146/2009. Madrid: Fundación Alternativas.

Sánchez Hugalde, A. P. (2008). *Efectos de la inmigración en el sistema educativo: el caso español*. Tesis doctoral, Facultad de CC. Económicas y Empresariales, Universidad de Barcelona.

Schnepf, S. V. (2007). "Immigrants' educational disadvantage: an examination across ten countries and three surveys" *Journal of Population Economics*, vol. 20, n. 3, pp. 527-545.

Zinovyeva, N., Felgueroso, F. y Vázquez, P. (2008 – revised 2011). "Immigration and students' achievement in Spain". *FEDEA: Documento de Trabajo*, n. 2008-37. Madrid: Fundación de Estudios de Economía Aplicada.

2. REPETICIÓN DE CURSO Y PUNTUACIONES PISA ¿CUÁL CAUSA CUÁL?

JULIO CARABAÑA

Universidad Complutense de Madrid

2. REPETICIÓN DE CURSO Y PUNTUACIONES PISA ¿CUÁL CAUSA CUÁL?

Julio Carabaña

Universidad Complutense de Madrid

RESUMEN

El objeto de este estudio son los determinantes de la repetición de curso en Educación Primaria y Secundaria. También se estudia la influencia de la repetición de curso sobre la competencia lectora. El estudio toma las variables extraídas del cuestionario del alumnado de PISA que pueden influir en la repetición y examina su relación por separado y conjuntamente. Este examen conjunto se lleva a cabo estimando una ecuación de regresión, que en su segundo paso introduce como predictor la puntuación en la prueba de comprensión lectora de PISA. Se comprueba de ese modo que la repetición de curso está asociada sobre todo a factores cognitivos, pero también que hay variables cuyo impacto sobre la repetición de curso es principalmente no cognitivo, como la diglosia entre casa y escuela, la edad y la ausencia de los padres. Se extrae también que los determinantes de la repetición en Primaria son muy semejantes a los determinantes de la repetición en Secundaria, excepto la edad, que influye casi únicamente en Primaria, y que el mejor predictor de la repetición en Secundaria es el haber repetido en Primaria. La existencia de variables cuya relación con la repetición de curso no depende de las puntuaciones PISA se interpreta como evidencia de que la repetición de curso no tiene efectos sobre las competencias cognitivas básicas.

Palabras clave

Repetición de curso, éxito escolar, endogeneidad.

INTRODUCCIÓN

La obligatoriedad de la enseñanza básica se puede establecer en términos de edad y de aprendizaje. Hay países, como Islandia o Noruega, que prohíben a los alumnos continuar en la escuela tras cumplir la edad obligatoria, mientras que otros, como Holanda, les permiten seguir cuantos años necesitan hasta lograr el título correspondiente. La mayor parte de países combinan ambos criterios. No solo establecen una edad y unos conocimientos mínimos, sino que establecen, además, correspondencia entre los alumnos agrupados por edad y los conocimientos agrupados en cursos. Cuando los alumnos tienen dificultades para seguir el curso correspondiente a su edad, se plantea el problema de si mantener el criterio de la edad o dejar que intervenga el de los conocimientos. En la mayor parte de los países se permite la repetición de curso, decisión que es tomada por los profesores, con mayor o menor colaboración de los padres, por razones de retraso académico, a veces acompañadas por otras de ajuste social (Eurydice, 2011). La alternativa a la repetición de curso se conoce como “promoción automática”, y en Estados Unidos como “promoción social”, porque suele responder a consideraciones sobre la importancia que tiene para el alumno continuar con el mismo grupo-clase.

La repetición de curso es una práctica pedagógica muy frecuente en algunos países y casi desconocida en otros. En Europa, se dan tasas de repetición altas en Bélgica, España, Francia, Luxemburgo, Países Bajos y Portugal, mientras que en otros países la repetición se desconoce totalmente (Noruega, Islandia) u ocurre raramente. La diferencia no depende de la legislación, que la permite en la mayor parte de los países (la prohíben Noruega e Islandia, y Bulgaria en Primaria). Según Eurydice, “la existencia de una cultura de la repetición de curso es la que explica por qué en la práctica se utiliza más a menudo en unos países que en otros”, siendo los cambios en la normativa insuficientes para cambiar las creencias (Eurydice, 2011, p. 60).

El caso de España parece encajar muy bien en este diagnóstico. Nuestras autoridades vienen intentando desterrar la repetición de curso en la enseñanza básica desde la LGE de 1970, que ordenaba la promoción automática (art. 20.3¹); las leyes posteriores han sido menos ambiciosas, pero han puesto mucha insistencia en limitar las veces que se puede repetir. Los expertos, pedagogos y organismos de opinión atribuyen con frecuencia a la repetición de curso malos efectos sobre el aprendizaje, mucha culpa del fracaso escolar y altos costes económicos. Y sin embargo, las actitudes de los agentes escolares hacia la repetición de curso no dejan de ser ambivalentes, y en el fondo puede que favorables. Los estudios muestran que cuando se considera el punto de vista del alumno, la repetición de curso aparece mucho más como instrumento de sanción y motivación que de recuperación: padres y profesores están por la repetición de curso porque garantiza la seriedad de las sanciones y la justicia, y contra la promoción automática por contraria al rigor, al esfuerzo, y a la responsabilidad (Gentile y otros, p. 101), sin dejar por ello de apreciar los malos efectos de la repetición sobre la

¹ Pese a lo cual, la repetición se autorizó por orden ministerial de 25-4-75.

autoestima, la motivación y el ajuste social (Gentile y otros, p. 116). Desde el punto de vista de la organización escolar, la repetición contribuye a disminuir la heterogeneidad de las clases, funcionando como un medio de tratamiento de la diversidad (ISEI-IVIE, 2009).

La valoración negativa de la repetición de curso suele justificarse porque no mejora los resultados de los alumnos, a lo que la OCDE añade elevados costes económicos (v. gr. OECD, 2007, p. 222-223), y otros la deslegitimación de sus posibles efectos funcionales en la organización escolar (v. gr. Fuentes, 2009, p. 19)². Estos puntos de vista de los organismos internacionales se ven reforzados por expertos e investigadores (Pérez Díaz y Rodríguez, 2011; De la Cruz y Recio, 2011) y suelen lograr un eco amplificado en otros organismos a escala local (v. gr. IE, 2010; CES, 2009). En este proceso, se ha sugerido que la repetición disminuiría de responder más a las competencias básicas de los alumnos que a la exigencia de contenidos curriculares (Fuentes, 2009, p. 20)³, y se va haciendo rutina incluir la repetición de curso como un determinante más del aprendizaje escolar e incluso culparla directamente de los malos resultados de los repetidores (IE, 2009)⁴.

En este contexto, el presente trabajo estudia la relación entre repetición de curso y puntuaciones PISA desde el punto de vista de las causas y las consecuencias. Su contribución, aparte de confirmar que la repetición de curso depende sobre todo de las competencias básicas del alumno tal como se miden en PISA, consiste en estimar los efectos de otras causas sobre la repetición y en aportar evidencia contraria al efecto de la repetición sobre las puntuaciones de PISA. La presentación continúa dando noticia de algunas investigaciones previas, sigue luego con los métodos y los resultados y termina con su discusión y con algunas conclusiones.

ANTECEDENTES

El principal determinante formal en la repetición de curso, en España y en muchos otros países, es el bajo progreso académico del alumno, apreciado globalmente o por asignaturas

² Valga esta cita como síntesis: “Los resultados de PISA 2003 muestran que, comparando países, los resultados de los alumnos que han repetido un año de escuela siguen siendo más bajas que la media. Otros estudios han comparado los resultados de los alumnos repetidores con los promovidos pese a sus malos resultados, encontrando que la repetición produce pocas ventajas y a menudo lleva a la estigmatización de los estudiantes. Es de notar que los costes económicos de la repetición, incluyendo el año adicional de matrícula y el coste de oportunidad del tiempo del alumno...tienden a estar en torno a los 20,000 USD por alumno y año repetido”. (OECD, 2007, p. 222-223).

³ “La comparación internacional de los resultados PISA sugiere que los resultados en competencias básicas no dan cuenta de la mayor parte de la tasa de repetición...Los criterios de promoción a los cursos siguientes y a la enseñanza Secundaria superior deberían centrarse más en las competencias básicas necesarias para seguir cualquier tipo de enseñanza Secundaria superior” (Fuentes, 2009, p. 20).

⁴ “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” (IE, 2010, p. 155).

separadas, y matizado en diversos grados por consideraciones particulares de tipo psíquico y social. Esto significa que la repetición aparecerá asociada a factores sociales, tanto por la influencia directa de algunos de ellos como por su asociación con el rendimiento académico y sus determinantes inmediatos, la capacidad cognitiva y la motivación.

Hay muchos estudios, sobre todo en Estados Unidos, que establecen las características sociales de los repetidores. No muy sorprendentemente, abundan más entre los alumnos negros e hispanos que entre los blancos; también son más frecuentes entre los hijos de padres de estatus social bajo que entre los de padres de status social alto, entre los chicos que entre las chicas y en las regiones pobres que en las ricas (Hauser, 1999; Hauser, Pager & Simmons, 2000; Jimerson y otros, 2006). Es menos esperable que estos determinantes sociales lo sean menos que los económicos y que la repetición de curso se dé especialmente entre los hijos de padres con ingresos bajos (Hauser y otros, 2007). Algunos estudios tienen en cuenta diversas variables de comportamiento escolar, como las faltas de asistencia a la escuela (Jimerson y otros, 2006). No parece haber muchos, en cambio, que tengan en cuenta las variables académicas junto con las variables de tipo social.

La investigación sobre los efectos de la repetición, también sobre todo en Estados Unidos, ha tendido a tratar la repetición de curso como una medida pedagógica, intentando compararla con la “promoción social”. En la abundante literatura dedicada al tema, predomina la que atribuye a la repetición de curso más efectos perjudiciales que beneficiosos. Un meta-análisis relativamente reciente (Jimerson, 2001), que continúa el trabajo de otros dos anteriores (Holmes, 1989; Holmes & Matthews, 1984), ha intentado sintetizar los resultados de más de cien estudios sobre este tema, realizados entre 1925 y 1999. El balance, resultante de sopesar múltiples ventajas e inconvenientes, parece finalmente favorable a la promoción social; así lo han interpretado las asociaciones profesionales que desaconsejan formalmente la repetición (v.gr. Florida Association of School Psychologists, 2004).

Una de las principales dificultades de estos estudios es asegurar la condición *ceteris paribus* entre los alumnos sujetos a los dos tratamientos en cuestión –repetición y promoción social. Sin embargo, no siempre se tiene en cuenta esta dificultad como merece, ocurriendo a veces que la repetición de curso se incorpora a los modelos estadísticos sin atender debidamente a su dependencia del aprendizaje. Son pocos los estudiosos que reparan en la endogeneidad de esta y otras variables, como los gustos y el autoconcepto, y toman precauciones antes de incluirla en los modelos (por ejemplo, García Montalvo, 2012 ó 2013). El autor de este trabajo se ha servido de los datos PISA de 2000 a 2006 para estudiar los determinantes de la repetición de curso, considerando conjuntamente las variables sociales y las puntuaciones PISA (Carabaña, 2011). La intención del estudio era establecer la importancia de los factores primarios y secundarios -en términos de Boudon (1972) desarrollados luego por Goldthorpe (1996) en la repetición, considerada como un prelude de la transición de la enseñanza obligatoria a la voluntaria. La hipótesis principal era la irrelevancia de los factores secundarios, o sociales, o, dicho de otro modo, que la repetición de curso es un asunto exclusivamente académico. Tal hipótesis había sido corroborada antes con datos PISA por Fernández y Rodríguez (2008), que llegaron a la conclusión de que “la menor propensión a repetir de los

alumnos de mayor estatus socioeconómico se ve sustancialmente reducida al considerar sus actitudes en la escuela y los bienes culturales a los que tienen acceso en el hogar, y deja de ser estadísticamente significativa cuando añadimos los conocimientos en Lengua y Matemáticas". Mis resultados de 2011, , obtenidos sin conocimiento de este estudio, corroboraron la misma hipótesis, pero con más anomalías en cada ola de PISA. Con los datos de PISA 2000 desaparecía toda influencia de la clase social, el sexo, la condición de inmigrante e incluso el mes de nacimiento en cuanto se controlaban las puntuaciones PISA. Con los datos de 2006, estos mismos controles eliminaban del todo la influencia del sexo, pero solo parte de la de los otros tres factores. Esta diferencia parecía guardar relación con un aumento considerable de la repetición, de cerca de 10 puntos, entre las muestras de PISA 2003 y de PISA 2006. El estudio presente tiene como objetivo principal analizar los datos de las ediciones del 2009 y del 2012 de modo comparable a como se hizo con las olas anteriores. Pero ahora tenemos en cuenta muchas más variables, pretendiendo encontrar las que originan repetición a través de factores no cognitivos. Ahora bien, dado que la principal variable independiente, las puntuaciones PISA, se miden después de la dependiente, el planteamiento no queda libre de la objeción de endogeneidad. El hecho cierto es que la repetición de curso precede a la medida de las competencias. Bien es verdad que sabemos por los pedagogos que la repetición de curso solo se plantea a los alumnos con baja capacidad de procesamiento de la información y por los psicólogos que hay una correlación alta entre esta capacidad medida en la infancia y en la adolescencia. Pero eso no significa que la repetición de curso en la infancia carezca de efecto sobre el desarrollo de estas competencias, y por lo tanto no descarta que al usar las puntuaciones de PISA como variable independiente estemos explicando la repetición de curso por la repetición de curso. Por esto, el estudio amplía sus objetivos a la estimación de la influencia de la repetición de curso sobre los resultados del estudio PISA.

MÉTODOS

En este tipo de estudio se plantean dos problemas metodológicos obvios. El primero es que la mayor parte de las variables explicativas están medidas en el presente, años después de que aconteciera el fenómeno que se intenta explicar (retroactividad). El segundo, que no es más que una consecuencia del anterior, es que la repetición podría ser más bien la causa que el efecto de lo que acontece tras ella (endogeneidad o no recursividad). Ambos problemas han llevado a un cuidadoso escrutinio de las variables, excluyendo aquellas que pudieran llevarnos a considerar como causas de la repetición lo que en realidad son sus consecuencias.

De los determinantes cognitivos, sin embargo, no tenemos más indicador que las pruebas PISA. En lo que se refiere a la retroactividad, no es grave tomarlas como indicador de las competencias básicas de los alumnos años antes. Se tiene buen conocimiento acerca de la fuerte estabilidad temporal del rendimiento académico y de sus determinantes inmediatos. En todo caso, en la medida en que la correlación entre el indicador y la variable verdadera (en realidad el aprendizaje en el curso previo a la repetición) se aleja de 1, lo que se hace es

infraestimar su influencia. En lo que concierne a la endogeneidad, en cambio, la confusión del efecto de la repetición sobre las pruebas PISA con el efecto del aprendizaje sobre la repetición lo que produce es una sobreestimación de este. Aunque lo más probable es que en el balance predomine la infraestimación, se ha intentado estimar la magnitud del sesgo al alza.

El estudio comienza de modo puramente inductivo, revisando las variables contenidas en el cuestionario PISA alumnos y su relación con la repetición de curso. Todas estas variables han sido muy estudiadas en la investigación sobre determinantes del aprendizaje, y si bien unas lo han sido menos que otras, no se pretende encontrar nada nuevo ni falsar ninguna teoría, sino que se trata solo de una guía para la selección de las variables a incorporar al análisis multivariado.

En esta segunda fase del análisis se toma como punto de partida un modelo simple del aprendizaje escolar, o del rendimiento académico, que se aplica a la repetición de curso. En este modelo, la repetición de curso (RC) tiene unas condiciones institucionales básicas, que suponemos comunes para todos los alumnos participantes en PISA; unos determinantes inmediatos subjetivos (DIS), básicamente la capacidad de aprender y la voluntad de hacerlo, que varían entre los alumnos, y unos determinantes objetivos (DO), entre los que destacan los relacionados con la posición social de la familia, cuya correlación con la repetición se puede deber tanto a su efecto sobre ella como a su correlación con los DIS. En forma resumida:

$$RC_i = a + bDO_i + cDIS_i + e_i \quad (1)$$

Estimando esta ecuación en dos pasos, comenzando con los DO y añadiendo luego los DIS, se consiguen estimaciones del efecto total y del efecto directo de los DO, equivaliendo la diferencia entre los coeficientes en los dos pasos al efecto indirecto a través de los DIS.

Este modelo, estimado y reestimado con datos muy distintos desde hace muchos años (v. gr, Álvaro y otros, 1990) es recursivo, y no tiene en cuenta la eventual endogeneidad de las variables independientes. Ahora bien, nuestro casi único indicador de los DIS son las puntuaciones PISA, medidas años después de la repetición y que pueden haber sido influidas por esta. En la medida en que eso ocurra, no solo el coeficiente de los DIS sobre la repetición de curso (RC) estaría inflado por el efecto recíproco de la RC sobre PISA, sino que también los efectos de todos los DO sobre la RC estarían inflados en proporción a su correlación con PISA. Una variable sin correlación con los DIS pero relacionada con la RC, correlaciona también con PISA justo en la medida en que PISA depende de la RC. Una variable así permitiría, por tanto, estimar la influencia de la RC sobre PISA. La dificultad reside en encontrarla, pero veremos que hay algunos buenos candidatos.

Presentaremos la estimación de la ecuación (1) por mínimos cuadrados ordinarios. Resulta preferible a una ecuación logística no solo porque es fácilmente interpretable en términos de puntos porcentuales, sino porque da el mismo valor a las variaciones entre el 0 y el 100, a diferencia de la logística, que da mayor valor a las cercanas a los extremos. Con el fin tanto de facilitar la interpretación como de captar las no linealidades, todas las variables independientes se introducirán dicotomizadas. Como indicador de las competencias básicas

del alumno se toma la competencia lectora de PISA (CLP), concretamente el primer valor plausible que aparece en los datos; se ha preferido a la puntuación en matemáticas porque su asociación con la repetición es algo más estrecha; los errores típicos y las estimaciones de significatividad estadística son los que se calculan con SPSS en el supuesto de muestreo aleatorio simple, y son menos precisos que los que podrían calcularse con mucho más esfuerzo. Para prevenir interpretaciones sesgadas, se replican las estimaciones con los datos de 2009.

DATOS Y VARIABLES

Los datos de referencia son los de PISA 2012, reforzados por los de PISA 2009 cuando ello resulta conveniente. Los datos PISA tienen dos enormes ventajas para el estudio de cualquier cuestión que pueda abordarse con ellos, que son el tamaño de la muestra y la perfección de los instrumentos principales, las pruebas de comprensión lectora, matemáticas y ciencias. Su mayor limitación reside en que la obligada brevedad de sus cuestionarios restringe la cantidad y calidad de la información que proporciona.

En lo referente a la repetición de curso, todos los cuestionarios PISA aplicados hasta la fecha (2000, 2003, 2006, 2009 y 2012) preguntan a los alumnos por el curso en que se encuentran, pero solo los de 2003, 2009 y 2012 preguntan por la repetición de curso propiamente dicha, distinguiendo además entre Primaria y Secundaria. 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, la profesión y la situación laboral de los padres, por la composición del hogar, por su condición de inmigrante y por su asistencia a Educación Infantil. Las preguntas sobre la conducta de los alumnos varían mucho de ola a ola; la de 2000 es la más completa: contiene preguntas sobre puntualidad, faltas de asistencia 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 ni tampoco en la de 2009, pero en la de 2012 reaparecen las preguntas sobre asistencia a clase e integración en el colegio.

El Cuadro 1 muestra en primer lugar la tasa de repetición total en Primaria y Secundaria. PISA pregunta si el alumno repitió curso una o más veces tanto en Primaria como en Secundaria. Son muy pocos los que contestan que dos veces o más, así que los hemos unido a los que repitieron una vez. Repitieron Primaria una o más veces un 12,2% en 2009 y algunos más, un 13,8% en 2012. En Secundaria, por el contrario, la repetición disminuyó cuatro puntos, de 31,9% a 27,7% entre las dos fechas.

Este descenso de la repetición en Secundaria modifica la tendencia al crecimiento que se produjo hasta 2006. En efecto, la proporción de alumnos de quince años en cursos inferiores a los correspondiente a su edad (la mayor parte, por repetición) comenzó siendo de 27,6% en el año 2000 (primera ola PISA y primer año de LOGSE universal), creció en 2003 hasta 30,2% y

aumentó enormemente en 2006 hasta 40,1%. Desde entonces, el porcentaje ha descendido a 36,6% en 2009 y a 34% en el 2012 (INEE, 2013a. Cuadro 5.7). Esta tendencia se corresponde con la evolución de la repetición según las estadísticas oficiales. Según estas, la tasa de idoneidad a los 15 años era del 58% en el curso 94-95, culminó en 64% en el curso 98-99, y luego bajó a 57,4% en el curso 2006 (Fernández Enguita y otros, 2010, p. 43).

La calidad de la información para Primaria es menor que para Secundaria. En 2012, la tasa de no respuesta sobre la repetición en Primaria es del 9,3%, mientras que es del 4,2% en ESO. En 2009 fueron más, 15% los que no contestaron a la pregunta sobre repetición en Primaria, y algunos menos, 3%, los que no informaron sobre si repitieron en Secundaria.

Como acabamos de ver, la repetición se corresponde estrechamente con los alumnos que no están en 4º de la ESO. Limitándonos a la información de PISA, son muy pocos los estudiantes que se quedan rezagados que dicen no haber repetido curso, apenas suficientes para un estudio de las diferencias entre ambos. Aquí nos limitaremos a la repetición de curso, sin mezclarla, ni confundirla, como ocurrió en 2011, con los estudiantes que no se encontraban en 4º de la ESO.

PISA recoge desde su comienzo información sobre las variables sociales que la investigación viene relacionando tradicionalmente con los resultados académicos.

La fecha de nacimiento del alumno viene dada por la organización, por ser necesaria a efectos de muestreo. El sexo es la primera pregunta del cuestionario del alumno, y la contestan todos, es de suponer que con alta fiabilidad.

La composición del hogar se pregunta de modo aproximado. Se inquiriere por la presencia de padre y madre (o sustitutos) en el hogar. Pero cuando se trata de hermanos, en lugar de preguntar por el número y el sexo (cuantos hermanos, cuantas hermanas) se pregunta por el sexo (al menos un hermano, al menos una hermana, ambos), de modo que no se puede saber el tamaño exacto de la fratría. De modo semejante, se constata la presencia o no de abuelos y de otras personas. Los alumnos parecen contagiarse de esta imprecisión en las respuestas. Pese a que cada pregunta tiene una casilla para el sí y otra para el no, y que se les pide que rellenen la que corresponda en su caso, el 2,4% de los alumnos deja en blanco ambas casillas cuando se refieren a la madre, 6% cuando se refieren al padre, 22,3% cuando se refieren a los hermanos, 24,5% cuando se refieren a las hermanas, 38,1% cuando se trata de los abuelos y 40,2% cuando se trata de otras personas. Estas tasas de no respuesta son en todas las preguntas un par de puntos mayores que en 2009.

PISA recoge con especial cuidado y detalle las variables relativas al estatus social del hogar. Pregunta por los estudios y ocupaciones de los padres y por la posesión de objetos de todo tipo, incluyendo la cantidad de libros. Además, construye diversos índices con las respuestas de los alumnos. Dado que nuestro interés no se dirige en general al estatus del hogar, sino a la relación de las diversas variables con la repetición de curso, hemos seleccionado aquellas características que tienen mayor probabilidad de precederla: estudios de los padres, libros en casa, de todo tipo y específicamente de humanidades, dos artículos de menaje (lavaplatos y

coche), condición de inmigrante y situación laboral de los padres. Hemos dejado fuera la ocupación, redundante con los estudios y con mayor no respuesta, las posesiones directamente relacionadas con la escuela, posible resultado de la repetición, y los índices.

De las variables escolares, PISA recoge la asistencia a Educación Infantil con menos precisión de la deseable, pues limita las respuestas a nada, un año o menos y dos años o más. De acuerdo con las estadísticas oficiales, las tasas de escolarización a los cuatro y cinco años se acercan al 100%, de modo que la pregunta de PISA no debería procurar ninguna información. Resulta, sin embargo, que un 5,8% dice no haber ido a la escuela infantil, y un 8,1% no haber ido más de un año, lo que obliga a elegir entre las respuestas y las estadísticas oficiales. Se ha intentado aclarar la cuestión mediante la pregunta por la edad de comienzo de Primaria; pero, otra vez, mientras la estadística oficial nos dice que, salvo excepciones, ha de ser seis años para los nacidos antes de comienzo de curso y cinco para los nacidos después, más de la cuarta parte de los alumnos se desvían de esta previsión. Sumadas ambas imprecisiones, resulta muy poco fiable la reconstrucción de la edad a que el alumno comenzó a asistir a la escuela, ya sea Infantil o Primaria. En rigor, debe considerarse la diglosia entre el hogar y la escuela como una variable escolar; el 18,1% de los alumnos aprenden en lengua distinta de la habitual en su casa.

Entre 2009 y 2012 aparecen pocas diferencias en la distribución de todas estas variables que superen la regular influencia del azar en muestras tan grandes. Creo haber encontrado tres, dos de ellas junto con sus explicaciones. Una es el aumento del paro, tanto entre mujeres como entre hombres. La crisis no ha hecho excepción con los padres de los alumnos participantes en PISA, cuyo paro aumenta solo cinco puntos, y tampoco con las madres, cuyo paro ha subido unos cuatro puntos sin que baje su ocupación, sino su inactividad. La otra es el aumento del nivel más alto de estudios, tanto entre los padres como entre las madres, que solo cabe atribuir a la confusión creada por la desgraciada colusión de la clasificación ISCED con Bolonia; sirva este apunte de llamada para aclarar la clasificación de los niveles de estudio, cuya confusión amenaza gravemente la fiabilidad de las comparaciones intertemporales. Se explica mal, en cambio, que bajen con la crisis en cinco puntos los hogares sin lavaplatos y sin coche.

El cuestionario del alumnado de PISA incluye muchas más variables que hemos desdeñado por considerar que pueden depender de la repetición de curso más que a la inversa, además de para facilitar el trabajo. Pueden dividirse en tres grandes grupos. En uno estarían los recursos didácticos de tipo general, cuya falta puede aumentar la RC, que, a su vez, puede aumentarlos⁵. En otro estarían los remedios o refuerzos, como las clases particulares o el tiempo adicional de clase, que son ante todo un resultado de la RC y podrían llevarnos a equivocarnos el vínculo y concluir que las clases particulares provocan la repetición de curso. En el tercer grupo estarían variables subjetivas como el autoconcepto, el interés por las matemáticas o la lectura, la familiaridad con los conceptos matemáticos, etc. Estas variables

5 Puede apreciarse la dificultad de tomar en cuenta la endogeneidad de una de estas variables, el uso de ordenadores, y la importancia de hacerlo en el trabajo de Cabras y Tena (2013), con cuyos resultados no coinciden los de Calero y Escardíbul (2013), en este mismo volumen.

son resultado de una larga experiencia de los alumnos con la escuela. Cabe conjeturar que dependen de su aprendizaje a través de experiencias concretas, entre las cuales la repetición de curso ha de tener importancia. Es decir, que también son altamente sospechosas de endogeneidad. Por último, se han dejado de lado las variables relativas al centro que proporciona el cuestionario de directores. De entre ellas la más interesante es el tipo de gestión, que bien podría incluirse entre los recursos didácticos de tipo general y en muchos casos habrá cambiado tras la repetición de curso o para evitarla.

RESULTADOS

Una multitud de influencias

El Cuadro 1 presenta, además de las frecuencias, los cruces bivariados de todas estas variables con la repetición de curso en Primaria y Secundaria obtenidos de los ficheros de datos de 2009 y de 2012.

En general, los resultados se corresponden con los que se vienen obteniendo en la investigación desde hace décadas, pero aún así quizás puede que no sobren algunos comentarios.

Queda claro que los chicos tienen peores resultados que las chicas, y que la diferencia aumenta ligeramente entre Primaria y Secundaria, sobre todo si se consideran los datos de 2009. Hay solo una explicación plausible de las diferencias: el desarrollo cognitivo y social más rápido de las niñas desde temprana edad (Carmena y otros, 1989, p. 339). La alternativa es que sean las escuelas las que discriminan a los varones, cuya justificación no parece fácil.

También es claro que repiten más los alumnos más jóvenes, pero ahora la diferencia se reduce entre Primaria y Secundaria, no tanto en los datos de 2009, donde pasa de 10 a 9 puntos, si no en los datos de 2012, en los que pasa de ocho a cuatro puntos. La única explicación plausible de esta diferencia es la menor madurez de los más jóvenes, una diferencia cuya importancia se va perdiendo importancia con la edad (Carmena y otros, 1989 p. 333).

Hay más repetidores entre los alumnos que no viven con su padre que entre los que sí viven; el efecto de esta ausencia está en torno a los cuatro puntos en Primaria y a los diez en Secundaria, un aumento entre etapas que se detectan en ambas bases de datos, con parecida amplitud.

Entre los alumnos que no viven con su madre hay muchos más repetidores que entre los que viven con ellas. La ausencia de la madre afecta a poco más del uno por ciento de los alumnos, un número insuficiente para tomarse en serio los cambios entre las bases de datos, pero suficiente para afirmar que tiene efectos más graves que la ausencia del padre. También puede afirmarse con seguridad que es mucho más grave que falten los dos: repiten la mitad de

los que están en esta situación, tanto en Primaria como en Secundaria, aunque no quepa hacer nada con las diferencias con 2009.

No es difícil imaginar una relación entre la presencia de los padres en el hogar y los DIS cuando esta ausencia data de primeros meses de vida, pero no es tan fácil en los casos más numerosos, en que se produce después (Lange y otros, 2013). En estos casos parece mucho más adecuado atribuir la relación entre estas variables y la RC a los trastornos en la vida escolar producidos por los procesos de separación o los acontecimientos de la orfandad, del mismo tipo que los producidos por una enfermedad, un viaje o la incorporación a destiempo, todos los cuales pueden producir directamente un retraso en la incorporación a la escuela o una demora en la adquisición de aprendizajes concretos (pero no en las capacidades generales). Con esta interpretación es congruente la mayor influencia de la ausencia materna, a la que cabe atribuir mayor disrupción tanto por su carácter excepcional tras los procesos de divorcio como por su mayor importancia en la vida doméstica.

Debido a la forma de preguntar de los cuestionarios PISA, nos encontramos ante el impensado hallazgo de que mientras la presencia de hermanos de un solo sexo no influye en la RC, la presencia de hermanos de ambos sexos la aumenta más de diez puntos, más que la ausencia del padre. La diferencia no varía entre Primaria y Secundaria, pero parece haber crecido entre 2009 y 2012, lo que, como ya hemos hecho antes, no vamos a tratar en este artículo.

¿Cómo explicar este hecho? En cuanto a la presencia de hermanos de ambos sexos, no conocemos estudios previos. Por el lado del número de hermanos, hay una abundante literatura tanto sobre su influencia en el desarrollo intelectual, que sería más bien pequeña (Downey, 1995; Downey y otros, 1999) como en el logro escolar, entendido como seguimiento de estudios posteriores, donde sería más bien grande (Martínez, 1993; Carabaña, 1994). Según los datos del Cuadro 1, se observa sobre la repetición de curso tanta influencia del número de hermanos como sobre el logro; pero las explicaciones más aceptadas de las diferencias de logro, en la línea de la dilución de recursos, se adaptan mal a la repetición de curso en los niveles obligatorios y gratuitos, si bien peor los recursos materiales que los personales. Por ejemplo, los padres de familia numerosa dedicarían menos tiempo a sus hijos, los seguirían menos de cerca y los dejarían llegar más a menudo al punto en que los profesores les hacen repetir. La cuestión es que la influencia negativa de tener muchos hermanos parece demasiado grande incluso uniendo las dos explicaciones.

Es aún más difícil explicar que la presencia de abuelos en casa y, peor todavía, de otras personas, se asocie a un aumento de la repetición, mayor que el debido a la ausencia del padre. La presencia de más adultos en el hogar incrementa los recursos de todo tipo disponibles en este, incluidos los intelectuales según la teoría de la confluencia (Zajonc, 1976). Solo en pequeña medida está la presencia de abuelos y otras personas ligada al estatus de las familias y a la ausencia de progenitores, por lo que su influencia ha de explicarse al margen de estas asociaciones.

Esperábamos que la diglosia entre el hogar y la escuela aumentara la repetición, tanto por la diferencia en competencias básicas constatada en los informes PISA (OCDE, 2007), como por la

coincidencia entre diglosia e inmigración. Sorprendentemente no es así, lo que, en la medida en que tenga relación negativa en las puntuaciones PISA, nos colocará en la difícil tesitura de explicar por qué la diglosia previene la repetición (a la que obviamente precede, dada la estabilidad de la lengua doméstica).

Los estudios de los padres, los libros en la casa y el equipamiento del hogar muy probablemente preceden a la repetición de curso o, mejor, varían poco con el tiempo, por lo que cabe suponerles fuerte correlación con las mismas variables en el momento de las repeticiones. La relación con la repetición de curso es, por un lado, la misma que cientos de estudios han encontrado que tienen con el aprendizaje escolar. Los datos del Cuadro 1 obligan sin embargo a precisar que la relación no es lineal. La repetición en Primaria se asocia con fuerza especial a las madres que no alcanzan los estudios primarios, y con cierta fuerza a los primarios, pero se ve poco afectada por los demás niveles de estudios, con la particularidad – que vamos a desdeñar – de que aumenta entre los hijos e hijas de doctores. En enseñanza Secundaria la gradación es más suave.

El mejor modo de considerar estas diferencias entre niveles de estudios es tomar como referencia el grueso de la población con estudios secundarios, y considerar por un lado la diferencia con los que no tienen estudios primarios y por otro con los universitarios. Queda así más claro que la repetición en Primaria se asocia a los padres con estudios primarios o menos, mientras que en Secundaria se asocia por un lado fuertemente con los padres que no han terminado los estudios primarios (pero no con los de estudios primarios terminados) y por el otro lado débilmente con los padres de estudios universitarios. Esta diferencia tiene su importancia a la hora de buscar “mecanismos” explicativos de la relación entre estudios de los padres y repetición de curso. No parece lo más adecuado buscarlos comparando los hogares de universitarios con los de analfabetos, pues el grueso de la diferencia a explicar no está ahí, sino entre los hogares con estudios primarios o menos y los de padres con estudios básicos, entre los cuales no pueden apreciarse grandes distancias ni en recursos ni en costumbres ni en ningún otro tipo de “capital” con los que se suele explicar la relación entre origen social y resultados escolares⁶.

La asociación entre repetición y libros en el hogar es tan fuerte como la que presenta con los estudios de los padres y se concentra también en los tramos inferiores de la distribución. Es decir, tienen aproximadamente las mismas (muy altas) tasas de repetición los hijos de padres que no han alcanzado los estudios primarios que los alumnos en cuyos hogares hay menos de diez libros. Los siguientes tres intervalos decididos por PISA para el número de libros coinciden con los estudios medios, y los dos últimos, a partir de 200 libros, equivalen a los universitarios. En realidad, tanto los estudios como los libros pueden reducirse a unos cuatro intervalos sin apenas pérdida de información. Que los libros sean de humanidades (poesía, arte) no parece tener efecto especial alguno.

⁶ En esta línea, procedente de Bourdieu, estaban redactadas las preguntas sobre prácticas culturales en el cuestionario PISA 2000.

Puede conjeturarse para estas variables tanto un vínculo directo con la repetición como un vínculo indirecto a través de las competencias básicas. Este último es el más importante que se deriva de la investigación sobre rendimiento académico (un resumen en Carabaña, 2012) y en el análisis de las anteriores bases de datos PISA (Fernández y Rodríguez, 2008; Carabaña, 2011); por esto mismo el primero tiene que ser débil, pues no puede superar lo que el otro deja sin explicar. En concreto, este vínculo directo podría consistir en que los padres con más estudios y libros en casa se ocupen más eficazmente de prevenir la repetición de sus hijos, bien mediante apoyos externos a la escuela, bien interviniendo en las decisiones de los profesores.

Podemos incluso ir un poco más allá y conjeturar que el efecto indirecto será mayor en las variables relacionadas con la cultura (como los estudios de los padres o los libros en casa) que en las relativas a las posesiones materiales, cuya correlación con los determinantes subjetivos del aprendizaje debe presumirse menor. Hemos elegido el lavaplatos y el coche porque son los ítems materiales cuya no posesión tiene mayor asociación con la repetición. El problema es imaginar cómo puede asociarse la posesión de estos ítems en el presente con la repetición de curso en el pasado por vías distintas de los estudios de los padres. Quizás son buenos indicadores del ingreso permanente de los hogares, que a su vez ha permitido dedicar más o menos recursos a la prevención de la repetición.

La situación laboral de los padres no es fácil de relacionar con la repetición de curso, sobre todo en primaria. ¿Por qué caminos puede asociarse el paro en 2012 con la repetición en primaria cinco o más años antes? Parece excluida cualquier tipo de influencia directa entre ellas, así que hay que pensar en terceras variables que influyan en las dos. En cambio, resulta atractivamente congruente con las costumbres más extendidas, que entre los padres se asocie a una mayor repetición casi por igual las tres situaciones, mientras que entre las madres solo destaca la situación de paro, no estando el trabajo en casa o fuera asociado a la repetición. Cabe esperar una estrecha relación de la situación de paro con la variable de estatus social, de modo que mantengan en realidad poca influencia propia tras controlar esta.

Los inmigrantes repiten más que los nativos, siendo la diferencia que los separa la mayor de las vistas hasta ahora (excepto la debida a ausencia de la madre) y mayor en Secundaria que en Primaria (de unos 15 a 20 puntos, con diferencias entre los conjuntos de datos que serán tratadas en este artículo). En este caso abundan las explicaciones, tanto por el lado de los factores cognitivos como por el lado del efecto directo. No solo lo han mostrado múltiples estudios, y en particular los de PISA, la existencia de una fuerte inferioridad por parte de los alumnos inmigrantes en las competencias, sino que además, con las excepciones de los nacidos aquí, han cambiado de escuela al emigrar y muchas veces de lengua y de costumbres, aparte de que muchos de ellos han sufrido más que los nativos bajo los acontecimientos que perturban la relación regular con la escuela, como la separación de los padres.

El efecto de la escuela infantil sobre la repetición de curso que se observa en el Cuadro 1 es nulo para los que dicen haber ido un año a la escuela, pero repiten unos 15 puntos menos los que dicen haber ido dos años o más. No cabe sino considerar estos 15 puntos un efecto

pequeño, tanto comparado con el de algunas variables sociales, como con lo anticipado por la literatura. Piénsese, por ejemplo, en que la ventaja que proporciona la escuela infantil para el éxito en Primaria y Secundaria apenas compensa la desventaja de convivir con un pariente o de tener menos de 25 libros en casa. O recuérdese la importancia que desde hace mucho tiempo se viene dando a la escuela infantil (de Miguel, 1988) eficazísimamente reavivadas recientemente por los economistas en la estela de Heckman y otros, por ejemplo Hidalgo y Pérez (2013).

Es por tanto una posibilidad que la escuela infantil mejore los DIS tanto como que influya directamente optimando la adaptación del alumno a los contextos escolares. El hecho de que la influencia no aumente entre Primaria y Secundaria (es de unos 15 puntos en ambos niveles) se inclina hacia la influencia directa sobre los DIS. Debe tenerse en cuenta, en todo caso, la influencia inversa tanto a través de la asociación positiva entre la Educación Infantil y los estudios de los padres, como de la selección para el comienzo en Educación Infantil según la madurez mental y socioemocional de los alumnos.

La repetición en Primaria es la variable que mejor predice la repetición en Secundaria. Dos terceras partes de los alumnos que han repetido en Primaria vuelven a repetir en Secundaria. La variable es sumamente importante, pues indica una enorme estabilidad en los factores, cualesquiera que sean que determinan la repetición.

Por último, el Cuadro 1 presenta la asociación entre los ocho niveles de lectura que PISA distinguía en 2009 con la repetición de curso. Es evidente que se trata de la variable más influyente y que la asociación se concentra en los niveles bajos, estando exentos del riesgo de repetición los cuatro niveles más altos en Primaria, pero no el cuarto en Secundaria. Impresiona, además, el rigor con que la diferencia que hace PISA entre el nivel 1 y el inferior al 1 (y que afecta a solo el 1,2% de los alumnos) se corresponde de modo significativo con las probabilidades de repetición. Si se tiene en cuenta que la mayor parte de la repetición en Primaria tiene lugar hacia los diez años, y que la correlación entre las competencias básicas a esa edad –la de PIRLS– y a los quince años difícilmente es mayor de 0,8, la correspondencia es más impresionante todavía.

Que pueden reducirse a solo algunas

El Cuadro 2 ofrece los resultados de estimar la ecuación (1) para la repetición en Primaria. Incluye solo algunas de las variables consideradas en el Cuadro 1, aquellas que tras muchos ensayos han resultado más manejables y pertinentes para los objetivos de la investigación.

Se presentan dos modelos, uno que incluye solo las variables sociales y personales (DO en la ecuación) y otro que incluye la puntuación PISA en comprensión lectora (CLP), única proxy de los determinantes subjetivos del aprendizaje (DIS en la ecuación). Los coeficientes del modelo 1 pueden compararse con los porcentajes brutos del Cuadro 1. Al tener en cuenta la covarianza entre todas estas variables, el impacto de las que reflejan el estatus social del hogar sobre la repetición se reduce notablemente; incluso alguna, como la posesión de coche,

quedan casi sin coeficiente neto. Las variables de composición del hogar, poco dependientes del estatus, disminuyen menos, mientras que la edad y el sexo, totalmente independientes de las demás, quedan igual. Destaca la diglosia, que de no tener relación bruta, pasa a prevenir la repetición cuando el resto de variables sociales se igualan.

El modelo 2 refleja la influencia sobre la repetición de PISA lectura y la reducción que el tomarla en consideración produce en los demás coeficientes. Sobre lo primero, cabe destacar que apenas disminuyen respecto a los brutos del Cuadro 1, indicio de su predominancia sobre las variables anteriores, y que, como ya sabemos, su influencia no es lineal, concentrándose el riesgo de repetición en los niveles bajos. Sobre lo segundo, lo que directamente aquí interesa señalar es que tal reducción oscila entre la nada y el todo.

La reducción, en efecto, es total en el coeficiente de ser varón y muy fuerte en el de las madres y padres con menos de estudios primarios. Como es difícil que PISA lectura haya influido en ellas, puede decirse que la relación entre estas variables y la repetición tiene lugar indirectamente a través de la competencia lectora (CLP), en el caso del sexo de forma total, y en su mayor parte en el caso de los estudios maternos bajos.

Se reducen en aproximadamente un 50% los coeficientes del resto de los niveles de estudios, y todavía más del 50% de los coeficientes de la inmigración, la inasistencia a preescolar y la familia numerosa. La relación de estas variables con la repetición de curso, por tanto, parece que tiene lugar tanto indirectamente a través de la competencia lectora como directamente o a través de otros factores.

Por último, es nulo el impacto de la competencia lectora sobre la relación de la repetición de curso con la diglosia y con la riqueza material de los hogares, y pequeño en la relación de la repetición de curso con la presencia de los padres en el hogar y con la fecha de nacimiento. Dicho de otro modo, la repetición de curso asociada con estas variables es de un tipo diferente a la producida por el sexo o los bajos estudios de los padres, pues no tiene relación, o tiene muy poca, con la CLP. Tiene que ser debida, por tanto, a otros factores.

Algunos de estos resultados están menos en línea con lo anticipado que otros. Así, razonamos que la edad y los estudios de los padres deberían relacionarse con la CLP de los alumnos, del mismo modo que el sexo; no ocurre así, sin embargo. Aunque la mayor parte de la influencia de los estudios sobre la repetición se debe en realidad a la competencia lectora, otra parte queda sin explicación. Y solo una parte muy pequeña de la influencia de la edad tiene lugar a través de este indicador de capacidad cognitiva, obligándonos a rechazar la hipótesis inicial. Desde luego, esto es lo que ya pasaba con los datos de 2006, de modo que no cabe escudarse en las casualidades (Carabaña, 2011).

También presumimos que la ausencia de los padres tendría menos que ver con factores cognitivos que con los sucesos que acompañan los procesos de separación u orfandad, y el modelo 2 confirma, por lo pronto, la irrelevancia de la CLP en la relación. También aventuramos que la riqueza material tendría menos relación con la CLP que la cultural, y la

persistencia de los coeficientes de la posesión de lavaplatos y coche parece confirmarlo, tanto más si cabe a la vista de su debilidad.

La sorpresa antes explicitada por el fuerte efecto de la familia numerosa, excesiva para la fuerza atribuida tanto a los factores cognitivos como a los de recursos, se mitiga solo un poco al comprobar que los primeros explican casi la mitad, quedando solo la otra mitad para otros factores, entre los cuales los recursos personales son los principales candidatos.

Resulta, en cambio, sorprendente que la falta de asistencia a Educación Infantil no tenga más relación con el componente cognitivo operacionalizado por la competencia lectora. De acuerdo con esto, el efecto de adaptación a la sociedad escolar que indudablemente desempeña la Educación Infantil tendría más importancia que su efecto sobre el desarrollo cognitivo, si es que no son otros los caminos por los que actúa.

La diglosia, por último, sobre la que tan poco se nos ocurría a priori, resulta que podría ser la variable que más nos ayude a resolver la cuestión de la endogeneidad. Su relación con PISA lectura parece nula una vez controladas las otras variables objetivas, lo cual significa que también sería tanto como nula la influencia de la repetición de curso sobre las puntuaciones PISA.

En conjunto, las variables del modelo 1 explican el 10% de la repetición en Primaria, y las del modelo 2 el 24,6%; la varianza única de las variables del modelo 1 (esto es, lo que añaden una vez controlada la puntuación PISA lectura) es del 3,6%. Conviene no olvidar que, a pesar de la multitud y significatividad de los coeficientes de las variables del modelo 1, la repetición se asocia abrumadoramente con la competencia lectora (CLP), no con el resto de las variables ni de las vías, directas o indirectas, por las que puedan actuar.

El Cuadro 3 refleja los resultados de estimar los mismos dos modelos vistos para la repetición en Secundaria. Comparando el modelo 1 con el de Primaria se aprecia en la constante el aumento medio de la repetición entre uno y otro nivel, pero una semejanza muy grande en los coeficientes, con tres excepciones. Los de la edad son ahora mucho menores, de modo que haber nacido en el último trimestre del año no se asocia con siete puntos más de repetición, sino con solo tres (pero es una diferencia que se daba ya en las asociaciones brutas del Cuadro 1). El resultado de no poseer coche, aunque se ve afectado por el resto de las variables, no queda anulado como en Primaria, sino que se mantiene en casi diez puntos más de repetición en Secundaria. Por último, la ausencia de los dos padres, cuyo efecto es de 14 puntos sobre la repetición en Primaria, queda sin influencia cuando se trata de la repetición en Secundaria. Quitados estos tres coeficientes, como ya se ha dicho, el resto varía de un modo que puede considerarse aleatorio.

El modelo 2 refleja el efecto de las puntuaciones PISA lectura sobre la variable dependiente y sobre el efecto del resto de las independientes. Por lo que respecta al primero, se aprecia que un influjo no lineal, como en Primaria, solo que desplazado hacia el centro de la distribución. Los dos niveles más bajos ahora se diferencian poco entre ellos, y entre el nivel 4, que es el de referencia, y los niveles vecinos se dan diferencias mayores en Secundaria que en Primaria.

La reducción del resto de coeficientes también es muy semejante a la que tiene lugar en Primaria. Vemos, en efecto, cómo casi desaparece el coeficiente de ser chico y se reduce mucho el de madres y padres con menos de estudios primarios. Cómo se reducen moderadamente los coeficientes del resto de los niveles de estudios, así como los de inmigrante, inasistencia a Infantil y familia numerosa; y cómo es pequeña la reducción de los coeficientes de la fecha de nacimiento y la ausencia de los padres del hogar, quedando igual los de la diglosia y la riqueza material, hecho más llamativo ahora por la destacada influencia de la carencia de automóvil.

No cabe pues, comentar respecto añadir muchos comentarios a los ya hechos. Los cambios en los coeficientes de la no posesión de automóvil y de la ausencia de ambos padres hay que tomarlos con mucha prudencia dado el tamaño de la muestra. En cuanto a los coeficientes de la edad, quizás no se les ha hecho justicia con lo dicho. Al cabo, no solo es mucho menor el del último trimestre en Secundaria que en Primaria, sino que con la introducción de la CLP pierden relativamente más, con lo cual los del segundo semestre del año acaban en menos de dos puntos porcentuales y al borde de la no significatividad estadística. Podría pensarse que entre Primaria y Secundaria es lógico que se pierda aquel efecto de la edad que se debe a las dificultades de adaptación social.

La varianza explicada por el modelo 1 es del 9%, la del modelo 2 del 24%. La varianza única de las variables del modelo 1 es del 3%. Todo ello, de nuevo, casi idéntico a lo obtenido en Primaria.

La semejanza del proceso de repetición en Primaria y Secundaria podría estar exagerada por la presencia en el Cuadro 4 de los repetidores de Primaria. Incluso hemos dejado de apreciar un indicio de diferencia, la variación de la constante: mientras en el Cuadro 1 la repetición en Secundaria es 14 puntos mayor que en Primaria, la constante de las respectivas regresiones solo difiere en 8 puntos, lo que indica un mayor efecto conjunto de las variables predictoras. El Cuadro 4 refleja el resultado de estimar la misma ecuación (1) en Secundaria dejando aparte a los repetidores de Primaria, con el fin de que poder apreciar más nítidamente tanto las semejanzas como las diferencias. Siguen predominando las primeras, con interesantes matices. El primero, que en el modelo 1 los coeficientes tienden a ser menores para la repetición en Secundaria; el segundo, que en el modelo 2 quizás se reducen menos. Entre las diferencias, son destacables dos. Una que el efecto de la edad es nulo en Secundaria desde el modelo 1, lo que apoya fuertemente la hipótesis de su naturaleza adaptativa. Otra que el efecto de la diglosia se reduce aproximadamente a la mitad. Las dos variaciones pueden parecer muy lógicas y congruentes con la hipótesis de una influencia no cognitiva. Tanto las dificultades que puede originar una diferencia de edad de meses como tener que acostumbrarse a una lengua distinta de la doméstica deberían manifestarse en Primaria y quedar superadas en Secundaria. En la misma línea podría interpretarse la disminución, ciertamente menor, del coeficiente de Educación Infantil. Pero también entonces debe extrañar que el no haber ido a Infantil mantenga en Secundaria un efecto tan fuerte y tan independiente de los factores cognitivos. ¿Cómo podría la experiencia escolar adquirida a los cuatro años seguir sirviendo para evitar la repetición después de los doce?

Cabe, por último, señalar que, en conjunto, el poder explicativo de los modelos es menor para los alumnos que no repitieron en Primaria: las variables del modelo 1 explican un 6% de la varianza, y las del modelo 2 explican el 15%.

Es evidente que, apoyados en el gran tamaño de la muestra, nos estamos arriesgando a interpretar como reales diferencias de menos de dos puntos porcentuales, hechas con un solo valor plausible y basándonos en test estadísticos de menor rigor. Así que parece prudente comprobar la robustez de las estimaciones con los datos de 2009. Los Cuadros 5, 6 y 7 presentan los resultados.

Por lo que respecta a la repetición en Primaria, los resultados del Cuadro 5 son muy semejantes a los del Cuadro 2. En el modelo 1 difieren bastante los coeficientes de tener padre con menos de estudios primarios y no tener madre. Podría haberse esperado de lo pequeño de la muestra y su colinealidad con otras variables, y confirma la prudencia con que conviene tratar estas variables. En el modelo 2, la diferencia más importante se refiere a la inmigración: con los datos de 2009 habríamos dicho que casi toda su influencia en la repetición es de orden cognitivo. No hay artefacto al que atribuir esa divergencia. Exploraciones no terminadas aconsejan un análisis más detallado de los inmigrantes, distinguiéndolos por su fecha de llegada.

Por lo que respecta a la repetición en Secundaria, también los resultados de 2009 son muy semejantes a los de 2012, pero con ciertas diferencias. Las más importantes en el modelo 1 son que en 2009 son mayores los coeficientes de edad, e inmigración, casi nulo el de no tener coche y muy alto el de la ausencia de ambos padres. Ya desconfiamos del coche en 2012, por su divergencia con el de Primaria y la alta colinealidad de la variable; en el caso de la ausencia de los padres vuelve el problema de la alta colinealidad y los pocos casos. En el modelo 2 las diferencias más importantes son que en 2009 la influencia de preescolar y del número de hermanos parece tener carácter casi puramente cognitivo. La comparación de los Cuadros 4 y 7 parece disipar dudas respecto a la edad. Aunque en 2009 los efectos aparecen mayores que en 2012, en ambas bases de datos se limitan a la repetición en Primaria.

En ciertos puntos, por tanto, los datos de 2012 no daban materia para hilar tan fino, pero la mayor parte de los hallazgos son comunes en las dos bases de datos. Pasemos a discutirlos brevemente antes de arriesgarnos a presentar algunas conclusiones.

DISCUSIÓN

Los análisis que se acaban de presentar se iniciaron para contrastar con los datos PISA de 2009 y 2012 los resultados obtenidos con las tres primeras olas de PISA (Carabaña, 2011) sobre la importancia de tres factores sociales en la repetición de cursos: el sexo, la clase social y la inmigración. La hipótesis inicial era que siendo la repetición un proceso interno a la escuela, debería depender solo de los determinantes subjetivos del aprendizaje. La hipótesis se

confirmó claramente con los datos de PISA 2000, pero no tanto con los de 2003 y menos todavía con los de 2006 en lo referente a la influencia de la clase social y de la inmigración. Los resultados que acabamos de ver están en la línea de los procedentes de PISA 2006; incluso obtenida años después, una sola medida de la capacidad cognitiva, la puntuación PISA en lectura, da cuenta de toda la diferencia por sexo, pero no de todas las diferencias según estatus social e inmigración. En lo que se refiere al estatus social, los nuevos resultados indican que los efectos no cognitivos se concentran en una minoría de padres con niveles de instrucción muy bajos. En cuanto a la inmigración, las diferencias entre los resultados para 2009 y 2011 sugieren la conveniencia de un análisis más detallado, que tenga en cuenta al menos el momento en que los alumnos se incorporan a la escuela.

En el estudio anterior se vio también, de forma algo incidental, que tampoco la influencia de la edad en la repetición desaparecía cuando se controlaban las puntuaciones PISA. Ahora se ha ampliado el estudio a otras variables objetivas, relativas a la composición del hogar y a sus recursos y a la escolarización previa de los alumnos, tanto con el objetivo de comprobar su importancia para la repetición como de indagar en las vías de su influencia. Ha resultado, efectivamente, que la ausencia de los padres, la presencia de muchos hermanos, la diglosia entre hogar y escuela, la riqueza doméstica o la asistencia a preescolar no solo tienen importantes relaciones con la repetición de curso, lo que era bien previsible desde la investigación anterior, sino que se asocian con ella a través de vías o mecanismos predominantemente no cognitivos. Hemos intentado establecer la importancia de esos mecanismos no cognitivos, con diverso éxito. Han resultado ser los únicos importantes para la diglosia y la riqueza doméstica; les podemos atribuir mucha importancia en el caso de la edad, y más concretamente entre los alumnos que repiten en Primaria; también les es atribuible un gran papel cuando la repetición se debe a la ausencia de los padres del hogar, pero con poca robustez debida a los pocos casos en que falta la madre o los dos padres; y no podemos pasar de atribuirles cierta importancia indeterminada en el caso de Educación Infantil y la inmigración, dadas las discrepancias entre los resultados de 2009 y los de 2012. Como ya se ha indicado, se necesitan estudios más detallados, a ser posible con mejor información que la que PISA proporciona, y que por cierto podría mejorarse con poco esfuerzo, como en su lugar se ha indicado.

Estos avances han aclarado algunas cuestiones y planteado otras. Entre las aclaradas destaca la influencia de la edad: la parte no cognitiva tiene lugar en Primaria, y probablemente se deba a dificultades en la interacción social. Entre las nuevas cabe destacar la diglosia. Resulta preventiva de la repetición, aún cuando está asociada con la clase baja, con la inmigración y con peores resultados en PISA. Para averiguar más sobre ella, resultaría conveniente distinguir por comunidades autónomas, cosa que no podemos hacer aquí. También debe reconocerse que los resultados de preescolar resultan inquietantes cuando, como en 2012, perviven al control de la competencia lectora. En Primaria, cabe recurrir al mismo vínculo de desadaptación social que vale para los nacidos en otoño, pero si así fuera, la influencia no perviría en la repetición en Secundaria, como no pervive la de la edad. La fuerte influencia de la familia numerosa, por último, no ha dejado de resultar extraña.

Por lo que respecta a concretar o identificar las vías o mecanismos no cognitivos a través de las cuales estas variables se asocian con la repetición de curso, hay que reconocer que no se ha conseguido gran cosa. Teóricamente, las más importantes parecen cinco. Una es el otro gran determinante subjetivo del aprendizaje, la motivación, en sus diversas formas. Otra es la sociabilidad, la capacidad de integrarse en la vida social de la escuela y del aula. Estas dos son subjetivas. La tercera son los simples recursos materiales, que permiten prevenir la repetición mediante escolarización adicional. La cuarta es la atención de los padres a los niños y su influencia en la escuela, que también pueden traducirse en un fuerte efecto preventivo. La quinta y más simple de todas son las perturbaciones en la rutina escolar. Estas tres últimas son de tipo objetivo.

Ciertas afinidades entre estos factores y algunas variables parecen evidentes. La inmigración y los cambios en la composición del hogar alteran las rutinas cotidianas. Los padres con más estudios vigilan más de cerca el progreso escolar de sus hijos y pueden influir más en las decisiones de los profesores. Los hogares sin coche ni lavaplatos no pueden gastar mucho en clases particulares o en cambiar de colegio. La asistencia a Infantil mejora las habilidades sociales de los niños, la diglosia puede dificultar la integración en el aula. Pero nuestros análisis no aportan mucho a la confirmación de estas asociaciones basadas en la experiencia común. Un intento de utilizar la información sobre conducta escolar que proporciona PISA 2012 no ha dado resultados relevantes (lo que no excluye continuar indagando en ello). La influencia de la edad podría ser una excepción: podría inducirse de la casi desaparición de su efecto en Secundaria que los niños más jóvenes repiten en primaria más de lo esperable de su capacidad cognitiva por encontrar más dificultades de integración social que sus compañeros mayores.

La ampliación de las variables tenía como objetivo secundario conseguir estimaciones del efecto de la repetición de curso sobre las competencias PISA. Si este efecto existiera, todas las variables asociadas a la repetición tendrían que ver disminuido su coeficiente en el segundo modelo. Incluso las que no tuvieran nada que ver con las capacidades cognitivas al originar la repetición de curso, tendrían luego que aparecer asociadas con las puntuaciones PISA al haber influido en estas a través de la repetición. Hemos encontrado, sin embargo, variables cuyo efecto sobre la repetición tiene poco o nada que ver con PISA. La menos afectada en todas las ecuaciones por el control de la competencia lectora es la influencia de la diglosia, pero también la ausencia de los padres y la riqueza del hogar son muy insensibles a su control. Esto no significa, desde luego, que no haya absolutamente ninguna influencia de la repetición de curso en las capacidades cognitivas básicas. Pero sí quiere decir que puede tanto existir como no existir, y que de existir sería muy pequeña y puntual⁷. Para mantener una secuencia causal sistemática entre repetición y PISA sería preciso distinguir entre repeticiones que tienen influencia en PISA y repeticiones que no la tienen. Las consecuencias escolares de la repetición no puede decirse que sean malas ni buenas a la luz arrojada con los datos manejados.

⁷ De ser esto así, la relación entre los tipos que presenta Villar (2013), en este mismo volumen y la puntuación PISA no debería interpretarse causalmente cuando interviene la repetición.

CONCLUSIONES

Tras la discusión que precede, las conclusiones tan solo pueden ser un resumen de los resultados principales. Algunos no hacen sino abundar en lo ya conocido, otros son más novedosos. Helos aquí, comenzando por los más importantes y menos nuevos.

Puede saberse con bastante exactitud si los alumnos españoles de quince años han repetido curso, lo mismo en Primaria que en Secundaria, conociendo las puntuaciones que alcanzan en las pruebas PISA. Así, PISA 2009 distingue ocho niveles en lectura, producidos por siete cortes, del 1a y 1b hasta el I 6 (OCDE, 2010 p. 47). Pues bien, los alumnos de los cuatro niveles más altos no han repetido en Primaria, y los de los tres niveles más altos no han repetido nunca en Secundaria. En cambio, han repetido más de dos tercios de los alumnos de los dos niveles más bajos.

No se ha examinado ninguna variable cuya asociación con la repetición pueda compararse con la de las competencias básicas que mide PISA (téngase en cuenta que se examinan muchas variables, pero no las notas o calificaciones escolares). Puede cuantificarse esta diferencia de varios modos. Por ejemplo, las doce variables objetivas que hemos analizado con más detalle en este estudio (sexo, trimestre de nacimiento, asistencia a Educación Infantil, condición de inmigrante, diglosia hogar-escuela, estudios del padre y de la madre, posesión de lavavajillas y coche, ausencia del hogar del padre, la madre o ambos, y número de hermanos) alcanzan entre todas un poder explicativo (varianza explicada) que no llega a la mitad del de la lectura en PISA.

La mayor parte de la relación de estas variables con la repetición de curso se debe a su relación con las capacidades cognitivas básicas. Así, a igual puntuación en PISA lectura, los hombres repiten lo mismo que las mujeres, y los hijos de madres con menos de estudios primarios solo ocho puntos más que los hijos de madres universitarias. La influencia no cognitiva de todas las variables tomadas en conjunto sobre la repetición de curso equivale aproximadamente a la séptima parte de la influencia de las competencias básicas.

Hay variables cuyo impacto sobre la repetición de curso es no cognitivo por completo, como la diglosia entre casa y escuela; hay otras cuyo efecto es principalmente cognitivo, como la edad, la riqueza doméstica y la ausencia de los padres; en otras, como la escuela infantil, el tener muchos hermanos y la inmigración, ha resultado difícil estimar la importancia del componente cognitivo y del no cognitivo.

Los efectos de tipo no cognitivo sobre la repetición pueden ser de muchos tipos. Este estudio no ha avanzado casi en su conocimiento. Quizás el hecho de que la edad influya mucho más en la repetición en Primaria que en Secundaria apunta a que actúa través de factores sociales.

Los determinantes de la repetición en Primaria son muy semejantes a los determinantes de la repetición en Secundaria. La edad influye casi únicamente en Primaria, pero no la

escolarización infantil. Lo que mejor predice la repetición en Secundaria es el haber repetido en Primaria.

Además de sus varias causas, el estudio ha tratado de rastrear la influencia de la repetición de curso sobre las competencias PISA, no habiendo encontrado ninguna. Desde luego, esto no significa que la repetición no afecte a los resultados escolares menos generales, como la geografía o las nociones de matemáticas.

En general, debe tenerse en cuenta que la legislación permite la repetición de curso cuando los alumnos no alcanzan los objetivos de una etapa o un curso, o de varias asignaturas. Por tanto, la mayor parte de las influencias en la repetición de curso deben tener lugar no directamente, sino a través de los aprendizajes curriculares. La fuerte asociación entre la repetición y las competencias PISA indica que esto ocurre efectivamente así.

REFERENCIAS

- Álvaro Page, M., Bueno Monreal, M. J., Calleja Sopeña, J. A., Cerdán Victoria, J., Echeverría Cubillas, M. J., Gaviria Soto, J. L. E., y Trillo Marco, C. (1990). *Hacia un modelo causal del rendimiento académico*. Madrid: CIDE
- Boudon, R. (1972). *La desigualdad de oportunidades. La movilidad social en las sociedades industriales*. Barcelona: Laia, 1983.
- Cabras, S., y Tena, J. D. (2013). Estimación del efecto causal del uso de ordenadores en los resultados de los estudiantes en el test PISA 2012. En INEE (Ed.), *PISA 2012: Programa para la evaluación internacional de los alumnos. Informe español. Volumen I: Resultados y contexto* (páginas del capítulo citado). Madrid: Autor.
- Calero, J., y Escardíbul, O. (2013). El rendimiento del alumnado de origen inmigrante en PISA-2012. En INEE (Ed.), *PISA 2012: Programa para la evaluación internacional de los alumnos. Informe español. Volumen I: Resultados y contexto* (páginas del capítulo citado). Madrid: Autor
- Carabaña, J. (2004). Una estimación del grado en que el número de hermanos deprime el nivel de estudios. En Rospir, J. I., de la Torre, I. y Durán, M. Á., *Homenaje a José Castillo Castillo*, Madrid: CIS.
- Carabaña, J. (2011). Las puntuaciones PISA predicen casi toda la repetición de curso a los 15 años en España. *RASE*, 4(3), 286-306.
- Carabaña, J. (2012). Debilidades de PISA y errores en la atribución del fracaso escolar académico". Pp. 155-181 en Manuel de Puelles Benítez (coord.), *El fracaso escolar en el estado de las autonomías*. Wolters Kluwer: Madrid.
- Carmena, G., Cerdán, J., Ferrandis, A., y Vera, J. (1989). *Niveles de desarrollo de la población infantil al acceder al ciclo inicial*. Madrid: CIDE.
- CES (Consejo Económico Social). (2009). *Sistema educativo y capital humano. Informe 1/2009*. Madrid: CES.
- De la Cruz, M. y Recio, M. (2011). *Estudio sobre el abandono temprano*. Madrid: Fundación Primero de Mayo
- Downey, D. B., (1995). When Bigger is not Better: Family Size, Parental Resources and Children Educational Performance. *American Sociological Review*, 60(5), 747-761.
- Downey, D. B., Powell, B., Steelman, L. C., & Pribesh, S. (1999). Much ado about siblings: Change models, sibship size, and intellectual development: Comment on Guo and VanWey. *American Sociological Review*, 64(2), 193-198.
- EURYDICE (2011) *La repetición de curso en la educación obligatoria en Europa: normativa y estadísticas*. Madrid: MECD.

Fernández, J. J. y Rodríguez, J. C. (2008). Los orígenes del fracaso escolar en España: un estudio empírico”, *Mediterráneo económico*, 14, 323-349.

Fernández Enguita, M., Mena Martínez, L., Riviere Gómez, J. (2010). *Fracaso y abandono escolar en España*. Barcelona: La Caixa.

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>

Fuentes, A. (2009). “Raising education outcomes in Spain”, *OECD Economics Department Working Papers*, 666

García Montalvo, J. (2012). Nivel socioeconómico, tipo de escuela y resultados educativos en España, El caso de TIMMS PIRLS 2011. En INEE (Ed.), *PIRLS-TIMMS 2011. Estudio internacional de progreso en comprensión lectora, matemáticas y ciencias. Vol. II: Informa Español. Análisis Secundario*. Madrid: Autor.

García Montalvo, J. (2013). Crisis, igualdad de oportunidades y resultados educativos: una comparación temporal de PISA con los resultados de 2012 en España. En INEE (Ed.), *PISA 2012: Programa para la evaluación internacional de los alumnos. Informe español. Volumen II: Análisis secundario*. Madrid: Autor.

Gentile, A., Arias, F. y Díez, A. (2012) *La percepción social de la calidad educativa en España. Diagnóstico para revertir una tendencia negativa*. Saarbrücken: Editorial Académica Española.

Goldthorpe, J. 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. M. (1999). *How much social promotion is there in the United States*. Center for Demography and Ecology, University of Wisconsin-Madison.

Hauser, R. M., Pager, D. I., & Simmons, S. J. (2000). *Race-ethnicity, social background, and grade retention*. Center for Demography and Ecology, University of Madison-Wisconsin.

Hauser, R. M., Frederick, C. B., & Andrew, M. (2007). *Grade retention in the age of standards-based reform*. Center for Demography and Ecology, University of Wisconsin.

Hidalgo Hidalgo, M. y García Pérez, J. J. (2012). Impacto de la asistencia a educación infantil sobre los resultados académicos del estudiante en Primaria. En INEE (Ed.), *PIRLS-TIMMS 2011. Estudio internacional de progreso en comprensión lectora, matemáticas y ciencias. Vol. II: Informa Español. Análisis Secundario*. Madrid: Autor.

Holmes, C. T. (1989). Grade-level retention effects: A meta-analysis of research studies. In Shepard, L. A. & Smith, M. L. (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.

INEE (2013a). *PISA 2012: Programa para la evaluación internacional de los alumnos. Informe español. Volumen I: Resultados y contexto*. Madrid: Autor.

INEE (2013b). *PISA 2012: Programa para la evaluación internacional de los alumnos. Informe español. Volumen II: Análisis secundario*. Madrid: Autor.

ISEI-IVEI (2009). *Efecto de la repetición de curso en el proceso de enseñanza aprendizaje del alumnado*. Vitoria: Euskal Jaularitzza-Gobierno Vasco.

Jimerson, S. R. (2001). Meta-analysis of grade retention research: Implications for practice in the 21st century. *School Psychology Review*, 30, 420-37.

Jimerson, S. R., Pletcher S. M., Graydon K., Schnurr B. L., Nickerson A. B., & Kundert D. K. (2006). Beyond Grade Retention And Social Promotion: Promoting The Social And Academic Competence Of Students. *Psychology in the Schools*, 43(1).

Lange, M. de, Dronkers, J., & Wolbers, M. H. (2013). Single-parent family forms and children's educational performance in a comparative perspective: effects of school's share of single-parent families. *School Effectiveness and School Improvement*. Retrieved from <http://dx.doi.org/10.1080/09243453.2013.809773>

Martínez García, J. S. (2003). Family Structure Effects over Children Educational Attainment in Spain. En Varríos, *Actas del VI Congreso de la Asociación Europea de Sociología*, Murcia: UM.

Miguel, M. de (1988). *Preescolarización y rendimiento académico. Un estudio longitudinal de las variables psicosociales lo largo de la EGB*. Madrid: CIDE.

OECD (2007). *PISA 2006: Science Competencies for Tomorrow's World*, Vol. 1. Paris: OCDE.

OECD (2010), *PISA 2009 Results: What Students Know and Can Do – Student Performance in Reading, Mathematics and Science (Volume I)*. Retrieved from <http://dx.doi.org/10.1787/9789264091450-en>

Pérez-Díaz, V. y Rodríguez J. C. (2011). Diagnóstico y reforma de la educación general en España. En Pérez-Díaz, V., Rodríguez, J. C., Felgueroso, F. y Jiménez-Martín, S., *Reformas necesarias para potenciar el crecimiento de la economía española. Volumen II*. (Pp. 13-205). Cizur Menor, Thomson Reuters Civitas.

Villar, A. (2013). Rendimiento, esfuerzo y productividad: análisis de los resultados en matemáticas de los estudiantes españoles según PISA 2012. En INEE (Ed.), *PISA 2012: Programa para la evaluación internacional de los alumnos. Informe español. Volumen I: Resultados y contexto* (páginas del capítulo citado). Madrid: Autor.

Zajonc, R. B. (1976). Family Configuration and Intelligence. *Science*, 192, 227-236.

ANEXO

Cuadro 1. Repetición de curso, análisis bivariado, 2009 y 2012

	FRECUENCIAS		REPETICIÓN PRIMARIA, %		REPETICIÓN EN ESO, %		VARIACIÓN ENTRE 2009 Y 2012	
	PISA 2009	PISA 2012	PISA 2009	PISA 2012	PISA 2009	PISA 2012	PRIMARIA	SECUNDARIA
CASOS TOTALES	25877		25877		25877			
VARIABLES			12,2	13,8	31,9	27,7	1,6	-4,2
SEXO								
CHICA	49,2	49,2	10,3	11,4	27,3	24,7	1,1	-2,6
CHICO	50,8	50,8	14,2	16,1	36,3	30,7	1,9	-5,6
NACIMIENTO, 1993								
TRIMESTRE 1	23,7	24,5	7,6	10,1	27,3	25,9	2,5	-1,4
TEIMESTRE 2	24,9	25	10,7	12,1	30,1	25	1,4	-5,1
TRIMESTRE 3	26,3	24,5	13	14,5	33,5	30	1,5	-3,5
TRINESTRE 4	25,2	26	17,5	18,2	36,6	30,1	0,7	-6,5
PADRES EN CASA								
AMBOS	84,4	83,1	11	12,2	29,7	25,4	1,2	-4,3
SOLO MADRE	8,9	8,3	13,6	16,2	40,4	35	2,6	-5,4
SOLO PADRE	1	1,2	17,9	32,8	47,9	49,3	14,9	1,4
NINGUNO	0,9	0,8	43,8	50,3	71,4	51,8	6,5	-19,6
HERMANOS								
NO	13,4	13,5	10,4	11,6	28,6	26,2	1,2	-2,4
CHICOS	35,2	34,4	10,9	12,7	30,6	26	1,8	-4,6
CHICAS	29,9	30,1	10,2	10,6	29,9	24,8	0,4	-5,1
AMBOS	19,3	12,6	18,7	23,5	38,3	36,9	4,8	-1,4
ABUELO EN CASA								
NO	89,8	90,9	11,6	13,3	31,4	27	1,7	-4,4
SÍ	10,2	9,1	17,6	18,2	36,4	34,8	0,6	-1,6
OTROS EN CASA								
NO	94,4	95	11,4	13,3	31	27	1,9	-4
SÍ	5,6	5	26,7	23,3	48,7	42,1	-3,4	-6,6
DIGLOSIA CASA-ESCUELA								
NO	80,6	79,2	12,1	13,5	31,8	27,4	1,4	-4,4
SÍ	17,8	18,1	10,9	14	31,1	27,5	3,1	-3,6

ESTUDIOS TERMINADOS DE LA MADRE									
	MENOS PRIMARIOS	3,7	2,6	41,5	43,1	62	57,4	1,6	-4,6
	PRIMARIOS	11,8	10	18,1	28,6	42,4	39,7	10,5	-2,7
	EGB-ESO	24,2	21,2	14,2	16,6	38,4	35	2,4	-3,4
	FPI-CFGM	2,2	1,9	11,8	14,5	38,2	32,6	2,7	-5,6
	BACHILLER	12,6	12,5	9,6	9,3	26,8	22,7	-0,3	-4,1
	FP1-CFGM	15,9	13,2	10,6	13,4	32,7	28,9	2,8	-3,8
	FP2-CFGS	6,4	10,7	8,3	11,8	28,6	25,6	3,5	-3
	UNIVERSIDAD	19,5	19,5	4,5	5,6	14,4	13,6	1,1	-0,8
	DOCTORADO	1,7	4,9	16,7	8,9	22,4	16,5	-7,8	-5,9
ESTUDIOS TERMINADOS DEL PADRE									
	MENOS PRIMARIOS	4,9	3,7	28,6	37,5	53,9	53,5	8,9	-0,4
	PRIMARIOS	13,5	11,6	17,5	17,4	40,4	37,2	-0,1	-3,2
	EGB-ESO	23,5	21,5	13,7	15,6	38,3	31,8	1,9	-6,5
	FPI-CFGM	2,4	2	18,4	16,7	39	29,6	-1,7	-9,4
	BACHILLER	10,4	9,9	9,4	11,7	24,4	22,4	2,3	-2
	FP1-CFGM	15	10,8	10,9	12,4	33,6	28,9	1,5	-4,7
	FP2-CFGS	8,6	12,5	9,4	11,3	29,5	24,3	1,9	-5,2
	UNIVERSIDAD	17,5	16,4	4,6	5,9	14,5	14,5	1,3	0
	DOCTORADO	2,4	5,8	10,9	8,1	15,8	15,6	-2,8	-0,2
LIBROS EN CASA									
	MENOS DE 10	8,2	9,3	34,8	37,5	61	56,5	2,7	-4,5
	DE 11 A 25	14,2	14,7	23	25,5	49,6	43,5	2,5	-6,1
	DE 26 A 100	31,2	31,2	11,6	17,1	34,6	28,4	5,5	-6,2
	DE 101 A 200	20	20,5	6,2	7,4	23	18,9	1,2	-4,1
	DE 201 A 500	15,4	13,8	5	5,6	17,4	13	0,6	-4,4
	MAS DE 500	9,8	8,8	6,4	5,6	14,7	14,4	-0,8	-0,3
LIBROS DE HUMANIDADES									
	NO	14,2	17,1	23,4	23,4	49,6	42,7	0	-6,9
	UN TIPO	20,6	21,4	17,1	18,7	42,7	34,2	1,6	-8,5
	DOS TIPOS	27,3	27,6	4,9	12,9	32,4	27,4	8	-5
	TRES TIPOS	38	33,9	6,6	7,1	19,5	16,9	0,5	-2,6
LAVAPLATOS EN CASA									
	SI	69,6	73,6	10,7	12,1	28,7	25,7	1,4	-3
	NO	29	24,7	15,4	18,1	39,1	33,5	2,7	-5,6
AL MENOS UN COCHE EN CASA									
	SI	83,9	93,8	11,5	13,2	31	26,6	1,7	-4,4
	NO	10,3	6,2	18,7	23	40,3	45,7	4,3	5,4
SITUACIÓN LABORAL DE LA MADE									
	TRABAJA TC	44,1	44,6	9,6	10,6	27,9	23,4	1	-4,5
	TRABAJA TP	20,4	20,2	11,7	14,3	31,1	29,8	2,6	-1,3
	EN PARO	6,7	10,1	21,1	20,2	46,1	36,9	-0,9	-9,2
	OTRA	26,3	22,3	13,8	15,4	33,9	29	1,6	-4,9

SITUACIÓN LABORAL DEL PADRE									
	TRABAJA TC	72,9	67,6	10,1	10,3	28,4	23,6	0,2	-4,8
	TRABAJA TP	12	12,6	17	20,8	37,2	34,2	3,8	-3
	EN PARO	5,1	9,7	22,1	21,6	48,1	38,6	-0,5	-9,5
	OTRA	4,9	5,1	13,2	17,6	39,3	33,4	4,4	-5,9
INMIGRANTE									
	NO	89	86,6	10,9	11,8	29,6	25,4	0,9	-4,2
	SÍ	9,3	9,5	24	28,9	53,5	45	4,9	-8,5
ESCUELA INFANTIL									
	MÁS DE UN AÑO	84,9	84,4	9,8	11,5	29,6	25,2	1,7	-4,4
	UN AÑO	8,3	8,1	22,3	27,4	42,7	40,8	5,1	-1,9
	NO	4,5	5,4	26,4	26,5	46,5	41,5	0,1	-5
REPITIÓ EN PRIMARIA									
	NO					14,2	15,3		1,1
	SÍ					75,4	66,6		-8,8
PISA LECTURA									
	BAJO NIVEL 1B	1,2	1,3	72,4	76,2	87,5	80,1	3,8	-7,4
	NIVEL 1B	4,9	4,4	60,5	59,8	79,2	74	-0,7	-5,2
	NIVEL 1A	13,7	12,4	36,7	40,6	67,5	59,3	3,9	-8,2
	NIVEL 2	26,1	25,7	14,6	17,6	42,8	38,6	3	-4,2
	NIVEL 3	33,4	31,8	3,2	5	18,7	19,3	1,8	0,6
	NIVEL 4	17,3	19	0,4	1,4	5	4,6	1	-0,4
	NIVEL 5	3,2	4,9	0,1	0,2	1,5	0,9	0,1	-0,6
	NIVEL 6	0,1	0,4	0	0	0	0	0	0

Nota: las frecuencias no suman cien cuando hay no respuesta.

Fuente: bases de datos PISA 2009 y PISA 2006.

Cuadro 2. Repetición de curso en Primaria, regresión múltiple España, PISA 2012. Variable dependiente: repetición en Primaria

	MODELO 1		MODELO 2	
	Coeficientes no estandarizados		Coeficientes no estandarizados	
	B	Error típ.	B	Error típ.
(Constante)	,026	,006	-,006	,006
CHICO	,042	,004	,000	,004
TRIMESTRE 2	,021	,006	,022	,006
TRIMESTRE 3	,037	,006	,029	,006
TRIMESTRE 4	,068	,006	,059	,006
NO FUE A INFANTIL	,098	,007	,062	,006
DIGLOSIA CASA-ESCUELA	-,051	,006	-,054	,005
INMIGRANTE	,125	,008	,086	,008
MADRE, SIN ESTUDIOS	,167	,016	,057	,015
MADRE, PRIMARIOS	,081	,008	,064	,007
MADRE, BÁSICOS	,034	,006	,021	,005
MADRE, UNIVERSITARIOS	-,057	,006	-,020	,005
PADRE SIN ESTUDIOS	,131	,013	,070	,012
NO LAVAPLATOS EN CASA	,019	,005	,019	,005
NO COCHE EN CASA	,012	,010	,007	,010
NO PADRE EN CASA	,019	,008	,014	,007
NO MADRE EN CASA	,162	,021	,135	,019
NI PADRE NI MADRE EN CASA	,140	,033	,050	,030
FAMILIA NUMEROSA	,082	,007	,050	,006
LECTURA PISA, BAJO NIVEL 1B			,656	,023
LECTURA PISA, NIVEL 1B			,473	,012
LECTURA PISA, NIVEL 1A			,301	,007
LECTURA PISA, NIVEL 2			,109	,005
LECTURA PISA, NIVELES 4, 5, 6			-,025	,005
R2	0,08		,245	

Nota: El grupo de referencia son las alumnas nacidas en el primer trimestre de 1993 que fueron a infantil más de un año, hablan la misma lengua en casa que en la escuela, no son inmigrantes, tienen madres con estudios medios y padres con estudios primarios o más, viven con ambos, no tienen hermanos y hermanas en casa y puntuaron al nivel 3 en PISA LECTURA.

Fuente: base de datos PISA 2012.

Cuadro 3. Repetición de curso en Secundaria, regresión múltiple España, PISA 2012. Variable dependiente: repetición en Secundaria

	MODELO 1		MODELO 2	
	Coeficientes no estandarizados		Coeficientes no estandarizados	
	B	Error típ.	B	Error típ.
(Constante)	,112	,007	,096	,008
CHICO	,046	,005	-,003	,005
TRIMESTRE 2	-,011	,008	-,010	,007
TRIMESTRE 3	,030	,008	,018	,007
TRIMESTRE 4	,028	,008	,016	,007
NO FUE A INFANTIL	,100	,008	,058	,008
DIGLOSIA CASA-ESCUELA	-,040	,007	-,046	,007
INMIGRANTE	,108	,011	,061	,010
MADRE, SIN ESTUDIOS	,175	,020	,051	,019
MADRE, PRIMARIOS	,111	,010	,088	,009
MADRE, BÁSICOS	,058	,007	,039	,007
MADRE, UNIVERSITARIOS	-,100	,007	-,050	,006
PADRE SIN ESTUDIOS	,141	,016	,065	,015
NO LAVAPLATOS EN CASA	,019	,006	,017	,006
NO COCHE EN CASA	,102	,013	,101	,012
NO PADRE EN CASA	,054	,010	,046	,009
NO MADRE EN CASA	,152	,025	,119	,023
NI PADRE NI MADRE EN CASA	-,003	,042	-,089	,039
FAMILIA NUMEROSA	,078	,008	,042	,008
LECTURA PISA, BAJO NIVEL 1B			,591	,030
LECTURA PISA, NIVEL 1B			,517	,015
LECTURA PISA, NIVEL 1A			,331	,009
LECTURA PISA, NIVEL 2			,139	,007
LECTURA PISA, NIVELES 4, 5, 6			-,084	,006
R2	0,105		,278	

Nota: El grupo de referencia son las alumnas nacidas en el primer trimestre de 1993 que fueron a infantil más de un año, hablan la misma lengua en casa que en la escuela, no son inmigrantes, tienen madres con estudios medios y padres con estudios primarios o más, viven con ambos, no tienen hermanos y hermanas en casa y puntuaron al nivel 3 en PISA LECTURA.

Fuente: base de datos PISA 2012.

Cuadro 4. Repetición de curso en Secundaria, regresión múltiple España, PISA 2012, alumnos que no repitieron Primaria .Variable dependiente: repetición en Secundaria

	MODELO 1		MODELO 2	
	Coeficientes no estandarizados		Coeficientes no estandarizados	
	B	Error típ.	B	Error típ.
(Constante)	,107	,007	,101	,007
CHICO	,031	,005	-,001	,005
TRIMESTRE 2	-,027	,007	-,021	,007
TRIMESTRE 3	,008	,007	,003	,007
TRIMESTRE 4	-,006	,007	-,005	,007
NO FUE A INFANTIL	,067	,008	,048	,008
DIGLOSIA CASA-ESCUELA	-,016	,007	-,026	,007
INMIGRANTE	,082	,011	,051	,010
MADRE, SIN ESTUDIOS	,147	,022	,068	,021
MADRE, PRIMARIOS	,076	,010	,070	,009
MADRE, BÁSICOS	,046	,007	,034	,006
MADRE, UNIVERSITARIOS	-,081	,006	-,047	,006
PADRE SIN ESTUDIOS	,097	,017	,041	,016
NO LAVAPLATOS EN CASA	,009	,006	,010	,006
NO COCHE EN CASA	,092	,013	,091	,012
NO PADRE EN CASA	,063	,009	,053	,009
NO MADRE EN CASA	,087	,027	,098	,026
NI PADRE NI MADRE EN CASA	,062	,047	-,012	,045
FAMILIA NUMEROSA	,042	,008	,023	,008
LECTURA PISA, BAJO NIVEL 1B			,517	,055
LECTURA PISA, NIVEL 1B			,456	,020
LECTURA PISA, NIVEL 1A			,246	,010
LECTURA PISA, NIVEL 2			,106	,006
LECTURA PISA, NIVELES 4, 5, 6			-,078	,006
R2	,070		,160	

Nota: El grupo de referencia son las alumnas nacidas en el primer trimestre de 1993 que fueron a infantil más de un año, hablan la misma lengua en casa que en la escuela, no son inmigrantes, tienen madres con estudios medios y padres con estudios primarios o más, viven con ambos, no tienen hermanos y hermanas en casa y puntuaron al nivel 3 en PISA LECTURA.

Fuente: base de datos PISA 2012.

Cuadro 5. Repetición de curso en Primaria, regresión múltiple España, PISA 2012. Variable dependiente: repetición en Primaria

	MODELO 1		MODELO 2	
	Coeficientes no estandarizados		Coeficientes no estandarizados	
	B	Error típ.	B	Error típ.
(Constante)	,012	,006	-,007	,006
CHICO	,038	,004	-2,331E-05	,004
TRIMESTRE 2	,023	,006	,014	,005
TRIMESTRE 3	,039	,006	,025	,005
TRIMESTRE 4	,083	,006	,057	,005
NO FUE A INFANTIL	,091	,006	,052	,006
DIGLOSIA CASA-ESCUELA	-,043	,006	-,043	,005
INMIGRANTE	,088	,008	,017	,008
MADRE, SIN ESTUDIOS	,222	,013	,115	,012
MADRE, PRIMARIOS	,060	,007	,038	,006
MADRE, BÁSICOS	,032	,005	,007	,005
MADRE, UNIVERSITARIOS	-,042	,006	-,007	,005
PADRE SIN ESTUDIOS	,041	,011	,014	,010
NO LAVAPLATOS EN CASA	-,004	,005	-,003	,004
NO COCHE EN CASA	,027	,007	,030	,007
NO PADRE EN CASA	,019	,007	,010	,007
NO MADRE EN CASA	,048	,020	,006	,018
NI PADRE NI MADRE EN CASA	,167	,031	,143	,028
FAMILIA NUMEROSA	,062	,006	,032	,006
LECTURA PISA, BAJO NIVEL 1B			,649	,023
LECTURA PISA, NIVEL 1B			,491	,010
LECTURA PISA, NIVEL 1A			,282	,007
LECTURA PISA, NIVEL 2			,093	,005
LECTURA PISA, NIVELES 4, 5, 6			-,020	,005
R2	,080		0,23	

Nota: El grupo de referencia son las alumnas nacidas en el primer trimestre de 1993 que fueron a infantil más de un año, hablan la misma lengua en casa que en la escuela, no son inmigrantes, tienen madres con estudios medios y padres con estudios primarios o más, viven con ambos, no tienen hermanos y hermanas en casa y puntuaron al nivel 3 en PISA LECTURA.

Fuente: base de datos PISA 2012.

Cuadro 6. Repetición de curso en Secundaria, regresión múltiple España, PISA 2009. Variable dependiente: repetición en Secundaria

	MODELO 1		MODELO 2	
	Coeficientes no estandarizados		Coeficientes no estandarizados	
	B	Error típ.	B	Error típ.
(Constante)	,156	,008	,125	,008
CHICO	,092	,006	,026	,005
TRIMESTRE 2	,019	,008	,011	,007
TRIMESTRE 3	,045	,008	,023	,007
TRIMESTRE 4	,089	,008	,054	,007
NO FUE A INFANTIL	,067	,009	,016	,008
DIGLOSIA CASA-ESCUELA	-,046	,008	-,048	,007
INMIGRANTE	,195	,011	,086	,010
MADRE, SIN ESTUDIOS	,224	,017	,114	,016
MADRE, PRIMARIOS	,101	,010	,054	,009
MADRE, BÁSICOS	,080	,007	,037	,007
MADRE, UNIVERSITARIOS	-,142	,008	-,066	,007
PADRE SIN ESTUDIOS	,104	,015	,062	,013
NO LAVAPLATOS EN CASA	,026	,007	,023	,006
NO COCHE EN CASA	,033	,010	,036	,009
NO PADRE EN CASA	,097	,010	,084	,009
NO MADRE EN CASA	,146	,028	,070	,025
NI PADRE NI MADRE EN CASA	,087	,044	,102	,039
FAMILIA NUMEROSA	,055	,009	,012	,008
LECTURA PISA, BAJO NIVEL 1B			,581	,031
LECTURA PISA, NIVEL 1B			,545	,014
LECTURA PISA, NIVEL 1A			,439	,009
LECTURA PISA, NIVEL 2			,217	,007
LECTURA PISA, NIVELES 4, 5, 6			-,117	,007
R2	,085		0,225	

Nota: El grupo de referencia son las alumnas nacidas en el primer trimestre de 1993 que fueron a infantil más de un año, hablan la misma lengua en casa que en la escuela, no son inmigrantes, tienen madres con estudios medios y padres con estudios primarios o más, viven con ambos, no tienen hermanos y hermanas en casa y puntuaron al nivel 3 en PISA LECTURA.

Fuente: base de datos PISA 2009.

Cuadro 7. Repetición de curso en Secundaria, regresión múltiple España, PISA 2009, alumnos que no repitieron primaria. Variable dependiente: repetición en Secundaria

	MODELO 1		MODELO 2		
	Coeficientes no estandarizados		Coeficientes no estandarizados		
	B	Error típ.	B	Error típ.	
(Constante)	,065	,007	(Constante)	,062	,007
CHICO	,048	,005	VARON	,011	,005
TRIMESTRE 2	,005	,007	T2	,002	,007
TRIMESTRE 3	,010	,007	T3	,003	,007
TRIMESTRE 4	,032	,007	T4	,023	,007
NO FUE A INFANTIL	,033	,008	NOPRESC	,010	,008
DIGLOSIA CASA-ESCUELA	-,030	,007	DIGLOSIA	-,037	,006
INMIGRANTE	,141	,011	inmig	,066	,010
MADRE, SIN ESTUDIOS	,116	,018	MAMENPRI	,075	,017
MADRE, PRIMARIOS	,076	,009	MAPRI	,058	,008
MADRE, BÁSICOS	,056	,006	MABASICA	,032	,006
MADRE, UNIVERSITARIOS	-,073	,007	MAUNI	-,039	,006
PADRE SIN ESTUDIOS	,085	,014	PAMENPRI	,072	,013
NO LAVAPLATOS EN CASA	,035	,006	NOLAVAPL	,035	,006
NO COCHE EN CASA	-,002	,009	NOCOCH	,005	,009
NO PADRE EN CASA	,086	,009	SINPADRE	,079	,008
NO MADRE EN CASA	,153	,025	SINMADRE	,109	,024
NI PADRE NI MADRE EN CASA	,086	,043	SINPADRES	,125	,041
FAMILIA NUMEROSA	,024	,008	FAMNUM	,005	,007
LECTURA PISA, BAJO NIVEL 1B			NIVLEC0	,490	,056
LECTURA PISA, NIVEL 1B			NIVLEC1	,392	,019
LECTURA PISA, NIVEL 1A			NIVLEC2	,300	,009
LECTURA PISA, NIVEL 2			NIVLEC3	,104	,006
LECTURA PISA, NIVELES 4, 5, 6			NIVLEC5	-,063	,006
R2	0,057		0,147		

Nota: El grupo de referencia son las alumnas nacidas en el primer trimestre de 1993 que fueron a infantil más de un año, hablan la misma lengua en casa que en la escuela, no son inmigrantes, tienen madres con estudios medios y padres con estudios primarios o más, viven con ambos, no tienen hermanos y hermanas en casa y puntuaron al nivel 3 en PISA LECTURA.

Fuente: base de datos PISA 2009.

3. ESTIMACIÓN DEL EFECTO CAUSAL DEL USO DE ORDENADORES EN LOS RESULTADOS DE LOS ESTUDIANTES EN LA PRUEBA PISA 2012

STEFANO CABRAS Y JUAN D. TENA

Universidad Carlos III (España) y Università di Cagliari (Italia)

3. ESTIMACIÓN DEL EFECTO CAUSAL DEL USO DE ORDENADORES EN LOS RESULTADOS DE LOS ESTUDIANTES EN LA PRUEBA PISA 2012¹

Stefano Cabras y Juan D. Tena

Universidad Carlos III (España) y Università di Cagliari (Italia)

“No, mother, I could not feel your church group praying for my safety. The fact that I’m home safe is not proof that it worked, that logic is Post Hoc Ergo Propter Hoc.”

Sheldon Cooper en The Big Bang Theory, "The Electric Can Opener Fluctuation"

“Le nez de Cléopâtre: s’il eût été plus court, toute la face de la terre aurait changé”

Blaise Pascal

RESUMEN

Usando la base de datos PISA 2012 hemos estimado el efecto causal del uso de ordenadores en la escuela sobre el rendimiento de los estudiantes en matemáticas para España. Dicha estimación se ha realizado mediante modelos BART basados en técnicas bayesianas de regresión no paramétrica que cuenta con importantes ventajas, comparado con los procedimientos paramétricos más habituales que han sido discutidas en el artículo. Los resultados muestran cierta evidencia del efecto positivo del uso de ordenadores sobre el

¹ Agradecemos al Ministerio de Educación, Cultura y Deporte la financiación de este trabajo. También estamos en deuda con Ismael Sanz Labrador, Ruth Martín Escanilla, Francisco Javier García Crespo y David Cervera Olivares por la amabilidad con la que han atendido nuestras dudas y requerimientos sobre la base de datos PISA 2012. Por supuesto, cualquier error en el análisis de estos datos es enteramente responsabilidad de los autores.

rendimiento escolar de los estudiantes en España. Resulta especialmente interesante el hecho de que el posible efecto positivo parece ser significativamente mayor en estudiantes que pertenecen a grupos socioeconómicos más desfavorecidos, lo que refuerza la consideración de este tipo de intervención como una herramienta para conseguir mayor equidad. También se encuentra que el efecto de esta política depende de una forma no monótona del modo en que se usan los ordenadores.

Palabras clave

Árboles de regresión, Causalidad, ICT, Estadística bayesiana, Modelos BART.

INTRODUCCIÓN

La educación es una fuente importante de formación de capital humano en un país y su mejora no solo está asociada a un mayor crecimiento económico, Barro (2001) y Hanushek y Kimko (2000), sino también a otros beneficios intangibles como son la salud, una menor delincuencia y un mejor comportamiento ciudadano, ver Lochner (2011) y las referencias allí mencionadas. Es por esto que resulta esencial entender cómo se produce la educación, así como poder estimar el efecto causal en dicha función de diferentes políticas públicas.

Comparado con otras posibles intervenciones gubernamentales encaminadas a mejorar los niveles educativos, la inversión en información y comunicación tecnológica (ICT a partir de ahora) en centros educativos resulta especialmente atractiva al ser este insumo observable sin ambigüedad y perfectamente divisible entre los centros de acuerdo a criterios de discrecionalidad política. Sin embargo, en principio su efecto causal sobre el desempeño de los estudiantes es ambiguo ya que, si bien puede argumentarse que el uso de ICT puede ayudar al estudiante a entender mejor el contenido de sus asignaturas, también podría entenderse que puede desplazar otras técnicas de trabajo más efectivas y también suponer una distracción de las materias de estudio por el alumno.

El objetivo de este artículo es estimar el impacto causal sobre el rendimiento escolar de la presencia y uso de ordenadores en el centro de estudios usando la información proporcionada por la base de datos PISA 2012. Un problema fundamental de este estudio, y en general de cualquier análisis de causalidad en ciencias sociales, reside en poder diferenciar entre asociación y causalidad. La solución satisfactoria de este problema solo podría ser posible en con una base de datos metafísica, donde se pudiese observar la diferencia entre la respuesta de un grupo de individuos a un determinado tratamiento y la de estos mismos individuos en idénticas circunstancias sin dicho tratamiento. Sin embargo, Dawid (2000) explica que en un modelo físico solo se puede identificar la distribución del modelo con y sin tratamiento y no la distribución conjunta sobre la que se quiere hacer inferencia. Como consecuencia de esto se concluye que incluso en experimentos aleatorios y con un gran número de datos bajo modelos tradicionales no es posible hacer inferencia sobre efectos causales sin imponer supuestos no

contrastables e incluso posiblemente ilógicos y se sugiere una forma simple de resolver este problema basado en un enfoque bayesiano de decisión analítica.

La literatura económica previa sobre el impacto de ICT en desempeño educativo de los estudiantes, que será discutida de forma más extensa en la siguiente sección, ha tratado este problema fundamentalmente de dos formas: (1) mediante la identificación de instrumentos exógenos que están correlacionados con la variable causal, pero que se asume que están incorrelacionados con el término de error del modelo o (2) diseñando experimentos en el que la asignación de ICT al estudiante sea aleatoria. Sin embargo, estas estrategias de estimación no solo no están libres de la crítica de Dawid (2000) mencionada en el párrafo anterior sino que además al usar especificaciones paramétricas obtienen resultados que son potencialmente dependientes del modelo seleccionado.

En este trabajo estimamos el impacto causal de ICT sobre el resultado de los estudiantes en PISA 2012 usando la estrategia de modelización bayesiana no paramétrica denominada Bayesian Additive Regression Trees (BART) originariamente desarrollada por Chipman et al. (2010) y aplicada a estudios de inferencia causal por Hill (2013). Este enfoque, principalmente dirigido a una estimación óptima de la superficie de respuesta, es decir el PISA score, permite la identificación casual en trabajos no experimentales sin la necesidad de estimar dos modelos, uno para la capturar la potencial endogeneidad de la variable ICT y otro para el desempeño educativo de los estudiantes. El uso de una forma funcional tan flexible tiene además importantes ventajas comparadas con las estrategias de modelización paramétricas más tradicionales. Entre ellas se puede mencionar el no requerir ningún tipo de hipótesis sobre la covariables posiblemente relacionadas con el modelo que genera la respuesta, la posibilidad de tratar con un gran número de regresores y de estudiar un gran número de efectos interactivos entre la variable de tratamiento y las otras variables en el estudio o el fácil tratamiento de datos atípicos sin la necesidad de eliminarlos previamente como normalmente se hace.

El resto de este artículo está estructurado de la siguiente forma. En la siguiente sección se ofrece una discusión más pormenorizada de la literatura previa sobre la estimación del impacto de ICT sobre el rendimiento de los alumnos. En la sección 3 describimos la metodología BART considerada en este trabajo y ya en la sección 4, se muestran y se analizan los resultados de dicha estrategia aplicados a los datos PISA 2012. Finalmente en la sección 5, se extraen las conclusiones finales del análisis.

REVISIÓN DE LA LITERATURA

La estimación del impacto que ICT tiene sobre el desempeño de estudiantes ha atraído la atención de la investigación económica en los últimos veinte años. Una revisión muy preliminar de esta literatura puede ya encontrarse en Kirkpatrick and Cuban (1998) quienes señalan una falta de consenso sobre el efecto causal de ICT en los resultados escolares de estudios previos y explican que la mayor parte de dichas investigaciones están basadas en una

simple correlación entre ICT y el desempeño de los alumnos sin tener en cuenta la influencia de variables omitidas tales como las características de la escuela, recursos y habilidades que están potencialmente ligadas tanto a los recursos computacionales como a los resultados de los estudiantes.

El problema de la endogeneidad ha producido una fuerte preocupación sobre la validez de los resultados encontrados en estudios previos y la necesidad de usar procedimientos econométricos que permitan corregir por el potencial sesgo de estimación. Algunas soluciones a este problema encontrados en investigaciones más recientes son (1) identificar una cierta política educativa que resulta generada por factores que no están correlacionados con la respuesta de interés, Angrist y Lavy (2002), Leuven et al. (2007), Machin et al. (2007) y Goolsbee y Guryan (2006); (2) diseñar un experimento que asigna de forma aleatoria a los participantes en el grupo de tratamiento o en el grupo de control de manera que la aleatoriedad elimine los efectos confundientes, Banerjee et al. (2007); y (3) usar una base de datos que contenga una extensa información sobre estudiantes y características de la escuela que no son típicamente observadas en análisis estándar para controlar por estas variables en un análisis de regresión, Fuchs and Woessman (2004) y Spiezia (2010).

La mayor parte de estos trabajos concluyen que ICT no ha tenido efecto sobre el desempeño de los alumnos. Más concretamente, Angrist y Lavy (2002) estiman el efecto de una política de dotación tecnológica, a gran escala en escuelas elementales y medias, llevada a cabo en Israel. Para estimar el efecto causal de esta política ellos controlan por características no observables de la escuela explotando el hecho de que las decisiones de financiación pública están determinadas fundamentalmente por el ranking de las escuelas solicitantes. No se encuentra evidencia de que incrementar el uso de ordenadores con fines educativos tenga alguna influencia positiva sobre la evaluación de los estudiantes. Leuven et al. (2007) evalúan el efecto sobre los resultados de los alumnos de políticas de subsidios dirigidas a escuelas para ordenadores y software en Holanda. En principio todas las escuelas con al menos un 70% de alumnos en desventaja reciben este subsidio mientras no se recibe el subsidio en caso contrario. Sin embargo, existen excepciones a esta regla lo que sirve para estimar efectos casuales estimando la efecto local de esta discontinuidad alrededor del umbral del 70% de alumnos desaventajados con diseño difuso en el que la probabilidad de recibir un fondo es una función de la elegibilidad². Bajo esta especificación ellos encuentran que los subsidios a ordenadores no tienen un efecto positivo en los resultados de estudiantes holandeses. Goolsbee y Guryan (2006) evalúan el impacto de un programa público para subsidiar inversiones escolares en internet y comunicaciones. Ellos explican que a los distritos se les permite decidir qué escuelas incluir en sus solicitudes y que los distritos muy pobres tienen incentivos para solicitar esta ayuda mientras los colegios de mayor renta tienen incentivos para convencer a colegios más pobres en sus distritos para hacer solicitudes conjuntas lo que puede generar un sesgo en la estimación del impacto del subsidio. Para tratar con este problema consideran (1) estimación de la discontinuidad con diseño difuso alrededor del umbral que sirve para determinar las escuelas que son elegibles para recibir el subsidio, y (2)

² Este tipo de análisis son más conocidos utilizando la expresión inglesa “fuzzy regression discontinuity design”.

una estimación del cambio en los resultados del test que realizan los estudiantes usando como un instrumento válido el subsidio que el distrito habría recibido si hubiese sido forzado a incluir cada colegio dentro del distrito. Bajo ninguno de estos dos análisis se encuentra que el subsidio tenga un impacto significativo sobre el resultado de los estudiantes.

Sin embargo, existen trabajos que encuentran que ICT tiene un efecto positivo y significativo sobre los resultados de los estudiantes. Por ejemplo, Machin et al. (2007) evalúan el impacto de la inversión en ICT sobre los resultados de los estudiantes en Inglaterra. Para controlar por la endogeneidad potencial de la inversión en ICT consideran como variable instrumental un cambio en las reglas que gobiernan la inversión en ICT. En este caso, se encuentra evidencia de un efecto causal positivo de la inversión en ICT sobre el desempeño de los estudiantes.

Banerjee et al. (2007) también encuentran un efecto positivo de ICT usando un enfoque de estimación muy diferente a los mencionados hasta ahora. En concreto, diseñan un experimento aleatorio para estudiar el efecto causal del uso de ordenadores sobre el desempeño de estudiantes en la India. El análisis se basa en la comparación del cambio en los resultados de los estudiantes que reciben el tratamiento de enseñanza con ordenadores con un grupo de control encontrando un fuerte efecto del tratamiento en los resultados de matemáticas en el corto plazo. Sin embargo, también encuentran que este efecto positivo cae sustancialmente en el año sucesivo.

La base de datos PISA es particularmente útil para analizar el problema de la influencia de ICT en el desempeño de los estudiantes ya dispone de información relevante sobre alumnos y escuela que son típicamente variables omitidas en la mayor parte de los trabajos mencionados arriba. En Fuchs y Woessman (2004) y Spiezia (2010) se usa la base de datos PISA para estudiar el efecto de la inversión en ICT. Sin embargo, los resultados son ambiguos también en estos dos casos. Fuchs y Ludger (2000) usan información internacional de PISA 2000 encontrando una correlación positiva y significativa entre la disposición de ordenadores en la escuela y los resultados de los estudiantes pero dicha correlación se transforma en insignificante cuando otras características de la escuela se tienen en cuenta. Spiezia (2010) usa información de PISA 2006 concluyendo que ICT tiene un efecto positivo sobre los resultados en ciencias.

METODOLOGÍA

En esta sección definimos el efecto causal de interés y la metodología de estimación. Seguiremos la notaciones y los argumentos teóricos discutidos en Hill (2011) por lo que concierne el uso del modelo estadístico para la estimación del efecto causal; en Chipman et al. (2010) para los detalles del modelo estadístico. En Leonti et al. (2011) se puede encontrar una de las pocas aplicaciones del mismo modelo a otro problema de estimación del efecto causal en la literatura de usos de plantas de medicamentos.

Definición del efecto causal

Supongamos que tenemos N individuos participantes en el test de PISA y que las variables que se consideran a continuación están totalmente observadas o bien los datos que faltan están codificados como tales y que posiblemente haya incluso observaciones anómalas bien en la respuesta o en otras covariables. Para el individuo i , $i = 1, \dots, N$, sea Y_i el valor del test de PISA o bien un *proxy* de esto como por ejemplo una extracción desde la distribución a *posteriori* predictiva de los puntos del PISA test (OECD, 2005) o incluso la media de las extracciones proporcionada, que aproxima la media a posteriori. Sea Z la variable *artificial* que indica el estado del uso de los ordenadores, es decir, la variable de intervención donde $Z = 1$ si se tiene y se utiliza un *tablet*, un portátil o un ordenador fijo en la escuela y $Z = 0$ en caso contrario.

Con el fin de calcular el efecto causal de Z sobre la respuesta Y en principio deberíamos conocer conjuntamente los resultados potenciales del valor del test, para el mismo individuo, bajo el uso, $Y_i(0)$, y el no uso de los ordenadores, $Y_i(1)$. Sin embargo, esto es imposible porque solo uno puede ser observado, mientras que el otro resultado no observado se le designa como resultado contrafactual y que tiene que ser estimado por medio de un modelo de regresión, como el descrito abajo. Dicho modelo se utiliza, esencialmente, en problemas de estimaciones de superficies de respuestas. En este caso, se trata de la respuesta Y al “hipotético tratamiento” Z .

Una vez conocidos o estimados los resultados potenciales, el efecto causal se puede definir como el efecto medio $ATE = E(Y(1) - Y(0))$, donde el valor esperado se calcula con respecto a la distribución de probabilidad para todos los individuos. El efecto causal, para cada individuo no es de interés, mientras sí puede ser el de algunos subconjuntos de individuos como, por ejemplo, el efecto causal sobre los que han recibido el tratamiento $E(Y(1) - Y(0)|Z = 1)$ o sea los individuos que han utilizado el ordenador, en el cuyo caso, el valor esperado se calcula con respecto a la distribución de condicional de $(Y|Z = 1)$. Más general aún, si tenemos un conjunto de covariables X podemos calcular el efecto causal condicional a estas, es decir condicional a $X = x$.

En los estudios observacionales, como en el caso del test de PISA, los resultados potenciales no son, típicamente independientes de la asignación al tratamiento. Esto se conoce en la literatura como el problema de endogeneidad. En el caso del test de PISA, por ejemplo, es más probable que un alumno de familia con estudios acceda a una escuela con ordenadores y que simplemente sea el entorno familiar (y no el uso del ordenador en sí) el que determine un resultado más favorable en el test de PISA para este alumno comparado con otros que vienen de familias con menos estudios y que no utilizan el ordenador en sus escuelas. Para poder asumir que haya independencia de la asignación del tratamiento, hay que incluir todos los posibles factores confundientes representados, en este caso, por las covariables X . Concretamente, la hipótesis de *fuerte ignorabilidad* de la respuesta a la asignación al tratamiento afirma que Y es condicionalmente independiente de Z dado X y que la probabilidad de asignación al tratamiento es siempre positiva sea cual sea el valor específico de X . Para que esto se cumpla, es necesario entonces incluir en X todos los posibles factores

confundientes y por eso la matriz X suele ser de muy alta dimensionalidad y formada a partir de covariables de distinta naturaleza: cuantitativa, cualitativas y ordenables. Esta situación complica enormemente el análisis ya que requiere la utilización de modelos de regresión sofisticados para la estimación de Y .

Además, el hecho de considerar muchas covariables hace que algunos métodos clásicos como, por ejemplo, el *propensity score*, no sean de inmediata aplicación porque, al no haber podido observar tratamiento y no tratamiento para un mismo valor de $X = x$, se hace difícil la estimación de la puntuación que hay que asignar a cada individuo. Este hecho obliga, muchas veces al analista a considerar un conjunto de covariables de dimensionalidad menor, poniendo en duda el supuesto de fuerte ignorabilidad. Finalmente, es bien conocido que el planteamiento de modelos de regresión con muchas covariables hace imposible la búsqueda exhaustiva de todos los posibles modelos con todas las posibles interacciones. Esto, otra vez, impone al analista considerar solo efectos de interacciones entre covariables del primer o segundo orden o utilizar algoritmos de búsqueda como el *forward* o el *backward variable selection* que puedan proporcionar modelos localmente óptimos. Desgraciadamente no hay ninguna herramienta teórica, sino tan solo indicios empíricos, que nos hagan detectar el alcance de un óptimo local en vez de un óptimo global.

Debido a estos inconvenientes, y otros más que se puedan hallar en la utilización de las herramientas clásicas, en el siguiente apartado se describe el modelo BART que, no solo evita la especificación de un modelo, porque es de tipo no paramétrico y estimado por las observaciones, sino que también permite estimar con precisión satisfactoria la respuesta, y con eso también el resultado contrafactual. Esta especificación se encuentra en la clase de modelo bayesianos no paramétricos que permite de hacer inferencia condicional solo a las observaciones disponibles, sin recurrir a hipótesis de muestreo, típicas de la inferencia clásica, donde los resultados se basan en muestras jamás observadas.

El modelo BART: verosimilitud y previas

Sean D , los datos disponibles, es decir el conjunto y, x, z observados en los N estudiantes. Indicamos con $\pi(\cdot|\cdot)$ la distribución de probabilidad del argumento de la izquierda, condicionada al de la derecha. El objetivo del análisis es estimar la distribución de probabilidad *a posteriori* del efecto causal, es decir $\pi(ATE|D)$, o la distribución condicionada a algunas covariables, $\pi(ATE|D, X = x)$. Para estimarla utilizamos un modelo de regresión no paramétrico. Esto no quiere decir que el parámetro no exista sino simplemente que el espacio paramétrico no es un subconjunto de los reales. La novedad en este tipo de estudios de inferencia causal, además de la utilización de la inferencia bayesiana es el modelo muestral de regresión denominado BART. Como en todo los modelos bayesianos necesitamos de una función de verosimilitud sobre un conjunto de parámetros, $\theta \in \Theta \notin \mathbb{R}$, y una distribución previa $\pi(\theta)$, $\theta \in \Theta$. La función de verosimilitud, $L(y|x, z, \theta)$, se deduce del siguiente modelo de regresión aditivo, donde la media de Y se determina a partir de la suma de modelos de estimación de la respuesta:

$$Y = \sum_{j=1}^m g(x, z; T_j, M_j) + \varepsilon, \varepsilon \sim N(0, \sigma^2) \quad (1)$$

donde $g(x, z; T_j, M_j)$ es un árbol binario de regresión (o clasificación si Y fuera categórica) con sus variables y puntos de separación representados por T_j y sus nodos terminales representados por M_j y calculados con respecto al perfil x, z que pertenece al individuo cuya respuesta es Y . Esencialmente g es una función que asigna a cada individuo i su valor medio en el árbol j , $\mu_{ij} \in M_j$. La puntuación final estimada para el individuo i correspondería al promedio de las m puntuaciones. Siendo T_j y M_j parámetros no reales, en este sentido el modelo de regresión es no paramétrico. Es bien conocido que, con el fin de minimizar el error de predicción, los árboles de clasificación tienden a crecer desmesuradamente llegando a producir *overfitting* de la respuesta y que en general es más eficiente un estimador hecho por muchos árboles pequeños que uno hecho por un solo árbol complejo. Ejemplos de este tipo de modelos aditivos son el Boosting (Shapire y Singer, 1999) o el Random Forest (Breiman, 2001).

Para conseguir esto es necesario utilizar una distribución *a priori* de regularización sobre el tamaño de los árboles, $\pi(T, M)$ especificada en Chipman et al (2010). Dicha *a priori* de regularización hace que los árboles no crezcan mucho y que cada uno de los μ_{ij} contribuya de manera marginal a la estimación de la respuesta. Con el fin de poder estimar la distribución *a posteriori* de θ de forma computacionalmente factible, utilizamos una previa conjugada sobre σ^2 , es decir una inversa-gamma que induce a una distribución condicional de σ^2 , $\pi(\sigma^2 | T_1, \dots, T_m, M_1, \dots, M_m)$ que se puede expresar de forma conocida, siendo de nuevo una inversa-gamma. Como se muestra en Chipman et al (2010), los hiperparámetros de todas las distribuciones previas son especificados en relación a la muestra observada, dando lugar a las que se conocen como previas dependientes de los datos. Esta manera de proceder, no es muy ortodoxa en el sentido bayesiano, pero se halla en el conjunto de técnicas conocidas como *empirical Bayes* que son muy populares y que han sido revalorizadas desde el punto de vista teórico en un reciente trabajo Petrone et al. (2013). De todas formas, como se explica también en Hill (2011), los resultados para el análisis de los datos de PISA son robustos respecto a modificaciones de las previas en un entorno de los hiperparámetros estimados.

El modelo BART: estimación

Utilizando las previas especificadas arriba, es posible entonces simular muestras de la distribución *a posteriori* con un esfuerzo computacional no excesivo utilizando Markov Chain Monte Carlo (MCMC), concretamente un Metropolis Hastings dentro de Gibbs. Esto quiere decir que el algoritmo de simulación alterna pasos de Gibbs (como el necesario para simular σ^2) a pasos de Metropolis Hastings cuando las condicionales, para los otros parámetros, no estén disponible en forma conocida. En particular, la distribución que se utiliza para proponer las actualizaciones de los T_j y M_j consiste en añadir/eliminar un nodo terminal, cambiar una variable de separación o su correspondiente punto de separación con ciertas probabilidades detalladas en Chipman et al. (2010). Una vez obtenida la distribución *a posteriori* de

$\theta = (T_1, \dots, T_m, M_1, \dots, M_m, \sigma^2)$, la distribución predictiva para los puntos del PISA test en el individuo es:

$$m(Y_i \setminus x_i, z_i) = \int_{\theta \in \Theta} L(Y_i; \theta) d\pi(\theta \setminus D) \quad (2)$$

que prácticamente se estima generando valores de Y_i , según la distribución normal con la media y la varianza de cada valor θ en la cadena MCMC y los arboles de regresión calculados en x_i y z_i . Concretamente utilizamos $m=500$ arboles y 5000 pasos de MCMC después de un calentamiento de 1000 pasos.

De esta forma se puede estimar la distribución de cada individuo y de su correspondiente respuesta contrafactual, simplemente estimando la respuesta en $z_i = 1$ si el estudiante no tenía ordenador en su escuela y en $z_i = 0$ en caso contrario. Obtenidas dichas distribuciones predictivas a posteriori, se considera la diferencia de las respuestas factual y contrafactual para obtener la distribución del efecto causal individual. Al final, $\pi(ATE \setminus D)$, se estima como el conjunto de todas estas diferencias para todos los individuos. Si luego se requiere la estimación del efecto causal condicional, esto se obtiene simplemente considerando las diferencias en los individuos que cumple con la condición $X = x$.

RESULTADOS

Estadística descriptiva

La base de datos PISA contiene información sobre conocimientos y habilidades de estudiantes que están próximos al final de su periodo de educación obligatoria. Sirve fundamentalmente para determinar la forma en que estos estudiantes están preparados para la vida tras el periodo de educación obligatoria más que centrarse en la evaluación de conocimientos curriculares. La base de datos contiene información sobre desempeño de los estudiantes en lectura, matemáticas y ciencias además de respuestas de los estudiantes, responsables de los colegios y padres. En este artículo nos centraremos únicamente en el desempeño de los estudiantes españoles en matemáticas usando los datos de PISA 2012 dejando así para versiones posteriores un análisis más completo que englobe más países y habilidades. Esto nos deja una base de datos de 25313 observaciones de estudiantes españoles. La forma de interpretar estas observaciones es que corresponden a un muestreo de la población total de manera que cada observación lleva asociado un peso relativo a su importancia poblacional.

En lo referente a nuestra variable dependiente, el desempeño de los estudiantes en matemáticas PISA, muestra cinco valores plausibles. Cada uno de estos valores representa una observación aleatoria obtenida de la distribución a posteriori de la puntuación de los estudiantes. La media poblacional de estos valores puede obtenerse de promediar la media de estos cinco valores plausibles que a su vez ha sido obtenida de una suma ponderada de las 25313 observaciones disponibles.

La variable dependiente tiene un valor medio de 484.3 con una desviación estándar igual a 87.7. Dicha desviación estándar se ha calcula a partir de la raíz cuadrada de la combinación lineal de la varianza de imputación, que estima la desviación entre las estimaciones obtenidas con los diferentes plausibles, y la varianza muestral, que estima la desviación debida a la muestra. La varianza muestral es igual a 7697.9 mientras la varianza de imputación es 0.11 lo que sugiere, en línea con trabajos anteriores, que la mayor parte de la incertidumbre en la estimación poblacional corresponde a la variabilidad muestral y no al hecho de tomar solo uno de los cinco valores plausibles.

La variable explicativa de interés que se utilizará para realizar inferencia causal es el uso de ordenadores. Esta información ha sido obtenida mediante la construcción de una variable artificial TREAT que toma el valor 1 cuando el alumno responde “Sí, y lo uso” a al menos una de estas tres preguntas: ¿Tienes la posibilidad de utilizar en el centro donde estudias alguno de estos aparatos? Un ordenador de sobremesa (IC02Q01), un ordenador portátil o un notebook (IC02Q02) o una tableta (IC02Q03).

Resulta interesante mostrar las características de la distribución de la muestra que, por simplicidad, lo hacemos solo para el primero de los cinco valores plausibles al ser este análisis prácticamente idéntico al que se obtienen con los otros valores. Aplicando el contraste de normalidad propuesto por Royston (1991) basado en un ajuste al test de D’Agostino, Belanger y D’Agostino (1990) se rechazaría la hipótesis de normalidad incondicional a todos los niveles de significación. La hipótesis de normalidad también se rechaza si miramos la distribución de esta variable para los valores 0 y 1 del indicador TREAT definido en el párrafo anterior se encuentra que la hipótesis de normalidad también se rechaza a los niveles de significación habitual en los dos casos. La ausencia de normalidad incondicional o condicional al tratamiento no excluye que la distribución de la respuesta condicional al conjunto de variables considerada no sea normal, como sugiere el análisis de los residuos del modelo BART. Esto es debido a la posibilidad de utilizar modelos muy flexibles en la definición del predictor lineal. Las Figuras 1 y 2 muestran el histograma de la puntuación en matemáticas obtenida por los estudiantes en los dos casos.

Figura 1. Histograma muestral del primer valor plausible sobre puntuación en matemáticas para estudiantes que **no usan** ordenador en su centro escolar

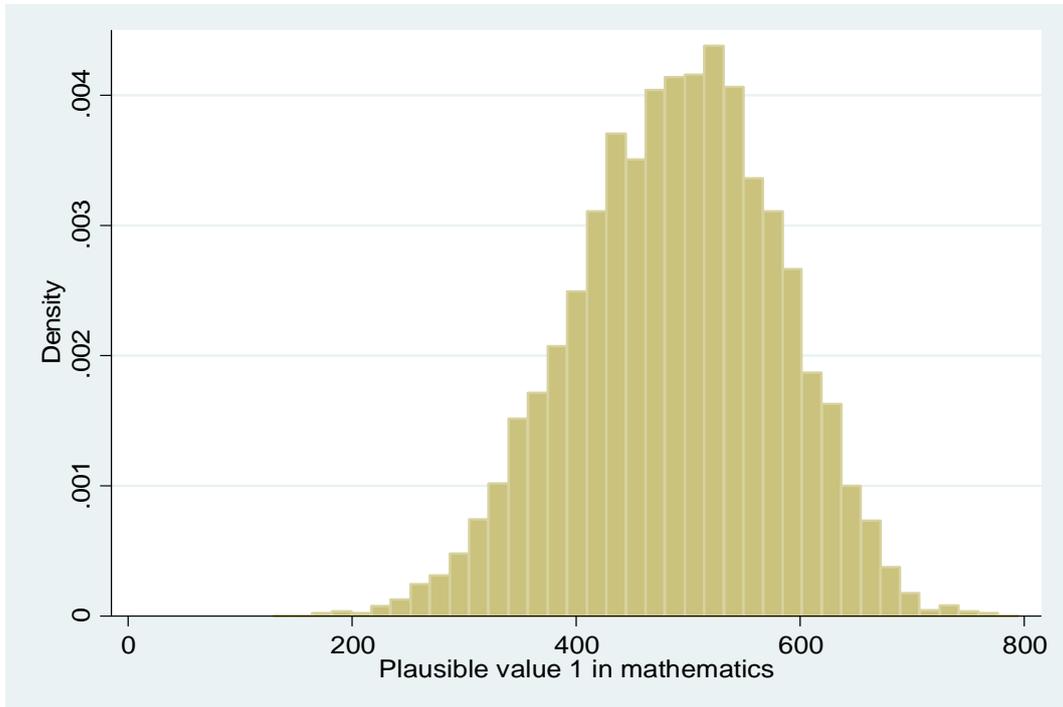
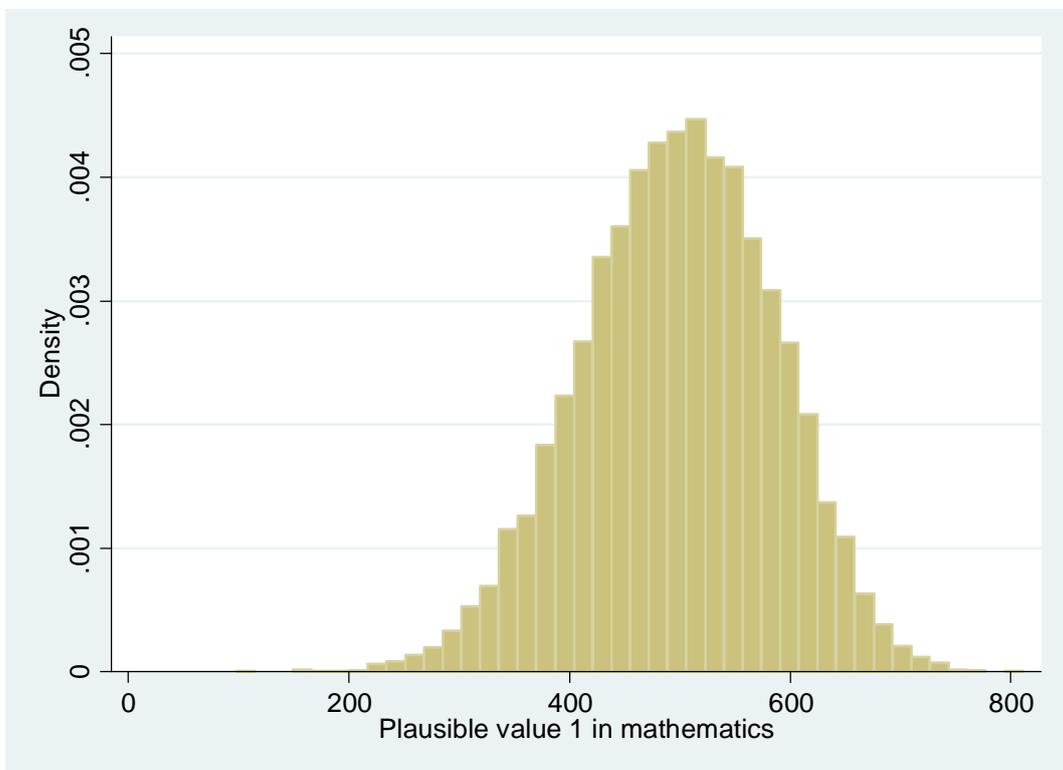


Figura 2. Histograma muestral del primer valor plausible sobre puntuación en matemáticas para estudiantes que **usan** ordenador en su centro escolar



Las variables explicativas adicionales, o covariables, contienen información sobre cómo son sus características previas o innatas, la posición socioeconómica de las familias a las que pertenecen o características del centro escolar en el que estudian. Mientras que las características previas del estudiante pueden observarse fácilmente de sus respuestas a los cuestionarios, los índices fundamentales relativos a la posición socioeconómica de sus familias a las características de la escuela a la que acuden pueden construirse directamente de la información en los cuestionarios, ver por ejemplo OECD (2009). De manera más concreta, las variables consideradas son las siguientes:

Características previas del estudiante

RELATIVE_AGE: Indicador de si el estudiante ha nacido en los primeros seis meses del año.

GENDER: Género.

EARLY_EDUCATION: Indicador de si el estudiante ha asistido a la escuela infantil no obligatoria en el pasado.

Características socioeconómicas de la familia a la que pertenece el estudiante

ESCS: Índice de status económico, social y cultural.

FAMSTRUC: Estructura familiar.

HEDRES: Recursos educativos en casa.

HISCED: Nivel educativo más alto de los padres.

HISEI: Nivel ocupacional más alto de los padres.

HOMEPOS: Posesiones en casa.

IMMIG: Estatus de inmigrante.

TIMEINT: Tiempo de uso del ordenador (en minutos).

WEALTH: Bienestar.

WEALTH2: Bienestar al cuadrado.

Características del colegio

CLSIZE: Tamaño de la clase.

SCMATEDU: Calidad de los recursos educativos de la escuela.

STRATIO: Ratio estudiantes por profesor.

SMRATIO: Ratio estudiantes por profesor en matemáticas.

SCHLTYPE: Indicador de si el colegio es público o privado.

Muchas de estas variables contienen valores no observados que aparecen en la base tomando valores extremos. Como explicaremos más adelante, esto no es un problema en nuestra metodología de estimación ya que las observaciones extremas terminan en nodos pequeños y el modelo automáticamente encuentra nodos que contienen principalmente outliers y estos no invalidan el cálculo de la respuesta media para las observaciones no extremas. Sin embargo, con el fin de mostrar alguna información inicial de estadística descriptiva, que mostramos en el siguiente cuadro, hemos eliminado observaciones con valores extremos y poco creíbles. Claramente, disponer de un ordenador en la escuela determina el valor esperado de muchas de las características de los estudiantes y del colegio y esto es un indicador de la necesidad de controlar por la influencia de todas estas variables en un análisis causal.

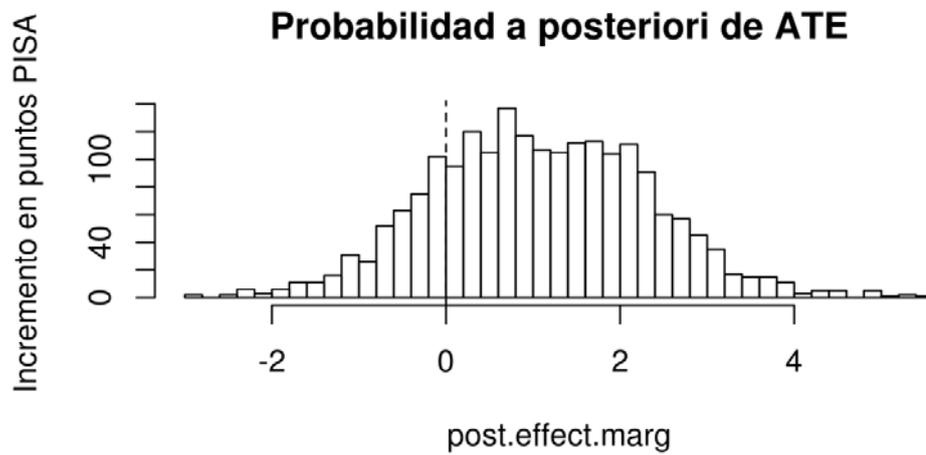
Cuadro 1. Estadística descriptiva para las covariables consideradas en el modelo. Datos muestrales sin ponderar

	COMPUTER=1					COMPUTER=0				
	Nº observaciones	Media	Desviación Estándar	Mínimo	Máximo	Nº observaciones	Media	Desviación Estándar	Mínimo	Máximo
RELATIVE_AGE	17850	0.50	0.50	0	1	7463	0.51	0.50	0	1
GENDER	17850	1.50	0.50	1	2	7463	1.50	0.50	1	2
EARLY_EDUCATION	17850	0.06	0.24	0	1	7463	0.06	0.25	0	1
ESCS	17812	-0.12	0.99	-3.92	2.73	7309	-0.09	1.03	-5.3	2.55
FAMSTRUC	16909	1.91	0.31	1	3	6888	1.90	0.32	1	3
HEDRES	17765	0.10	0.87	-3.93	1.12	7303	-0.02	0.91	-3.93	1.12
HISCED	17599	4.39	1.63	0	6	7219	4.46	1.66	0	6
HISEI	17658	47.58	21.42	11.01	88.96	7248	48.88	21.95	11.01	88.96
HOMEPOS	17784	0.13	0.81	-6.48	3.76	7320	0.07	0.86	-6.65	3.76
IMMIG	17227	1.18	0.57	1	3	7041	1.22	0.61	1	3
TIMEINT	17721	55.22	40.45	0	206	6596	51.57	41.67	0	206
WEALTH	17781	-0.01	0.79	-5.32	2.91	7316	-0.04	0.83	-5.32	2.91
CLSIZ	17850	33.54	24.30	13	99	7463	35.05	25.67	13	99
SCMATEDU	17648	0.11	0.91	-3.59	1.98	7361	0.04	0.90	-3.59	1.98
STRATIO	16700	11.91	6.76	1.11	139	6945	12.06	7.55	1.11	139
SMRATIO	16547	108.02	110.55	2	1820	6917	106.80	90.02	2	1820
SCHLTYPE	17309	2.58	0.58	0	8	7263	2.60	0.60	1	3

Análisis y discusión de resultados con el modelo BART

A continuación, describimos los resultados del análisis para la base de datos descrita arriba utilizando como variable respuesta el primer valor plausible en la prueba de matemáticas PV1MAT. El resultado principal, es decir el efecto causal del uso de los ordenadores en el test de PISA para matemáticas es descrito en la Figura 3 que muestra la aproximación, por medio de extracciones MCMC, de la distribución a posteriori $\pi(ATE \setminus D)$.

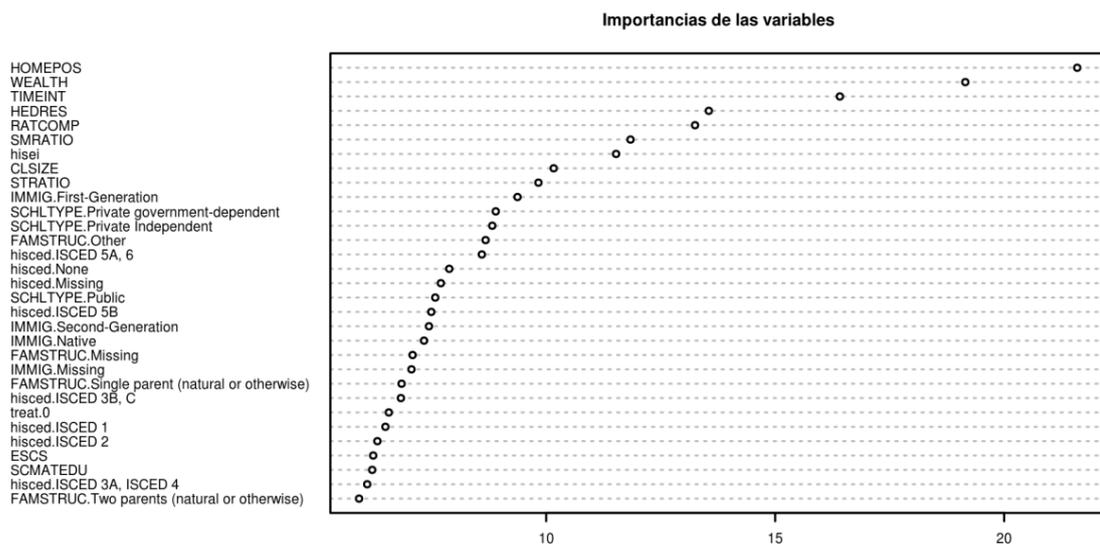
Figura 3. Extracciones de la distribución a posteriori



Según la Figura 3, se puede ver que hay un efecto tendencialmente positivo en el incremento de puntos, aunque hay cierta probabilidad de que no exista o sea incluso negativo. En particular, la probabilidad de un efecto positivo es 0.8, lo que equivale a decir que es 4 veces más probable de que el efecto sea positivo con respecto a nulo o negativo. En media el efecto es de 1 punto y el intervalo de credibilidad del efecto al 95% es (-1.2 , 3.4) lo que quiere decir que hay evidencias para efectos muy positivos o quizás negativos.

Las variables más importantes para explicar la respuesta se miden, de modo muy simple, contando el número de veces que estas variables aparecen en los árboles de clasificación. La Figura 4 ilustra este conteo.

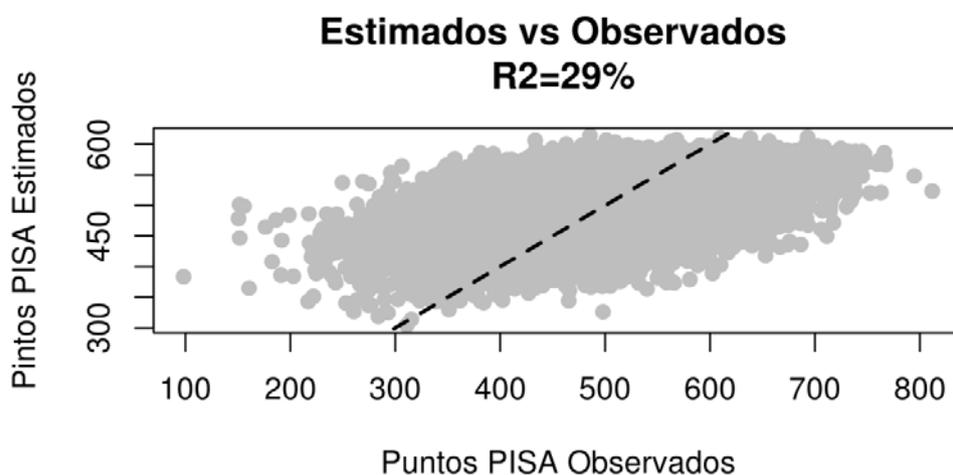
Figura 4. Variables más importantes según el número de veces que aparecen en los árboles



Las variables más importantes son HOMEPOS, TIMEINT, WEALTH y HEDRES. Sin embargo la variable de tratamiento (TREAT) no está entre las más importantes y esto explica porque el efecto causal del uso de los ordenadores no sea excesivamente elevado.

El modelo BART estimado con las covariables indicada en la Figura 4 explica alrededor del 29% de la variabilidad de la respuesta según detallado en la Figura 5. Resulta interesante comparar este procedimiento con una regresión paramétrica lineal mediante mínimos cuadrados ponderados de la variable de interés PV1MATH con respecto a TREAT y todas las demás variables de control ya mencionadas. La regresión resultante tiene un valor del estadístico R^2 igual a 0.22 que tiene un valor sustancialmente más bajo que el obtenido mediante modelos BART. En la estimación paramétrica también puede concluirse que la variable TREAT tiene un efecto positivo pero no significativo a los niveles de significación habitual sobre PV1MATH. En concreto, el valor del coeficiente estimado es igual a 1.9 con un p-valor de 0.13.

Figura 5. Puntos Pisa observados y estimados ($R^2=0.29$)



Esencialmente resulta imposible, con las covariables disponibles explicar un gran porcentaje de la variabilidad de la respuesta. Para obtener porcentajes más elevados, tenemos que considerar el efecto de cada escuela mediante la variable SCHOOLID, pero al hacerlo el efecto causal del uso de los ordenadores tiende a distribuirse prácticamente alrededor de 0. Esto se interpreta como que la heterogeneidad en las escuelas es tal que esconde el efecto del uso de los ordenadores lo que quizá se podría obviar utilizando una base de datos más grande.

Suponiendo que el modelo sea aceptable, es decir, ignorando la heterogeneidad de cada una de las escuelas podríamos estimar de manera muy fácil el efecto causal del uso de los ordenadores condicionalmente a las covariables de interés más usadas en el análisis. El cálculo de todos estos efectos interactivos sería muy complejo bajo una modelización paramétrica, pero resulta muy sencillo mediante modelos BART. Las siguientes Figuras 6 y 7 sugieren cierta tendencia en la asociación del efecto causal con algunas covariables o perfiles de los estudiantes. Estas distribuciones se determinan limitando el análisis anterior sobre las salidas de la cadena MCMC exclusivamente a los individuos en los cuales la variable condicionante asume ciertos valores como el indicado en los BoxPlots o en el eje horizontal de los gráficos en las Figuras 6 y 7.

Figura 6. Distribuciones condicionadas del efecto causal (a)

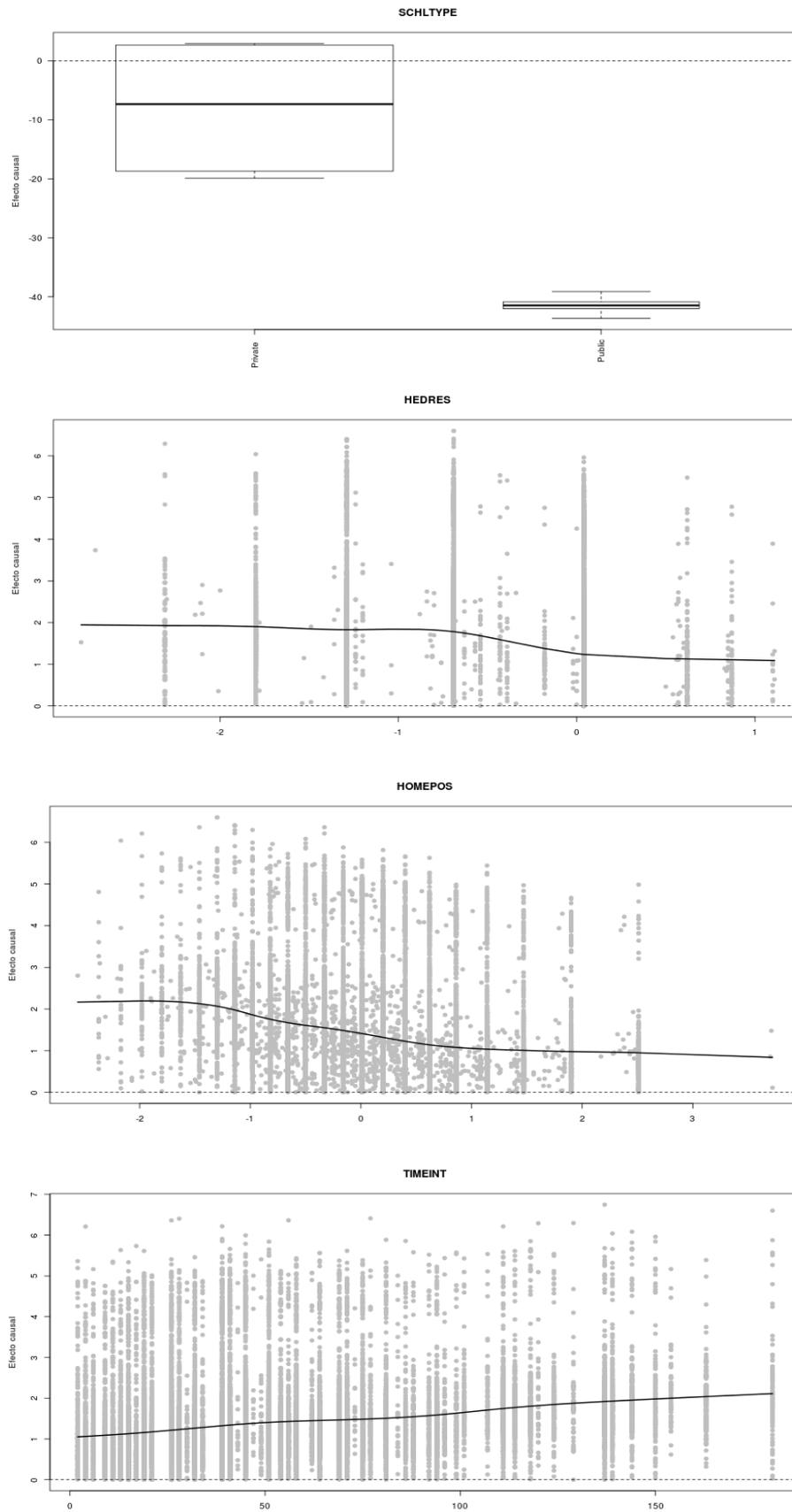
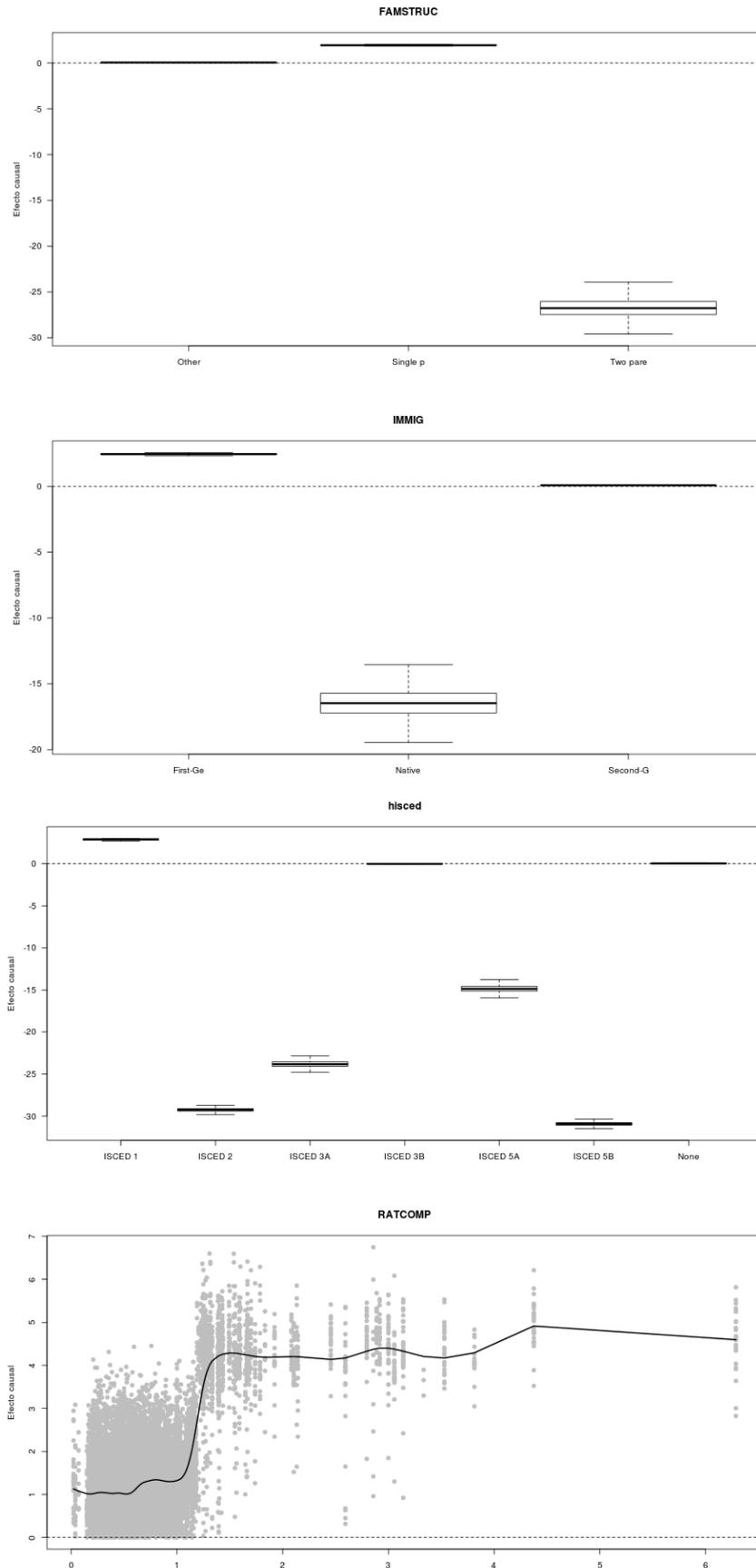


Figura 7. Distribuciones condicionadas del efecto causal (b)



Los resultados encontrados en esta figuras sugieren en primer lugar que la el efecto de variable de tratamiento es condicional al número de ordenadores en la clase y a su tiempo de uso. En concreto, la interacción de la variable de tratamiento con el índice del número de ordenadores en la escuela por el número de estudiantes (RATCOMP) tiene un efecto umbral que parece sugerir que para que la inversión en ordenadores sea efectiva debe superarse un número mínimo de ordenadores por clase. El efecto interactivo del tiempo de uso del ordenador (TIMEINT) con la variable de tratamiento también tiende a ser positivo aunque con una pendiente no muy pronunciada. Esto puede deberse bien a que nuestra variable de tratamiento ya incluye información sobre el uso del ordenador por lo que el efecto marginal de TIMEINT es pequeño.

Resulta especialmente interesante ver como la variable de tratamiento interactúa con otras variables que son indicativas de la posición socioeconómica del estudiante. Un resultado muy remarcable desde el punto de vista político es que, en general, la variable de tratamiento tiende a tener un mayor efecto positivo en estudiantes que pertenecen a entornos más desfavorecidos. Esto puede observarse en la interacción del tratamiento con la posición social (HOMEPOS) y los recursos educativos en la familia del estudiante (HEDRES) y en un mayor efecto en los inmigrantes de primera y segunda generación que en los nativos (INMIGRATE). Sin embargo, el nivel educativo de los padres indicados por HISCED no tiene una interacción clara con la variable de tratamiento.

CONCLUSIONES

Usando la base de datos PISA 2012 hemos estimado el efecto causal del uso de ordenadores en la escuela sobre el rendimiento de los estudiantes en matemáticas para España. Dicha estimación se ha realizado mediante el uso de modelos BART basado en técnicas bayesianas de regresión no paramétrica que cuenta con importantes ventajas comparado con los procedimientos paramétricos más habituales. En concreto, para tratar con la endogeneidad no existe la necesidad de especificar dos modelos uno para la variable de tratamiento, el uso de ordenadores, y otro para la variable de resultados del estudiante. Otras ventajas de este procedimiento residen en menor necesidad de supuestos en la especificación del modelo, la posibilidad de analizar con un elevado número de variables así como los efectos interactivos de cada una de ellas con nuestra variable de decisión y la facilidad en el tratamiento de datos no observados y atípicos.

Se encuentra una moderada evidencia sobre el efecto positivo del uso de ordenadores en el rendimiento escolar de los estudiantes en España. Resulta muy interesante el hecho de que este efecto positivo parece ser significativamente mayor en estudiantes que pertenecen a grupos socioeconómicos más desfavorecidos lo que refuerza la consideración de este tipo de intervención como una herramienta para conseguir mayor equidad. También se encuentra que el efecto de esta política depende de una forma no monótona del modo en que se usan los ordenadores y de la proporción de alumnos por profesor.

Este trabajo constituye una primera aproximación del análisis del efecto causal de los ordenadores en el rendimiento escolar. El hecho de que los resultados no hayan sido claramente significativos puede deberse a que efectivamente la variable no tenga un impacto importante sobre el rendimiento escolar. Para encontrar resultados más concluyentes habrá que repetir este mismo análisis con la base de datos internacional que cuenta con mayor número de observaciones. En una versión posterior de este artículo estudiaremos el efecto causal de los ordenadores considerando los datos PISA 2012 para un grupo representativo de países.

REFERENCIAS

- Angrist, J., y V. Lavy (2002). "New Evidence on Classroom Computers and Pupil Learning". *The Economic Journal*, 112, 735-765.
- Banerjee, A., S. Cole, E. Duflo y L. Linden (2008). "Remedying Education: Evidence from Two Randomized Experiments in India", *Quarterly Journal of Economics*, 122(3), 1235-1264.
- Barro, R. (2001). "Human capital and growth". *American Economic Review*, 91(2), 12–17.
- Breiman, L. (2001). "Random forests". *Machine Learning*, 45, 5-32.
- Chipman H.A., George E.I., Mculloch R. (2010). "BART: Bayesian Additive Regression Trees", *The Annals of Applied Statistics*, 4(1), 266–298.
- D'Agostino, R.B., A.J. Belanger y R.B. D' Agostino, Jr. 1990. "A suggestion for using powerful and informative tests of normality". *American Statistician* 44: 316-321.
- Dawid, A. P. (2000). "Causal Inference Without Counterfactuals". *Journal of the American Statistical Association*. 95 (450), 407-424.
- Fuchs, T. y L. Woessman (2004). "Computers and Student Learning: Bivariate and Multivariate Evidence on the Availability and Use of Computers at Home and at Schools", *Brussels Economic Review*, 47, 359-389.
- Goolsbee, A. y J. Guryan (2006). "The Impact of Internet Subsidies in Public Schools", *The Review of Economics and Statistics*, 88(2), 336–347.
- Hill, L.H. (2013). "Bayesian Nonparametric Modeling for Causal Inference", *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 20(1), 217-240.
- Hanushek, E., & Kimko, D. (2000). "Schooling, labor force quality and economic growth". *American Economic Review*, 90(5), 1184–1208.
- Kirkpatrick, H. y L. Cuban (1998). "Computers Make Kids Smarter – Right?", *TECHNOS Quarterly for Education and Technology*, 7(2), 1-11.
- Leonti, M., S. Cabras, C. Weckerle, M. Solinas, and C. L. (2010). "The causal dependence of present plant knowledge on herbals—contemporary medicinal plant use in campania (italy) compared to matthioli (1568)", *Journal of Ethnopharmacology* 130 (2), 379–391.
- Leuven, E., M. Lindahl, H. Oosterbeek y D. Webbink (2007). "The effect of extra funding for disadvantaged pupils on achievement", *The Review of Economics and Statistics*, 89(4), 721–736.

Lochner, L. (2011). "Non-Production Benefits of Education: Crime, Health, and Good Citizenship," NBER Working Papers 16722, National Bureau of Economic Research, Inc.

Machin, S., S. McNally y O. Silva (2007). "New Technology in Schools: Is There a Payoff?," *Economic Journal*, 117(522), 1145-1167.

OECD, PISA 2009 Technical Report, OECD, Paris.

Petrone, S., Rousseau, J., y Scriocciolo, S. (2013). "Bayes and empirical Bayes: Do they merge?," *Biometrika* (to appear).

Royston, P. (1991). "Comment on sg3.4. and an improved D'Agostino test". Stata Technical Bulletin 3: 23-24. Reprinted in Stata Technical Bulletin Reprints, 1, 110-112. College Station, Tx: Stata Press.

Schapire, R.E. y Singer, Y. (1999). "Improved boosting algorithms using confidence-rated predictions", *Machine Learning*, 37, 297-336.

Spiezia, V. (2010). "Does Computer Use Increase Educational Achievements? Student-level Evidence from PISA," *OECD Journal: Economic Studies*, 1, 1-22.

4. CRISIS, IGUALDAD DE OPORTUNIDADES Y RESULTADOS EDUCATIVOS EN ESPAÑA: UNA VISIÓN RETROSPECTIVA DESDE PISA 2012

JOSÉ GARCÍA MONTALVO

Universidad Pompeu Fabra e ICREA-Academia

4. CRISIS, IGUALDAD DE OPORTUNIDADES Y RESULTADOS EDUCATIVOS EN ESPAÑA: UNA VISIÓN RETROSPECTIVA DESDE PISA 2012

José García Montalvo

Universitat Pompeu Fabra e ICREA-Academia

INTRODUCCIÓN

El objetivo fundamental de los estudios PISA es comparar los resultados de los alumnos de 15 años en tres disciplinas fundamentales entre diferentes países para intentar obtener indicaciones sobre los factores determinantes de dichos resultados comparativos. La mayoría de los estudios académicos también se centran en analizar los factores que explican las diferencias en los resultados de los estudiantes entre países, bien usando variables macroeconómicas o utilizando las diferencias en las medias obtenidas a partir de los datos micro de PISA. Ejemplos recientes se pueden encontrar en Fuchs (2004), Ammermueller (2007), Deutsch y Silber (2010), Zhang y Lee (2011) o Boulhol y Sicari (2013).

Sin embargo los datos de PISA acumulan cinco oleadas de información con la disponibilidad de PISA 2012. Por tanto la comunidad científica empieza a disponer de una serie temporal con suficientes años como para permitir un análisis de cambios en el tiempo. Ciertamente la información de PISA no se puede utilizar para extraer conclusiones causales puesto que se trata de datos observacionales. No obstante la disponibilidad de cinco oleadas de información mejora la posibilidad de extraer enseñanzas interesantes de la evolución temporal de los indicadores de resultados y su relación con los factores económicos, estructura de la enseñanza, recursos disponibles, etc. Recientemente la OCDE (2010c) realizó un estudio comparativo, básicamente descriptivo, de los resultados de PISA 2000 versus PISA 2009 en lectura utilizando la posibilidad de compara estos dos estudios por motivos metodológicos que se comentarán con

posterioridad. En la literatura académica existen algunos ejemplos de comparaciones intertemporales de los resultados de PISA, normalmente asociados con una descomposición de las diferencias temporales¹.

El objetivo de este trabajo es analizar la evolución de la relación entre el nivel socioeconómico y los resultados de los alumnos en el caso español. En el momento de realizar este trabajo están disponibles únicamente los datos españoles y, por tanto, si se realiza alguna comparación con datos internacionales con un objetivo contextualizador, se referirá a las oleadas anteriores. Desde la realización del último PISA se ha producido un hecho muy importante: la agudización de la crisis económica ha provocado un proceso de reducción de los presupuestos públicos que ha afectado a todos los sectores, incluyendo entre los mismos la educación. El objetivo específico de este trabajo es analizar todas las dimensiones posibles de la igualdad de oportunidades y su impacto sobre los resultados de PISA para determinar si el efecto de la consolidación fiscal sobre los recursos disponibles ha tenido alguna influencia en dicha relación.

LA COMPARACIÓN TEMPORAL DE LOS RESULTADOS DE PISA: UN EJERCICIO COMPLEJO

En principio podría pensarse que comparar los resultados de los diferentes estudios PISA en el tiempo consiste simplemente en derivar sus medias y calcular su evolución en el tiempo. Desafortunadamente el ejercicio no es tan simple. En primer lugar el estudio PISA tiene en cada oleada un tema principal (“full assessment”) aunque se realicen pruebas para las tres disciplinas (lectura, matemáticas y ciencias) en cada oleada. El cuestionario del tema principal es tratado con profundidad y recoge gran cantidad de subapartados clasificados por campos específicos. Los campos secundarios en cada oleada tienen un cuestionario menos detallado y que no recorre todos los subcampos con profundidad. Los campos principales de cada oleada aparecen reflejados en el Cuadro 1.

Cuadro 1. Materias principales en cada oleada

2000	Lectura
2003	Matemáticas
2006	Ciencias
2009	Lectura
2012	Matemáticas

¹ Barrera-Osorio et al. (2011) presentan un ejemplo reciente de descomposición Oaxaca-Blinder de los resultados de matemáticas en Indonesia entre 2003 y 2009.

El segundo problema, relacionado con el anterior, es la necesidad de la existencia de un “full assessment” de la materia para que se pueda establecer alguna comparabilidad con los siguientes PISA. Para que se pueda realizar una medida estadísticamente adecuada del cambio en la puntuación de una determinada materia entre diferentes estudios PISA es necesaria la existencia de ítems comunes en cada cuestionario. Esto solo es posible después del primer “full assessment” y es bastante complicado cuando no se comparan dos años donde se ha producido un “full assessment” de la misma materia. Por ejemplo los resultados del PISA 2000 en el campo de matemáticas no son comparables con los de 2006 ni 2009 ni 2012 puesto que el primer “full assessment” no se produjo hasta 2003. La comparación estadísticamente más adecuada de la materia de matemáticas, principal en PISA2012, se produce en relación a 2003. Por tanto podemos establecer tres categorías de comparaciones temporales: comparaciones no adecuadas por producirse entre un año anterior a un “full assessment” y un año posterior (o entre dos años anteriores a un “full assessment” como en el caso de ciencias en 2000 y 2003); las comparaciones entre años posteriores a un “full assessment”; las comparaciones más adecuadas que se producen cuando se realizan utilizando dos años donde la materia ha sido principal.

El índice de adecuación depende del número de ítems que pueden ser enlazar entre cuestionarios de diferentes años. Por ejemplo, en lectura se pueden enlazar 39 ítems entre el cuestionario de 2000 y el de 2009 del total de 101 ítems del cuestionario de 2009². Sin embargo los enlaces en los ciclos intermedios (2003, 2006 y 2009) solo alcanzan a 26 ítems³. Esto significa, por tanto, que al realizar inferencia respecto al cambio de la puntuación entre dos oleadas de PISA es necesario considerar no solo el error muestral de la estimación sino también la estimación del error de enlace (“linking error”)⁴. OCDE (2010, c) presenta los errores de enlace en la escala PISA para comparaciones de parejas de oleadas. Nótese que en las siguientes páginas no se puede considerar el error de enlace cuando se hable de la comparación de las diferencias en matemáticas puesto que no se ha presentado todavía los errores de enlace entre 2003 y 2012 para matemáticas⁵.

Teniendo en cuenta las precisiones anteriores es posible comenzar a presentar comparaciones en el tiempo. El Cuadro 2 presenta la evolución temporal de los resultados en los tres campos desde el año 2000. En rojo aparecen señalados los años en los que la materia fue principal y en azul los años anteriores al primer “full assessment”.

² OCDE (2010, c), pag. 112-113.

³ Originalmente 28 ítems pero finalmente se consideraron solo 26 pues los otros dos fueron considerados insatisfactorios estadísticamente.

⁴ Gebhardt y Adams (2007) discuten diferentes procedimientos de enlace de los ítems de distintas oleadas y como dichos procedimientos producen tendencias que, en algunos países, pueden ser algo distintas en función del método elegido. Las diferencias para el caso español reportadas por Gebhardt y Adams (2007) son poco relevantes.

⁵ En cualquier caso los errores de enlace reportados en OCDE (2010, c) muestran que el campo de las matemáticas es el que presenta, con diferencia, menores errores. En general los errores de enlace en matemáticas son una tercera parte de los que aparecen en lectura.

Cuadro 2. Evolución temporal de los resultados de PISA de los alumnos españoles

	Lectura	Matemáticas	Ciencias
2000	492.55	476.3	490.93
<i>sd</i>	3.06	3.12	2.95
2003	480.53	485.1	487.09
<i>sd</i>	2.6	2.4	2.61
2006	460.83	479.95	488.42
<i>sd</i>	2.23	2.33	2.56
2009	481.04	483.49	488.25
<i>sd</i>	2.02	2.1	2.05
2012	487.93	484.31	496.44
<i>sd</i>	1.9	1.89	1.82

El Cuadro 2 muestra que en 2012 se ha producido una recuperación en lectura y ciencias respecto al nivel de 2009. De hecho en el caso de ciencias la puntuación media es la mejor desde el comienzo de los estudios PISA aunque, estrictamente hablando se debería señalar que es mejor que la primera comparable (PISA 2006). En matemáticas prácticamente no se ha producido ningún cambio. El Cuadro 3 muestra los cambios en las puntuaciones en las oleadas y materias en las que dicha comparación es adecuada. Tanto en lectura como en ciencias se han producido avances desde el último estudio (PISA 2009) aunque en lectura el cambio no es estadísticamente significativo⁶. El cambio importante en ciencias se ha producido en el estudio de 2012 que ha elevado significativamente la media tanto frente a 2006 como frente a 2009.

⁶ La diferencia es significativa teniendo en cuenta el error muestral pero no cuando se considera también el "linking error".

Cuadro 3. Cambios en las puntuaciones medias de los resultados de PISA en España

Cambios	Lectura	Matemáticas	Ciencias
2000-2012	-4.6	nc	nc
2000-2009	-11.5	nc	nc
2003-2012	7.4	-0.8	nc
2006-2012	27.1	4.4	8.0
2009-2012	6.9	0.8	8.2

Nota: en negrita las diferencias significativas. Nc: no comparable

Obviamente las diferencias que aparecen en el Cuadro 3 se refieren a periodos de tiempo que no son homogéneos puesto que el objetivo es comparar oleada donde dicha comparación sea adecuada. Por este motivo el Cuadro 4 presenta una estimación de las tendencias entendidas como el cociente entre la diferencia de varios años y el número de años transcurridos entre las dos oleadas. Las conclusiones son similares a las observadas en el Cuadro 3. Se observa una clara recuperación de los resultados en lectura y una mejora significativa en ciencias entre 2009 y 2012.

Cuadro 4. Tendencia en los resultados

Tendencia Anualizada			
2000-2012	-0.39	nc	nc
2000-2009	-1.28	nc	nc
2003-2012	0.82	-0.09	nc
2006-2012	4.52	0.73	1.34
2009-2012	2.30	0.27	2.73

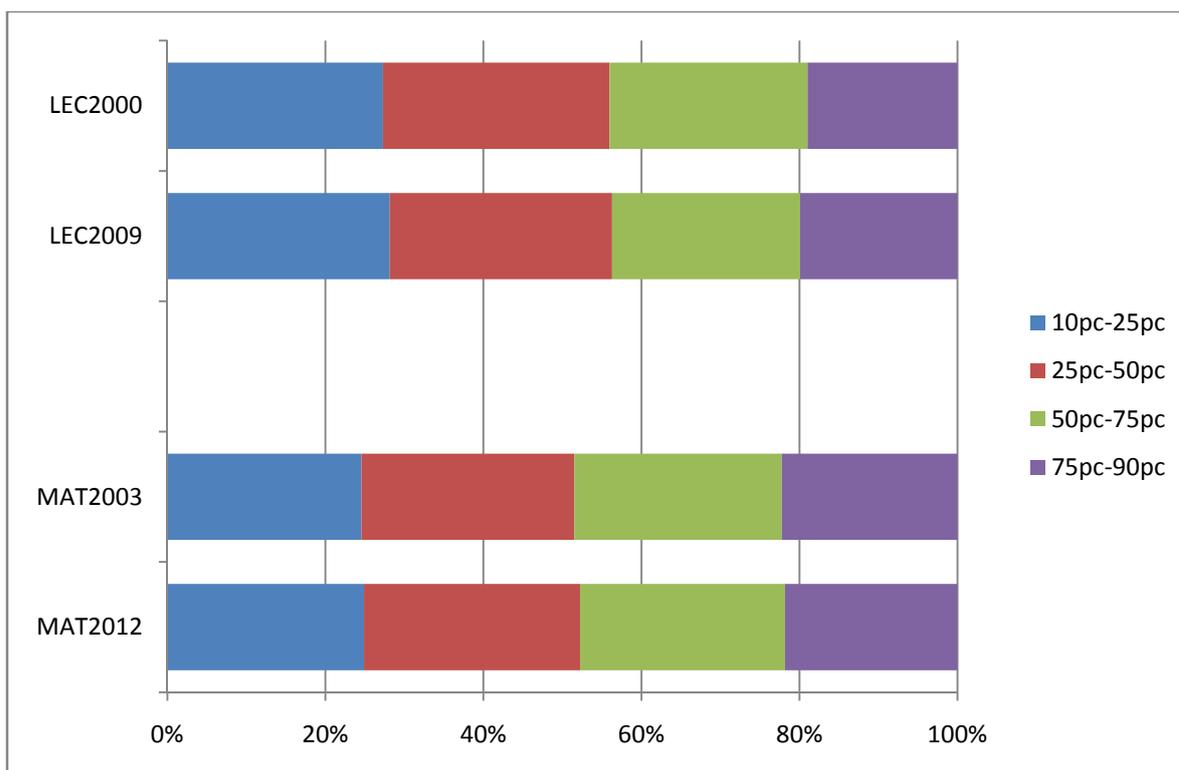
Otra forma de mirar a los resultados comparados es analizar con más detalle la distribución de las puntuaciones y no solo las medias. El Cuadro 5 presenta la evolución de la puntuación media para cinco percentiles en las dos materias que ya cuentan con dos años de comparación como materia principal.

Cuadro 5. Evolución de las medias por percentiles

Percentil	Matemáticas	Lectura	Diferencias corte transversal	
	2012	2009	2012	2009
10	378.8	364.5		
25	435.8	428.8	57	64.3
50	498.4	493.1	62.6	64.3
75	557.8	547.5	59.4	54.4
90	607.8	593	50	45.5
	2003	2000	2003	2000
10	384.2	379.3		
25	438.2	438.4	54	59.1
50	497.5	500.5	59.3	62.1
75	555.2	554.8	57.7	54.3
90	604.1	595.9	48.9	41.1
	Diferencias temporales			
10	-5.4	-14.8		
25	-2.4	-9.6		
50	0.9	-7.4		
75	2.6	-7.3		
90	3.7	-2.9		

Respecto a la distribución de las puntuaciones a lo largo del tiempo en el tratamiento de las materias que son principales en dos oleadas (lectura y matemáticas) se observa que la diferencia entre el percentil 10 y el 90 ha aumentado en 11,9 y 9,1 puntos respectivamente. También la ratio de la puntuación del percentil 90 sobre el percentil 10 ha aumentado pasando de 1,57 (igual para matemáticas y lectura en el primer año de materia principal) a 1,62 y 1,60 respectivamente en el segundo año. La interpretación de los percentiles es más sencilla en matemáticas, donde la media casi no ha cambiado, que en lectura, donde la media entre 2000 y 2009 había caído significativamente. Para facilitar la interpretación la Figura 1 incluye la proporción del cambio total que supone la variación entre dos percentiles consecutivos. El gráfico muestra que no ha existido tampoco un cambio significativo de la distribución de las puntuaciones en matemáticas entre 2003 y 2012.

Figura 1. Cambio en la media por percentiles sobre el cambio total



EVOLUCIÓN DEL ESTATUS SOCIOECONÓMICO

Una de las características más importantes de un sistema educativo es su capacidad para general igualdad de oportunidades. Es bien conocido a partir de numerosas investigaciones que existe una relación clara entre resultados de los estudiantes y origen socio-económico. Esta relación puede tener diferentes explicaciones. La disponibilidad de más recursos puede permitir que el estudio y la formación sean más provechosos. Unos padres con niveles de estudios superiores pueden tener más clara la importancia de la educación en el bienestar futuro de sus hijos y, por tanto, invertir más tiempo en la educación de sus hijos. Reardon (2011) señala que entre 1980 y 2010 la diferencia entre las puntuaciones de estudiantes de familias en el 10% de la distribución de la renta y los que están en el 90% ha aumentado un 40% frente a los 20 años anteriores. En 2010 la diferencia en el SAT⁷ entre estos dos grupos de estudiantes alcanzó los 125 puntos frente a los 90 puntos de los años 80. Esto es casi el doble de los 70 puntos de diferencia que existen entre blancos y afroamericanos. El aumento de esta diferencia no se produce por la caída de las puntuaciones de los estudiantes de menor nivel socioeconómico. Al contrario, en este grupo los estudiantes de nueve años tienen los conocimientos que sus padres tenían a los 11 años. Reardon (2011) señala que la diferencia se produce fundamentalmente por que los estudiantes que provienen de familias de mayor nivel

⁷ El SAT (Scholastic Assessment Test) es la prueba estandarizada por la mayoría de las universidades norteamericanas en el proceso de admisión.

socioeconómico entran en el parvulario con un nivel muy superior a los estudiantes de familias de menor estatus socioeconómico. Este autor concluye que las causas son fundamentalmente un ambiente familiar más estable y padres más conscientes de la creciente importancia de la educación en el futuro profesional. Esto produce una inversión superior en tiempo de los padres, que en muchas ocasiones hacen de tutores académicos, y además tienen la capacidad económica para acceder a mejores guarderías y parvularios.

Los estudios PISA permiten analizar la influencia del nivel socioeconómico de la familia sobre los resultados de los hijos. El análisis de la evolución temporal de dicha relación permite valorar hasta qué punto ha cambiado la importancia del origen socioeconómico en la explicación del cambio en las puntuaciones de las pruebas cognitivas. PISA utiliza como indicador de nivel socioeconómico familiar el denominado Índice de Estatus Económico, Social y Cultural (ESCS en sus siglas inglesas). Este indicador combina información de la educación y la ocupación de los padres con indicadores de posesiones del hogar⁸. El índice se deriva de tres variables: el llamado ISEI o índice de estatus de la ocupación (el mayor del padre y de la madre); el nivel de educación del padre o de la madre (el que sea mayor) utilizando la transformación a partir de los años de educación; y el índice de posesiones familiares obtenido a partir de integrar diferentes activos familiares (tener habitación propia, acceso a internet, un sitio silencioso para estudiar, número de teléfonos, televisiones, ordenadores, coches, libros, etc.)⁹. El ESCS se obtiene a partir de los pesos del primer componente principal y se normaliza para tener una media de 0 y una desviación estándar de 1 para el conjunto de países de la OCDE. Formalmente el ESCS se define como:

$$ESCS = \frac{\gamma_1 HISEI + \gamma_2 PARED + \gamma_3 HOMEPOS}{\omega}$$

Donde HISEI es el nivel ocupacional más alto de padre o madres; PARED es el nivel educativo más alto de padre o madre; y HOMPOS es un índice de posesiones familiares. ω representa el valor propio del primer componente principal. El Cuadro 6 muestra los pesos de los factores y los índices de fiabilidad para España y el conjunto de la OCDE. La fiabilidad es elevada en todos los casos y muy similar en el caso español al del resto de países de la OCDE

⁸ Desafortunadamente PISA no pregunta por el nivel de renta de la familia. El ESCS para el año 2000 fue calculado con posterioridad a la disponibilidad inicial de la base de datos de 2000 y utilizó cinco indicadores: mayor ISEI, mayor nivel educativo y tres índices de posesiones (físicas, culturales, y educativas).

⁹ El índice de fiabilidad del constructo a partir de los 13 ítems de posesiones era del 0,7 en el caso español y del 0,71 para el conjunto de la OCDE (OECD 2012).

Cuadro 6. “Factor loadings” y fiabilidad del ESCS

	HISEI	PARED	HOMEPOS	Fiabilidad
2003				
España	0.82	0.79	0.75	0.69
OCDE	0.81	0.8	0.76	0.69
2006				
España	0.84	0.82	0.7	0.69
OCDE	0.81	0.79	0.72	0.67
2009				
España	0.84	0.82	0.68	0.71
OCDE	0.8	0.79	0.7	0.65

El Cuadro 7 muestra la evolución del ESCS en el caso español desde el primer estudio PISA. En primer lugar es importante notar que la media es negativa por lo que podemos afirmar que el estatus socioeconómico de los alumnos españoles es menor que el de la media de la OCDE, que por construcción es 0. Sin embargo se observa un aumento del ESCS en el tiempo desde el -0.56 del año 2000 hasta el -0.19 de 2012. Esto significa que los datos españoles se aproximan a la media de la OCDE en términos del ESCS. La varianza del ESCS también ha disminuido en el tiempo siendo cada vez más similar a la media de la OCDE. La mejora del ESCS a lo largo del tiempo está más relacionada con la mejora del nivel educativo de las familias que con la mejora en la ocupación del padre o la madre (HISEI o índice ocupacional más alto del padre o la madre). En concreto los años medios de educación del padre más formado, o de la madre (MNEDUC), han aumentando en casi tres años entre 2000 y 2012¹⁰.

¹⁰ En 2000 la clasificación de niveles educativos era algo diferente a la utilizada en los estudios PISA posteriores. Para hacer compatible la correspondencia entre años de educación y niveles del ISCED de 2000 se ha tomado la media del nivel 5A y 5B.

Cuadro 7. Evolución de los indicadores relacionados con el estatus socioeconómico en España

	ESCS		HISEI	HNEDUC	MNEDUC
	Media	Varianza	Media	Media	Media
2000	-0.56	1.12	45	9.26	8.13
<i>sd</i>	0.05	0.02	0.62	0.14	0.16
2003	-0.28	1.08	44.29	10.68	9.28
<i>sd</i>	0.03	0.01	0.57	0.15	0.17
2006	-0.29	1.08	44.94	10.91	9.5
<i>sd</i>	0.03	0.01	0.44	0.11	0.13
2009	-0.31	1.09	45.85	11.91	10.65
<i>sd</i>	0.03	0.01	0.47	0.1	0.11
2012	-0.19	1.05	46.94	12.06	10.87
<i>sd</i>	0.02	0.01	0.49	0.08	0.1

Sin embargo la comparación en el tiempo del ESCS es complicada por dos motivos. Los índices escalados como el ESCS tienen una media 0 y una varianza 1 entre los países de la OCDE en cada oleada. Por este motivo los indicadores escalados no son directamente comparables pues están en escalas diferentes en cada oleada. Este procedimiento debe aplicarse a todas las oleadas pero dado que la comparación se centra en 2003 y 2012 se ha utilizado el recalcular que ha realizado la OCDE para el año 2003 reescalado para que sea comparable a 2012. En principio este primer factor no es demasiado relevante.

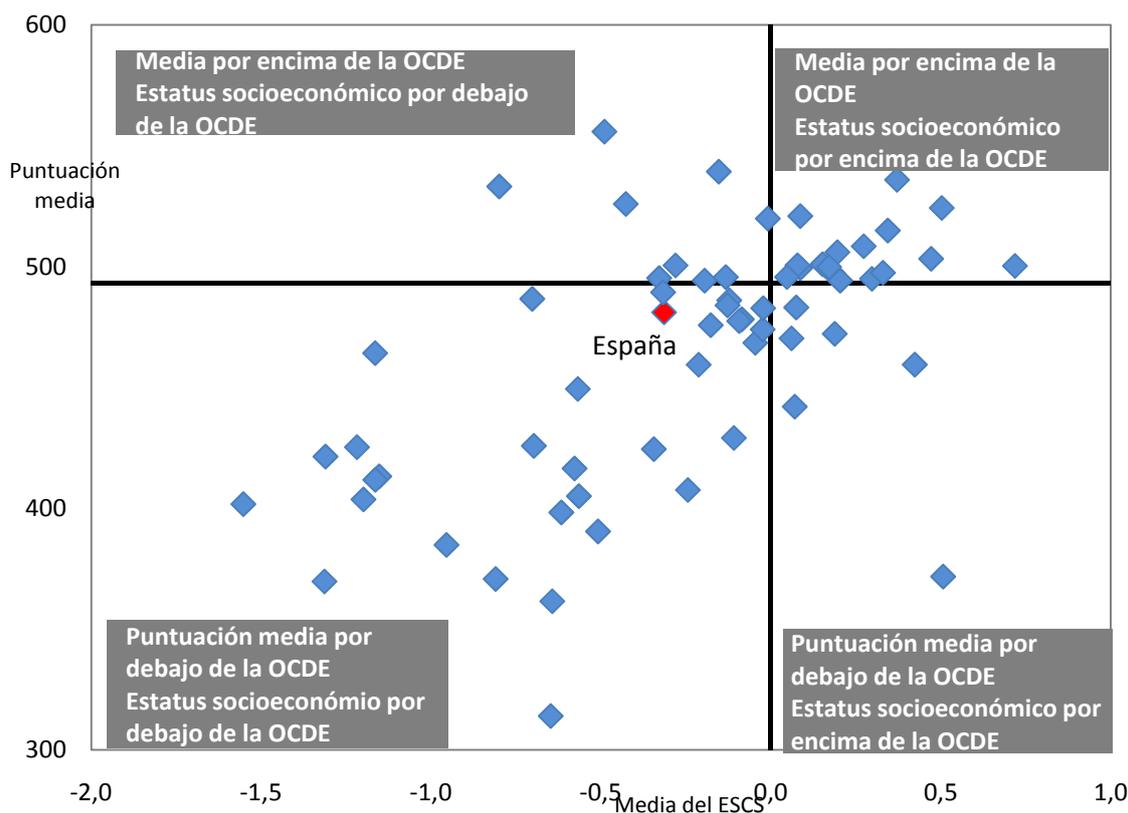
Sin embargo en 2012 se ha producido un hecho muy relevante para la adecuada comparación del ESCS de 2003 y 2012. La codificación del HISEI (ocupación de los padres) se basaba anteriormente en el ISCO-88 (International Classification of Occupations 1988) y en 2012 se ha utilizado el ISCO-08 lo que ha supuesto la actualización del índice socioeconómico internacional (ISEI) al ISEI-08.

Una vez realizado el reescalado la media del ESCS para los estudiantes españoles participantes en el PISA 2003 es -0.51 ($sd=0.04$). El nuevo indicador ESCS_A, actualizado o reescalado, tiene una correlación de 0.95 con el ESCS_O (original). Sin embargo la media es muy inferior y el rango de variación es superior en el ESCS_O. Este nuevo cálculo del ESCS para 2003 tiene consecuencias muy importantes en los resultados como se comentará con posterioridad.

Como viene señalando la literatura educativa desde hace muchos años, en PISA también se observa una relación positiva entre puntuación y estatus socioeconómico. La Figura 2 muestra la relación entre la puntuación media obtenida en la prueba de lectura de PISA 2009 y el índice medio ESCS de cada país. La intensidad de la relación entre puntuación y estatus

socioeconómico mide hasta que punto un sistema educativo es capaz de mejorar con éxito la igualdad de oportunidades. Se puede observar que existe una relación positiva evidente entre puntuación y estatus socioeconómico para el conjunto de países que participan en PISA¹¹. España aparece en el cuadrante que indica un nivel socioeconómico inferior a la media y unas puntuaciones también inferiores a la media. Sin embargo en virtud de multitud de indicadores sabemos que España presenta un sistema educativo donde la influencia del nivel socioeconómico es inferior a mucho otros países y, adicionalmente, la varianza entre escuelas es una de las menores de todos los países lo que indica que la mayoría de la dispersión de las puntuaciones se produce dentro de cada escuela para diferentes niveles socioeconómicos. Por ejemplo, la pendiente del gradiente socioeconómico (relación entre puntuación y ESCS) era 38 en la media de la OCDE para la prueba de lectura de 2009. Esto quiere decir que un aumento en una desviación estándar del ESCS aumenta la puntuación en 38 puntos. En España este gradiente era menor, de 29 puntos. Solo Islandia y México tienen un gradiente inferior. Los países escandinavos, considerados como ejemplo de igualdad de oportunidades educativas, tenían todos gradientes mayores: Finlandia se sitúa en 31; Noruega en 36 y Suecia alcanza los 43 puntos.

Figura 2. Puntuación media y estatus socioeconómico. Lectura 2009



Fuente: OCDE (2010a)

¹¹ Un gráfico con idénticas características se conseguiría en cualquier año y para cualquiera de las áreas.

En las siguientes páginas el objetivo será analizar la evolución en el tiempo de diferentes indicadores de la relación entre el nivel socioeconómico y puntuaciones.

NIVEL SOCIOECONÓMICO Y RESULTADOS DE PISA: UNA PRIMERA APROXIMACIÓN

La influencia del nivel socioeconómico familiar en los resultados cognitivos de los estudiantes es una preocupación fundamental desde el Informe Coleman (1966). Recientemente la OCDE dedicó el volumen II de los resultados de PISA 2009 a analizar detalladamente el efecto del estatus socioeconómico sobre los resultados de PISA en la muestra de países que participa en el estudio (OCDE 2010a). Existen también muchos estudios académicos que vinculan los resultados en pruebas cognitivas con el estatus socioeconómico de los padres del estudiante o la media del estatus de los padres del colegio¹².

En este apartado se presenta una visión general de la evolución de la intensidad de la relación entre las puntuaciones en 2012 y el nivel socioeconómico de las familias españolas. Para poder comparar con los estudios de la OCDE es razonable utilizar el indicador sintético ESCS que, como hemos visto, tiene buenos niveles de fiabilidad y una elevada correlación con otros factores determinantes del nivel socioeconómico de la familia. En primer lugar vale la pena presentar una visión descriptiva y general de la relación utilizando la aproximación a la equidad que utiliza PISA y que se basa en cinco indicadores básicos: intensidad de la relación, pendiente, altura, longitud y linealidad. En términos econométricos estos conceptos se pueden traducir en R^2 ("strength"), coeficiente de la variable ESCS ("slope"), ordenada en el origen frente a media ponderada ("dif.height"), intervalo intercuartílico 5%-95% del ESCS ("length") y pendiente del cuadrado de ESCS. El Cuadro 8, referido en su totalidad a la comparación entre 2003 y 2012 en la prueba de matemáticas, muestra que el coeficiente de determinación se ha incrementado entre 2003 y 2012¹³. Por tanto la capacidad explicativa del nivel socioeconómico ha aumentado¹⁴. El Cuadro 8 también muestra que la pendiente de la relación ha aumentado, siendo la diferencia estadísticamente significativa¹⁵ ($t=4,2$). Igualando a todos los estudiantes al nivel medio de ESCS¹⁶, que después del recentrado es 0, se observa una puntuación 3,1 puntos superior a la media no condicionada en 2003 y 3,3 puntos superior a la media no

¹² Por ejemplo Caldas y Bankston (1997).

¹³ Utilizando el ESCS original de 2003 no existe ningún cambio en la capacidad explicativa de esta variable.

¹⁴ En términos de comparación internacional la capacidad explicativa del ESCS en el caso español siempre ha estado por debajo de la media de la OCDE lo que indica que el nivel socioeconómico tenía menor capacidad explicativa de las puntuaciones en España que en el resto de la OCDE.

¹⁵ Si se utiliza el ESCS original también aparece una diferencia positiva aunque no es estadísticamente significativa.

¹⁶ Como se ha señalado anteriormente la media del ESCS es inferior a 0 en el caso español. Por este motivo se ha procedido a recentrar en 0 la media con los datos españoles.

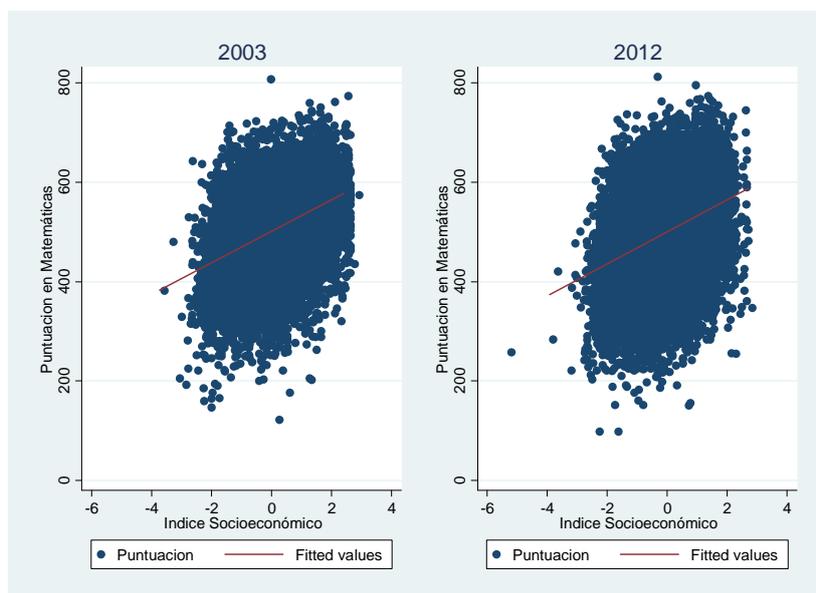
condicionada en 2012. El intervalo intercuartílico 5%-95% del ESCS representa en España 3,2 desviaciones estándar del ESCS y no ha sufrido variación desde 2003¹⁷. Por último el coeficiente del cuadrado de ESCS cuando se introduce en una regresión, no resultaba significativo ni en 2003 ni en 2012. Esto significa que el gradiente se mantiene constante a medida que aumenta el nivel socioeconómico¹⁸.

Cuadro 8. Indicadores simples para España

		2003	2012
R2	"Strength"	12.6	15.8
Pendiente	"Slope"	27.3	33.8
Constante	"Dif.Height"	3.1	3.6
	"Lenght"	3.2	3.2
Linealidad		-0.5	-0.3

La Figura 3 muestra la relación entre puntuaciones en la prueba de matemáticas y ESCS y confirma visualmente una pendiente muy similar en 2003 y 2012. La densidad de puntos es superior en 2012 por considerar un mayor número de observaciones pero la pendiente es prácticamente idéntica.

Figura 3. Relación entre puntuación en matemáticas y ESCS: España 2003-2012



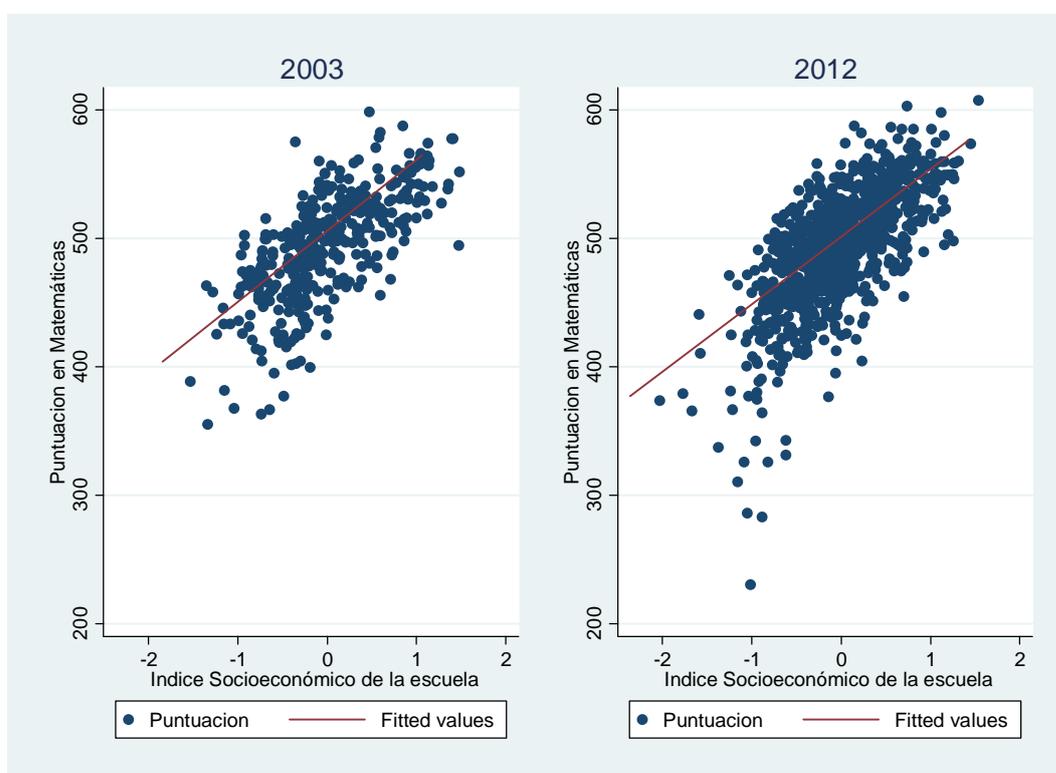
¹⁷ Nótese que en términos de comparación internacional en este indicador España está por encima de la media que suele ser 2,3 desviaciones estándar.

¹⁸ En el conjunto de países de la OCDE la relación entre ESCS y las puntuaciones también es básicamente lineal.

La Figura 3 muestra lo que podemos denominar efecto total de estatus socioeconómico para los resultados de matemáticas en 2003 y 2012. El mismo cálculo se podría hacer para todos los años y áreas de las pruebas¹⁹.

Es evidente los resultados de los alumnos en las pruebas PISA se ven influidos por su nivel socioeconómico, pero también por el nivel de la escuela a la que asisten. La existencia de “peer effects” y la posibilidad de aportar mayor financiación para la mejora de los inputs con los que cuenta la escuela implican que los alumnos cuyos compañeros tienen un nivel socioeconómico más alto también tendrán una puntuación más alta. La Figura 4 muestra la relación entre las puntuaciones medias en matemáticas y el índice socioeconómico medio de las escuelas para los datos españoles de PISA 2003 y 2012. La pendiente es similar en ambos años.

Figura 4. Puntuaciones medias por escuela e índice ESCS medio del centro



El efecto intra y entre escuelas del nivel socioeconómico sobre las puntuaciones es otro indicador interesante y también evoluciona en el tiempo. La pendiente intra-escuela refleja la diferencia en la predicción de la puntuación de dos estudiantes de la misma escuela que tienen una diferencia de una desviación estándar en su origen socioeconómico. La pendiente entre-escuelas refleja la diferencia en la predicción de la puntuación entre dos estudiantes que tienen el mismo nivel socioeconómico pero que van a dos escuelas donde la media del estatus

¹⁹ En este caso al estar considerando la relación entre dos variables que se miden con el mismo instrumento es menos importante que los enlaces entre oleadas de la misma materia sean más o menos precisos. Los gráficos muestran el coeficiente de la regresión utilizando los pesos finales de los estudiantes como factor de ponderación.

socioeconómico de sus compañeros se diferencia en una desviación estándar²⁰. El Cuadro 9 presenta los resultados de los tres estimadores. En el mismo se comprueba que tanto el estimador intra-escuelas como el estimador entre-escuelas han sufrido pequeños incrementos desde el primer punto de comparación pero en ningún caso el cambio es significativo. El Cuadro 9 considera los dos periodos relevantes para las materias de matemáticas y lectura (los dos que ya han tenido dos “full assessments” desde el comienzo de los estudios PISA). El Cuadro 9 también muestra que el efecto entre escuelas es más importante en 2003.

Cuadro 9. Efecto total, intra y entre centros del nivel socioeconómico

	Efecto total	Intra	Entre
LEC2000	28	18	23
LEC2009	29	21	25
MAT2003	27	22	29
MAT2012	33	26	25

Es interesante notar en este punto que mientras el estimador intra-escuelas en el caso español es similar al obtenido para la media de la OCDE en los estudios anteriores, el estimador entre escuelas es muy inferior (en lectura es casi una tercera parte del estimador en el caso de la muestra española). Por tanto, dos alumnos con el mismo nivel socioeconómico que van a diferentes escuelas presentan diferencias en puntuaciones muy superiores en la media de la OCDE. Por ejemplo en 2009 el estudiante que fuera a una escuela cuyos estudiantes tuvieran un nivel socioeconómico medio que superara la media de las escuelas en una desviación estándar tendría en la OCDE una puntuación 61 puntos superior al estudiante que asiste al otro colegio a pesar de que ambos tienen el mismo nivel socioeconómico. En España la diferencia sería tan solo de 25 puntos.

Las Figuras 5 y 6 permiten calibrar la importancia del “shrinking” que se produce respecto a los coeficientes calculados mediante regresiones para las puntuaciones de matemáticas durante 2003 y 2012. El eje de las Y muestran la mejor predicción insesgada (BLUP) del modelo multinivel y el eje de las X el coeficiente de la regresión. El encogimiento respecto al uso de una regresión simple es mayor cuanto menor es la varianza entre-centros y, por tanto, en el caso español es relevante.

²⁰ La desviación intra y entre escuelas se calcula con un modelo de regresión de dos niveles donde la materia puntuada es función del nivel socioeconómico del estudiante y de la media del nivel socioeconómico de los estudiantes de la escuela. El estimador intra se obtiene como la pendiente para la variable ESCS mientras que el estimador entre-escuelas se obtiene del coeficiente de la media del ESCS a nivel de cada colegio.

Figura 5. "Shrinkage" asociado al uso de un modelo multinivel

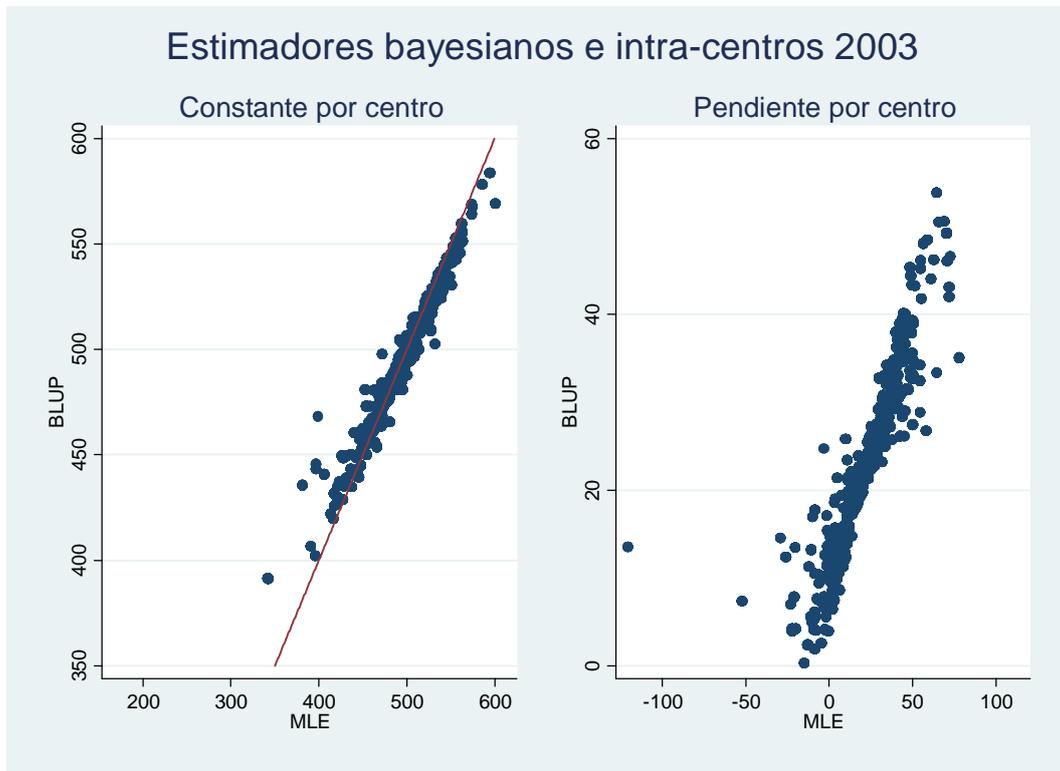
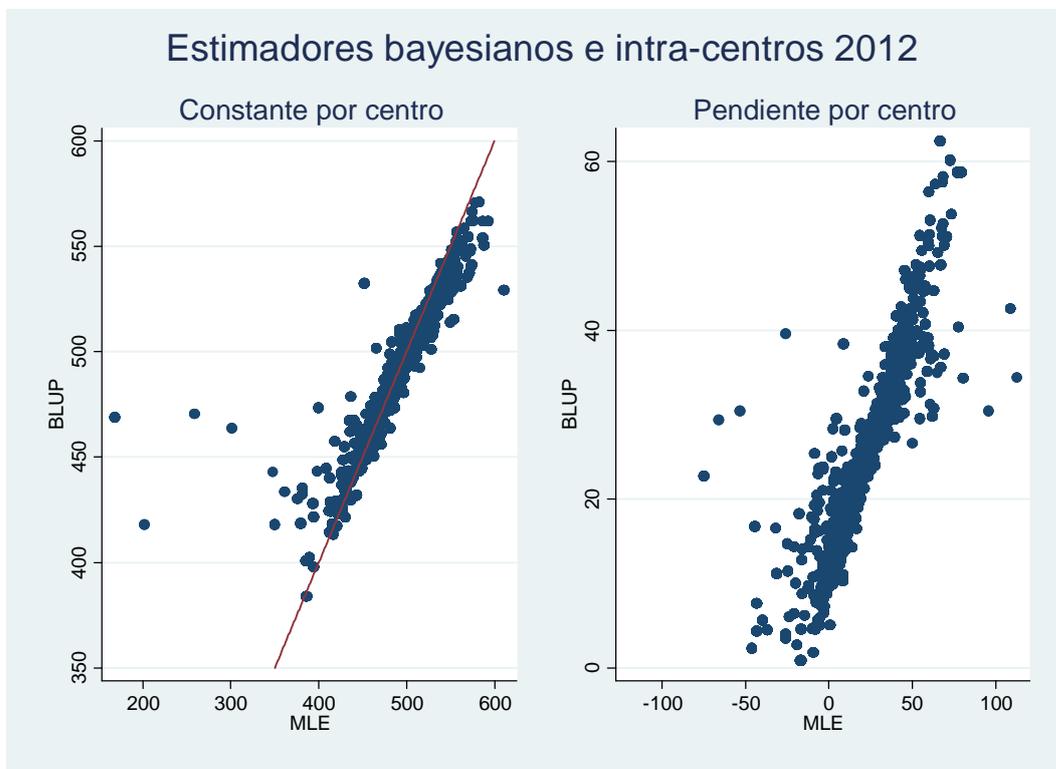
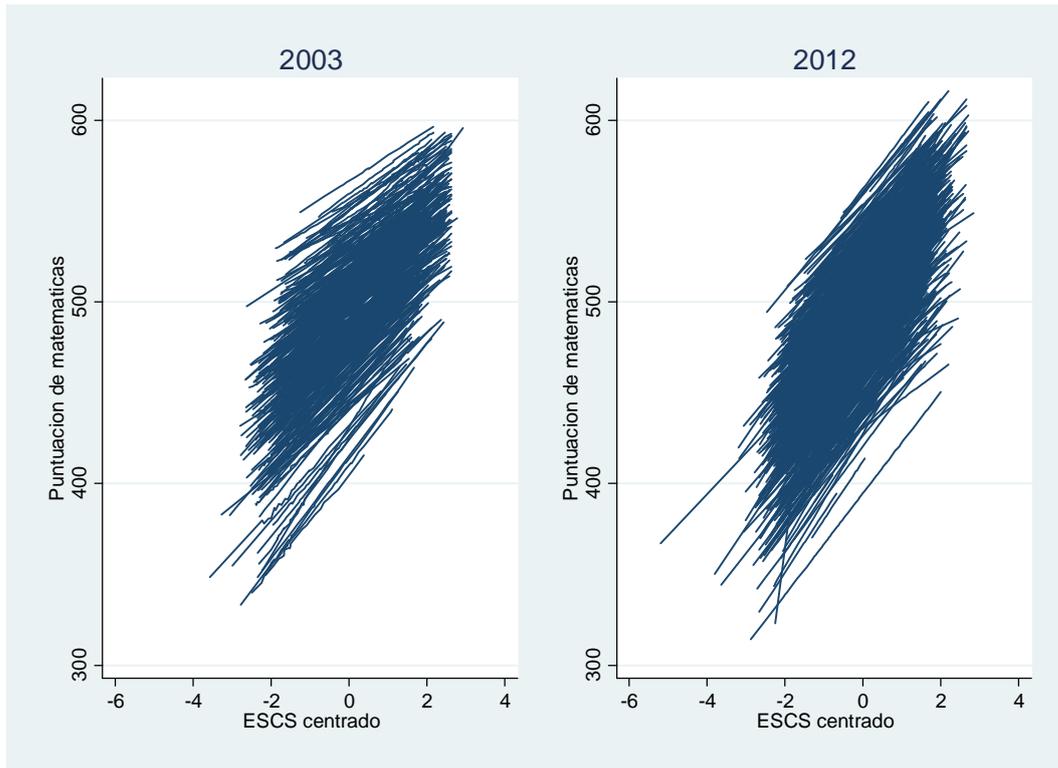


Figura 6. "Shrinkage" asociado al uso de un modelo multinivel



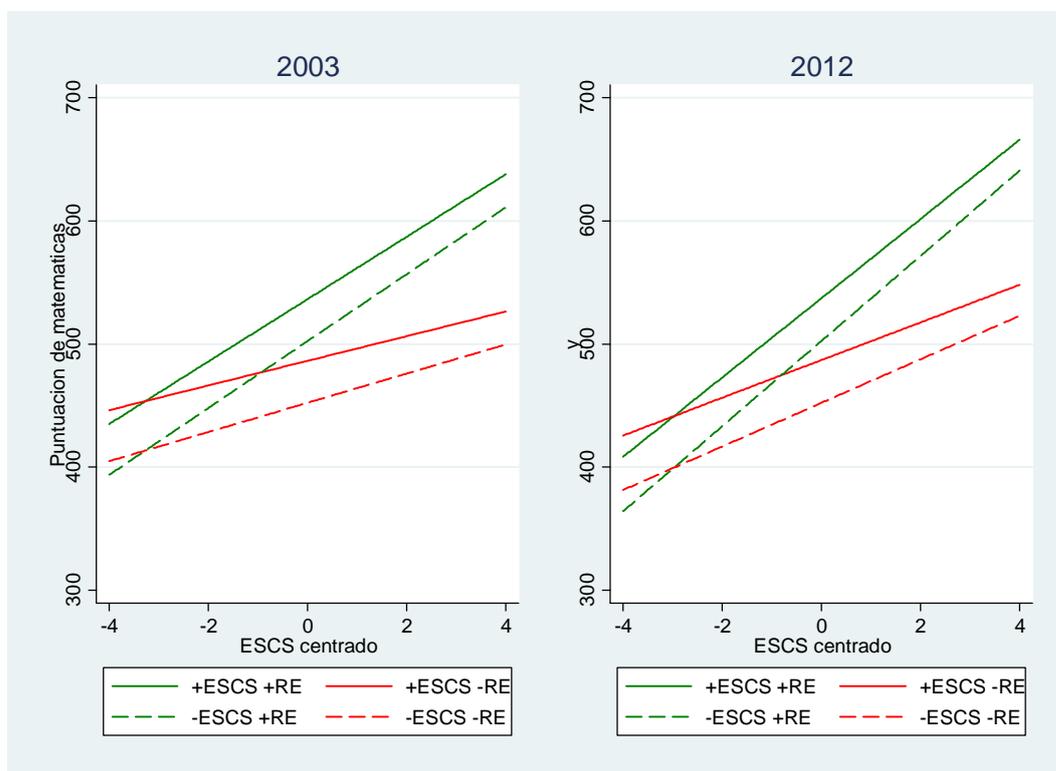
La Figura 7 muestra los gráficos “espagueti” para la relación entre puntuación en matemáticas y estatus socioeconómico en 2003 y 2012. Las diferencias entre escuelas no cambian con el estatus socioeconómico de los estudiantes pues las líneas son básicamente paralelas. Esto significa que se produce la misma diferencia entre escuelas para niveles bajos de ESCS que para niveles altos de ESCS. El resultado es coincidente en ambos años y no se observan cambios.

Figura 7. Gráficos “espagueti” de la relación entre la puntuación en matemática y el ESCS



La Figura 8 compara las líneas de centros con un nivel socioeconómico una desviación estándar por encima (línea continua) y por debajo (línea discontinua) de la media para el caso de características no observables favorables (+re en verde, random effect) y desfavorables (-re en rojo). Las diferencias en la puntuación entre estudiantes con condiciones no observables favorables y desfavorables se mantienen al mismo nivel para todos los valores del nivel socioeconómico del estudiante en 2003 mientras en 2012 se observa una pequeña reducción de la diferencia a medida que aumenta el nivel socioeconómico individual que, en cualquier caso, no es estadísticamente significativa. Además la Figura 8 muestra que los estudiantes de una escuela con una media de nivel socioeconómico alto (una desviación estándar por arriba) tienen una pendiente superior que las escuelas con un nivel socioeconómico medio inferior en una desviación estándar, aunque para niveles de ESCS muy bajos obtienen puntuaciones menores.

Figura 8. El efecto de características no observables sobre la relación puntuación-ESCS



FACTORES DETERMINANTES DE LOS RESULTADOS DE PISA MATEMÁTICAS ENTRE 2003 Y 2012

En esta sección se analizan los factores determinantes de los resultados en PISA 2012 utilizando un modelo multinivel completo y se comparan los resultados con los obtenidos a partir de la información de PISA 2003. El interés fundamental radica en medir el cambio en la influencia del nivel socioeconómico tanto a nivel de la familia del estudiante como a nivel del centro educativo. Este objetivo ha guiado la selección de las variables incluidas en el análisis. Se incluyen como factores determinantes el ESCS, el género, el estatus migratorio, el trimestre de nacimiento y los años en preescolar como variables personales. Entre las variables del centro se incluyen la media del ESCS por centro, el tipo de escuela (privada/concertada o pública), la proporción de estudiantes inmigrantes y la localización del centro (ciudad o gran ciudad). Asimismo se incluyen interacciones del ESCS con la media del centro y con el carácter público o privado del mismo. De esta forma la pendiente de ESCS se hace depender de la media del estatus socioeconómico de los estudiantes del centro y del carácter público o privado del mismo. Considerando las variables del estudiante (X) y del centro (Z) el modelo utilizado puede representarse en forma multinivel

$$MAT_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}ESCS_{ij} + \delta_{1j}M_ESCS_j + \sum_{q=2}^Q \beta_{qj}X_{qij} + \sum_{k=2}^K \delta_{kj}Z_{kij} + \epsilon_{ij}$$

$$\epsilon_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$$

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j} \quad var(u_{0j}) = \tau_{00}$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + \gamma_{11}M_ESCS_j + \gamma_{12}PRIVADA_j$$

$$\delta_{1j} = \pi_{10} + \pi_{11}PRIVADA_j$$

Donde M_ESCS es la media del ESCS por centro. El subíndice ij denota estudiante i del centro j. Los resultados principales no se ven fundamentalmente alterados por la inclusión de un factor aleatorio en los parámetros β_{1j} y δ_{1j} . Para contrastar la significatividad estadística del cambio en las variables relacionadas con el origen socioeconómico se ha utilizado la siguiente especificación

$$MAT_{ijt} = \beta_{0j} + \beta_{1j00}ESCS_{ij} * D2012 + \delta_{1j00}M_ESCS_j \\ + \beta_{1j12}ESCS_{ij} * D2012 + \delta_{1j12}M_ESCS_j * D2012 \\ + \sum_{q=2}^Q \beta_{qj}X_{qijt} + \sum_{k=2}^K \delta_{kj}Z_{kijt} + \epsilon_{ijt}$$

Donde D2012 es una dicotómica que toma valor 1 para el año 2012.

Ciertamente la literatura ha incluido muchas otras variables en la explicación de las diferencias de las puntuaciones en PISA como el grado, la repetición de curso, la estructura familiar o los recursos disponibles por las escuelas. Estas variables están correlacionadas con el estatus socioeconómico de los estudiantes y el centro que son las variables clave que se enfatizan en este estudio. Además el objetivo final es la comparación entre el efecto de las variables socioeconómicas entre 2003 y en 2012 y, por tanto, a no ser que se haya producido un cambio muy significativo en su influencia sobre las puntuaciones y su relación con el nivel socioeconómico su inclusión no alteraría significativamente los resultados. El Cuadro 10 muestra los factores determinantes para el conjunto de la muestra y para los centros públicos y privados separadamente. El estatus socioeconómico tiene un efecto significativo sobre las puntuaciones: un aumento de una desviación estándar en ESCS supone un incremento de casi 25 puntos en la prueba de matemáticas²¹. Es interesante señalar que este resultado es prácticamente idéntico al obtenido en un modelo multinivel donde solo se incluye ESCS y la media de ESCS por centros como variables explicativas. Por tanto, el efecto es muy robusto. El género y el estatus migratorio tienen parámetros muy significativos con signos coherentes con investigaciones anteriores. Haber nacido en el primer trimestre del año tiene un efecto

²¹ Para un análisis complementario ver Villar (2013).

positivo aunque estrictamente no resulta significativo al 5%. La asistencia a educación infantil durante más de un año equivaldría a que el nivel socioeconómico de una familia se incrementara en una desviación estándar, es decir, tiene un efecto muy importante. Respecto a las variables de centro la única que resulta significativa al 5% es la media del nivel socioeconómico de los alumnos del centro y, de nuevo, su estimación es muy similar a la resultante en un modelo multinivel simple sin la mayoría de las variables explicativas que aparecen en el Cuadro 10. El estatus público o privado del centro no tiene un efecto estadísticamente significativo. Este resultado es coherente también con estudios anteriores²². En cuanto a las interacciones la única que resulta estadísticamente significativa es la que relaciona escuela privada y media del ESCS del centro. En particular un centro privado con un nivel de ESCS medio superior en una desviación estándar a la media reduce la puntuación en 7,6 puntos. Las columnas 3 a 6 muestran los resultados separando entre escuelas privadas y públicas. El estatus socioeconómico tiene mayor influencia en las puntuaciones en escuelas públicas que en privadas aunque la diferencia no es significativa. Lo mismo sucede con la media del nivel socioeconómico del centro: tiene mayor impacto sobre las puntuaciones en las escuelas públicas que en las privadas. En este caso la diferencia es estadísticamente significativa. Teniendo en cuenta que el nivel socioeconómico medio de los alumnos que asisten a escuelas privadas es superior al de escuelas públicas esto explica la interacción negativa entre escuela privada y media por centro de ESCS que aparece en la estimación con toda la muestra. Es interesante señalar que el trimestre de nacimiento no tiene efecto significativo en las escuelas privadas pero sí tiene un efecto positivo, aunque pequeño, en las escuelas públicas.

Los resultados para 2003 aparecen en el Cuadro 11. Los resultados son cualitativamente muy similares a los descritos para 2012. En este caso el trimestre de nacimiento es significativo en la muestra total y, además, muy relevante: un estudiante que nació en el primer trimestre del año obtiene 12.4 puntos más que los nacidos en otros trimestres. La importancia de haber cursado más de un año de educación infantil supone un aumento de la puntuación superior al conseguido por tener un nivel socioeconómico una desviación estándar por encima de la media. El nivel socioeconómico medio de las escuelas públicas tiene un efecto sobre las puntuaciones muy superior al que tiene en las escuelas privadas en consonancia con los resultados obtenidos para la muestra de 2012. En 2003 también aparece un resultado interesante respecto a la interacción entre el nivel socioeconómico del alumno y el nivel del centro. En las escuelas privadas dicha relación es negativa lo que implica que dos alumnos con un mismo nivel socioeconómico tienen resultados significativamente diferentes en función del nivel socioeconómico medio del centro al que asistan. En concreto, el estudiante que acuda al centro con menor nivel socioeconómico tendrá una puntuación superior al alumno con el mismo ESCS que asiste al centro de nivel superior. En los centros públicos esta relación es positiva.

²² También coincide con los resultados de Villar (2013) referidos a los datos de PISA 2012 en España.

Cuadro 10. Factores determinantes de la puntuación en PISA 2012 matemáticas en España

		2012					
		Todas		Privada		Pública	
		Coef.	z-stat	Coef.	z-stat	Coef.	z-stat
Estudiante	Estatus socioeconómico (ESCS)	24.83	19.51	22.64	14.78	26.01	19.32
	Chico	17.24	11.29	18.67	6.73	16.53	9.10
	Inmigrante (primera generación)	-30.81	-10.08	-34.87	-5.29	-29.62	-8.68
	Nacimiento en primer trimestre	3.05	1.82	-0.25	-0.09	4.56	2.22
	Más de un año de ed. Infantil	25.89	8.85	30.07	6.40	24.53	6.90
Centro	Escuela privada/concertada	7.06	1.91				
	Media de ESCS del centro	26.61	5.69	12.26	2.25	26.98	5.66
	Proporción de inmigrantes del centro	-1.36	-0.44	2.39	0.52	-3.96	-0.97
	Escuela de ciudad	2.36	0.71	3.55	0.64	1.87	0.46
Interac.	ESCS*Media ESCS del centro	0.41	0.21	-5.46	-1.84	3.54	1.40
	Privada*Media ESCS del centro	-15.33	-2.23				
	Privada*ESCS	-2.72	-1.32				
	Constante	465.66	72.52	465.27	49.05	470.31	58.14
			Std		Std		Std
	Var[uj]	721.27	63.90	790.80	116.20	691.00	75.00
	Var[eij]	5101.70	83.60	4604.60	113.10	5335.90	108.20
	N estudiantes	23981		9288		14693	
	N escuelas	902		381		551	

Cuadro 11. Factores determinantes de la puntuación en PISA2003 matemáticas en España

		2003					
		Todas		Privada		Pública	
		Coef.	z-stat	Coef.	z-stat	Coef.	z-stat
Estudiante	Estatus socioeconómico (ESCS)	16.01	9.51	18.58	6.82	17.83	10.86
	Chico	10.29	4.51	12.77	3.26	8.82	3.19
	Inmigrante (primera generación)	-23.26	-2.67	-18.40	-1.15	-25.58	-2.52
	Nacimiento en primer trimestre	12.41	4.64	10.19	2.39	13.75	4.08
	Más de un año de ed. infantil	18.88	7.05	31.09	6.86	13.40	4.21
Centro	Escuela privada/concertada	-0.77	-0.15				
	Media de ESCS del centro	34.75	5.86	25.99	5.10	36.45	6.03
	Proporción de inmigrantes del centro	-16.94	-1.49	-21.90	-1.00	-10.10	-0.82
	Escuela de ciudad	-1.16	-0.24	8.02	1.26	-10.96	-1.56
Interac.	ESCS*Media ESCS del centro	1.41	0.60	-8.32	-2.05	6.82	2.70
	Privada*Media ESCS del centro	-11.41	-1.41				
	Privada*ESCS	0.46	0.14				
	Constante	488.52	34.00	479.80	19.84	487.66	30.00
			Std		Std		Std
	Var[u _j]	805.70	94.80	668.30	150.20	882.20	113.00
	Var[e _{ij}]	5547.50	126.90	5445.80	216.60	5576.40	154.80
	N estudiantes	10257		4904		5289	
	N escuelas	374		175		199	

Cuadro 12. Factores determinantes de la diferencia de puntuación entre PISA2012 y PISA2003

		Diferencia 2012-2003					
		Todas		Privadas		Públicas	
		Coef.	z-stat	Coef.	z-stat	Coef.	z-stat
Estudiante	Estatus socioeconómico (ESCS)	16.38	12.0 5	18.63	6.90	17.50	10.8 9
	Estatus socioeconómico (ESCS)*D2012	8.03	5.37	4.55	1.43	8.37	4.14
	Chico	14.09	10.4 3	15.93	6.65	13.06	8.06
	Inmigrante (primera generación)	-29.34	-9.50	-29.43	-4.49	-29.36	-8.47
	Nacimiento en primer trimestre	7.40	4.74	4.95	1.88	8.66	4.51
	Más de un año de ed. infantil	22.36	11.1 5	30.89	9.50	19.07	7.84
Centro	Escuela privada/concertada	4.57	1.41				
	Media de ESCS del centro	34.31	7.00	23.90	4.50	36.85	6.53
	Media de ESCS del centro*D2012	-7.23	-1.45	-8.70	-1.22	-10.45	-1.50
	Proporción de inmigrantes del centro	-1.65	-0.55	2.25	0.53	-4.35	-1.14
	Escuela de ciudad	-0.20	-0.07	5.08	1.17	-4.74	-1.13
Interac.	ESCS*Media ESCS del centro	1.77	0.89	-8.66	-2.16	6.65	2.70
	ESCS*Media ESCS del centro*D2012	-1.75	-0.74	3.86	0.78	-3.01	-0.86
	Privada*Media ESCS del centro	-12.67	-2.28				
	Privada*ESCS	-0.96	-0.48				
	Constante	467.03	87.2 4	458.15	61.48	474.32	70.4 7
	Var[uj]	779.90	60.4 0	750.50	104.5 0	791.90	68.2 0
Var[eij]	5322.6 0	75.9 0	5042.3 0	130.7 0	5456.1 0	92.9 0	
N estudiantes	34238		14220		20018		
N escuelas	1276		526		750		

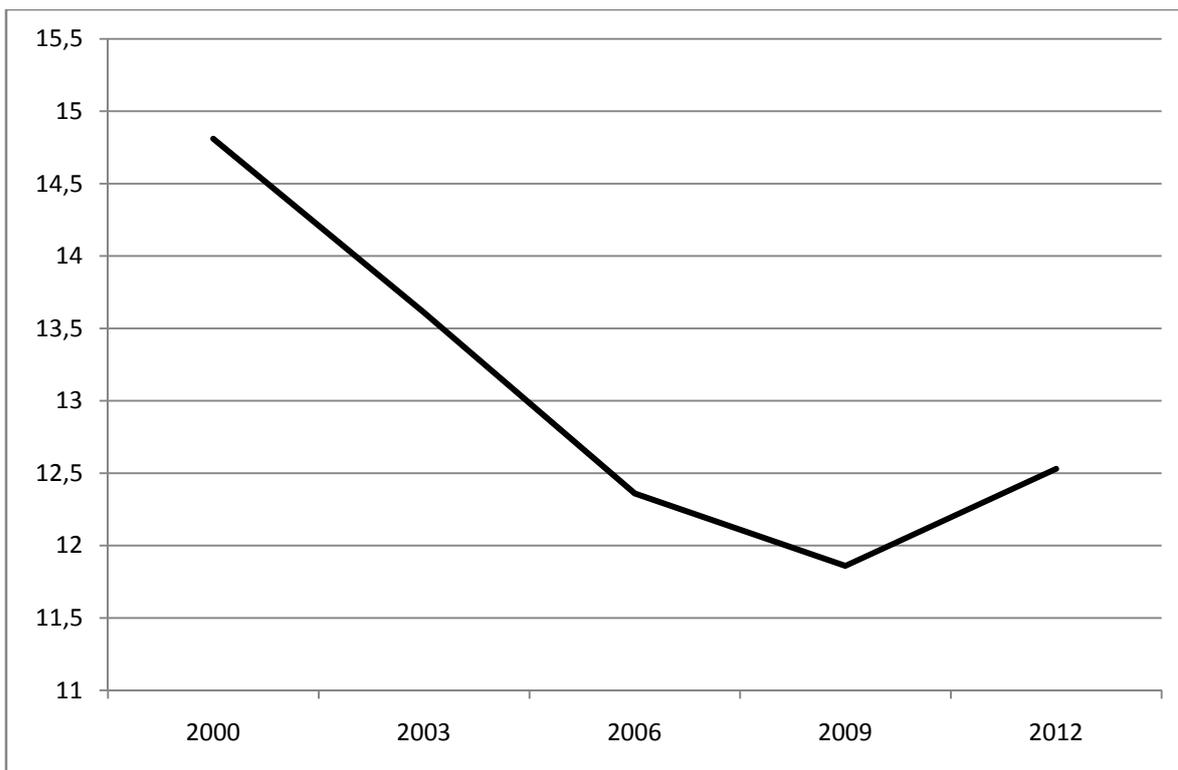
Por último, el Cuadro 12 permite identificar los cambios en el efecto de las variables socioeconómicas entre 2003 y 2012. El primer aspecto destacable es el aumento de la influencia del nivel socioeconómico del alumno sobre las puntuaciones. Este resultado confirmaría el obtenido en el modelo simple que incluye solo el ESCS como variable explicativa. En este punto es importante hacer varias puntualizaciones. En primer lugar la significatividad de la diferencia de la pendiente de las puntuaciones sobre el nivel socioeconómico individual viene determinada por una caída significativa de la pendiente en 2003 cuando se utiliza el nuevo escalado de la variable ESCS (ESCS_A) en lugar del escalado original (ESCS_O). De hecho el parámetro del nivel socioeconómico ESCS cuando se utiliza el escalado original es muy similar al obtenido en 2012. En segundo lugar la diferencia es estadísticamente significativa pero educativamente poco relevante: un estudiante con un nivel socioeconómico que supera la media en una desviación estándar obtiene en 2012 una puntuación 8 puntos superior a la que obtenía en 2003. Esto significa que el efecto es similar a haber nacido en el primer trimestre del año y es casi una tercera parte del incremento por haber cursado más de un año de educación infantil. En tercer lugar el incremento de la influencia del nivel socioeconómico se concentra en la escuela pública. La diferencia entre el efecto del nivel socioeconómico en 2003 y en 2012 no es significativa en el caso de la escuela privada.

Por el contrario la influencia del nivel socioeconómico medio del centro presenta una caída entre 2003 y 2012, aunque no es estadísticamente significativa. Además se confirman los resultados obtenidos en el análisis de cada año por separado: la influencia del nivel socioeconómico medio de los alumnos del centro sobre los resultados es significativamente mayor en las escuelas públicas que en las privadas. La estimación conjunta de 2003 y 2012 confirma que dos centros con el mismo estatus socioeconómico medio de sus alumnos tendrán diferentes efectos sobre las puntuaciones de los alumnos dependiendo de que sean públicos o privados.

¿Está relacionado el incremento de la influencia del nivel socioeconómico de los alumnos sobre las puntuaciones con las consecuencias sobre los inputs del sector educativo de la consolidación fiscal que se ha producido durante la crisis económica? Los resultados de PISA muestran que la ratio de alumnos por profesor ha aumentado entre 2009 y 2012 rompiendo la tendencia de caída que mostraba desde el año 2000²³. No obstante la ratio se sitúa significativamente por debajo de 2003 y el aumento entre 2009 y 2012 no es significativo para el conjunto de los centros.

²³ En este punto es importante recordar que dada la población de escuelas objetivo del estudio en PISA (escuelas con estudiantes de 15 años) puede no representar adecuadamente la población total de escuelas de un determinado país sino de las escuelas con algún alumno de 15 años. Por este motivo el cálculo debe realizarse con las replicaciones de los pesos de los estudiantes para calcular adecuadamente la desviación estándar.

Figura 9. Evolución de la ratio de estudiante por profesor



Los ejercicios empíricos de esta sección se centran en el análisis comparativo de 2003 y 2012 por los motivos metodológicos comentados anteriormente. Por tanto no se puede establecer una relación directa entre el reciente aumento de la ratio de estudiantes sobre profesores y el incremento del parámetro que mide la influencia del nivel socioeconómico sobre las puntuaciones puesto que entre los dos años que se comparan (2003 y 2012) no se observa un aumento sino que, muy al contrario, se ha producido una caída significativa de la ratio.

CONCLUSIONES

En este trabajo se analiza la evolución temporal de las puntuaciones en el estudio PISA de los alumnos españoles y sus determinantes con especial énfasis en la evolución del impacto del nivel socioeconómico sobre los resultados. La consolidación presupuestaria producida como consecuencia de la crisis económica ha generado una reducción en los inputs disponibles en el sector educativo. Por ejemplo, los resultados de PISA muestran que la ratio de alumnos por profesor ha aumentado entre 2009 y 2012 rompiendo la tendencia de caída que mostraba desde el año 2000. No obstante la ratio se sitúa significativamente por debajo de 2003 y el aumento entre 2009 y 2012 no es significativo para el conjunto de los centros.

Los ejercicios empíricos realizados a lo largo del trabajo muestran que entre 2003 y 2012 la influencia del nivel socioeconómico del alumno sobre los resultados ha subido de manera estadísticamente significativa aunque educativamente poco relevante. Sin embargo no existe

relación directa entre el reciente aumento de la ratio de estudiantes sobre profesores y el incremento del parámetro que mide la influencia del nivel socioeconómico sobre las puntuaciones puesto que entre los dos años que se comparan (2003 y 2012) no se observa un aumento sino que, muy al contrario, se ha producido una caída significativa de la ratio.

El incremento de la influencia del nivel socioeconómico de los alumnos sobre los resultados educativos se ha concentrado en las escuelas públicas sin encontrarse diferencias significativas en las escuelas privadas. Por su parte el efecto del nivel socioeconómico medio de los centros tiene en PISA 2012 un efecto menor que en 2003 aunque la diferencia no es estadísticamente significativa.

REFERENCIAS

Adams, R. and M. Wu (2002), PISA 2000 Technical Report

Adams, R. (Ed.), PISA 2003 Technical Report

Ammermueller, A. (2007), PISA: What makes the difference? Explaining the gap in test scores between Finland and Germany, *Empirical Economics*, 33 (2), 263-287.

Barrera-Osorio, F., García-Moreno, V., Patrinos, H y E. Porta (2011), Using the Oaxaca-Blinder decomposition technique to analyze learning outcomes changes over time, Policy Research Working Paper, 5584, Banco Mundial.

Boulhol, H. and P. Sicari (2013), "Do the Average Level and Dispersion of Socio-Economic Background Measures Explain France's Gap in PISA Scores?", OECD Economics Department Working Papers, No. 1028.

Caldas, S.J. and C. Bankston (1997), Effect of school population socioeconomic status on individual academic achievement, *The Journal of Educational Research*, 90(5), 269–277.

Chiswick, B. R. and N. DebBurman (2004) Educational attainment: analysis by immigrant generation, *Economics of Education Review*, 23, 361-379.

Coleman, J. S., Campbell, J. S., Campbell, E. Q., Hobson, C. J., McPartland, J., Mood, A. M.,

Weinfeld, F. D. y R.L. York (1966), Equality of Educational Opportunity. Washington, D.C.: US

Department of Health, Education, and Welfare.

Deutsch, J. y J. Silber (2010), Estimating an education production function for five countries of Latin America on the basis of PISA data, mimeo, Bar-Illan University.

Fuchs, T. y L. Wobmann (2004), What accounts for international differences in student performance? A re-examination using PISA data, IFO working paper.

Gebhardt, E. y R. Adams (2007), "The influence of equating methodology on reported PISA Trends," *Journal of Applied Measurement*, 8(3), 305-322.

Instituto de Evaluación (2007), PISA 2006 Informe Español.

Instituto de Evaluación (2008), PISA 2003: Matemáticas.

Instituto de Evaluación (2010) PISA 2009 Informe Español.

OECD (2009a), PISA data analysis manual: Second edition.

OECD (2009b), PISA 2006 Technical Report.

OECD (2010a), PISA 2009 Results: Overcoming Social Background. Equity in learning opportunities and outcomes, Volume II.

OECD (2010b), PISA 2009 Results: What makes a School successful? Resources, policies and practices. Volume IV.

OECD (2010c), PISA 2009 Results: Learning trends. Changes in Student performance since 2000.

OECD (2012), PISA 2009 Technical Report.

Pajares Box, R. (2005), Resultados en España del estudio PISA 2000.

Reardon, S.F. (2011), "The widening academic achievement gap between the rich and the poor: New evidence and possible explanations," en R. Murnane & G. Duncan (Eds.), *Whither Opportunity? Rising Inequality and the Uncertain Life Chances of Low-Income Children*. New York: Russell Sage Foundation Press.

Villar, A. (2013), Rendimiento, esfuerzo y productividad: Análisis de los resultados en matemáticas de los estudiantes españoles según PISA (2012), en INEE (Ed.), *PISA 2012: Programa para la evaluación internacional de los alumnos. Informe español. Volumen II: Análisis secundario*. Madrid. Autor.

Zhang, L. and K.A. Lee (2011), Decomposing achievement gaps among OECD countries, *Asia Pacific. Education Review*, 12 (3), pp. 463-474.

5. RENDIMIENTO, ESFUERZO Y PRODUCTIVIDAD: ANÁLISIS DE LOS RESULTADOS EN MATEMÁTICAS DE LOS ESTUDIANTES ESPAÑOLES SEGÚN PISA (2012)

ANTONIO VILLAR

Universidad Pablo de Olavide

5. RENDIMIENTO, ESFUERZO Y PRODUCTIVIDAD: ANÁLISIS DE LOS RESULTADOS EN MATEMÁTICAS DE LOS ESTUDIANTES ESPAÑOLES SEGÚN PISA (2012)¹

Antonio Villar

Universidad Pablo de Olavide

RESUMEN

En este trabajo nos proponemos abordar el estudio de las diferencias de rendimiento, en el ámbito de las matemáticas a partir de los datos de PISA 2012, entre los distintos *tipos* de estudiantes que configuran la muestra de la población española de 15 años. La tipología de los estudiantes se define en función de tres variables: (a) Las condiciones socio-económicas y culturales, medidas por medio del llamado Índice del Estatus Socio-Económico y Cultural (ESCS); (b) El tipo de colegio al que asisten (público o privado); y (c) Si los estudiantes son o no repetidores.

Un objetivo específico de este trabajo es aproximar los valores de dos de las variables que se esconden detrás de los resultados: el *esfuerzo* de los individuos y la *productividad* del tipo del que forman parte. Para ello partimos de dos supuestos iniciales muy sencillos. Primero, que los resultados observados de cada individuo son proporcionales al esfuerzo que éste realiza, con un coeficiente de proporcionalidad que depende del tipo al que este individuo pertenece.

¹ Agradezco los comentarios y sugerencias de Vicente Alcañiz, así como la ayuda de José Antonio Robles en el tratamiento de los datos.

Segundo, que entre individuos del mismo tipo mayores niveles de esfuerzo están asociados a mejores resultados.

“Un profundo compromiso con la formación de los profesores, el aprendizaje entre compañeros y la implicación de los padres en la formación de sus hijos, la insistencia de cada centro en conseguir los estándares más altos y una cultura que premia la educación y respeta a los profesores”.

Thomas L. Friedman. Premio Pulitzer, en *The New York Times* sobre el milagro educativo chino (los excelentes resultados PISA en Shanghai).

INTRODUCCIÓN

El Programa para la Evaluación Internacional de los Alumnos (PISA según sus siglas en inglés) proporciona información sobre los conocimientos adquiridos por los estudiantes de 15 años, a través de la enseñanza reglada. Hay cuatro elementos que confieren una especial relevancia a este tipo de estudio:

- (i) Valora los resultados educativos en términos de las *capacidades efectivamente adquiridas* y no en términos de aspectos formales (años cursados o contenidos curriculares). Ello permite hacer comparaciones internacionales en términos de estándares comunes.
- (ii) La edad tomada como referencia para la evaluación corresponde, en la mayoría de los países que participan en el estudio, al *final de la etapa de sus estudios obligatorios*.
- (iii) Se realiza con una periodicidad trienal, de modo que permite disponer de datos no sólo sobre el estado sino también sobre la evolución de los sistemas educativos.
- (iv) Además de realizar los test de conocimientos, los alumnos también completan un cuestionario relativo a su entorno familiar, sus hábitos de estudio, sus actitudes y su motivación. El Informe PISA proporciona así un extenso y rico perfil de las habilidades y conocimientos de los alumnos de 15 años en 2012, así como información contextual que permite relacionar los resultados obtenidos con las características personales de los alumnos, su entorno social y familiar, y el tipo de escuela en que estudian.

Los informes PISA contienen una valiosa información sobre las competencias efectivas que cada sistema educativo garantiza para el conjunto de sus ciudadanos, la posibilidad de hacer comparaciones inter-temporales e internacionales, y los datos necesarios para tratar de comprender la naturaleza de los resultados y explicar así las diferencias observadas, con objeto

de poder mejorar los métodos y los resultados educativos, que es el fin último de estos informes.

Los Informes PISA son coordinados por la OCDE (Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico) pero en él participan otros países y grandes regiones económicas hasta completar un total de 65 en su edición de 2012. En algunos países se dispone además de muestras representativas para todas o algunas de sus regiones. Este es el caso de España donde en 2012 encontramos muestras específicas para 14 de sus comunidades autónomas². Los Informes PISA se iniciaron en el año 2000 con el fin de evaluar las capacidades de los estudiantes que están a punto de terminar la educación obligatoria en tres áreas diferentes: comprensión lectora, matemáticas y ciencias. Cada periodo de evaluación se centra en un área específica, aunque proporciona resultados significativos sobre todas ellas. En el año 2000 el tema central fue el de la comprensión lectora, mientras que en 2003 y 2006 los Informes se centraron en matemáticas y ciencias, respectivamente. El Informe de 2012 se ocupa de nuevo de las matemáticas como tema central, de modo que se completa así el primer ciclo de estudio sobre este aspecto.

Dada la gran cantidad de información que contiene el Informe PISA y la relevancia del problema que aborda, hay muchos aspectos interesantes que son objeto de análisis detallado con cada nueva oleada de información. Véase por ejemplo Lefranc, Pistolesi & Trannoy (2008), (2009), Ciccone & García-Fontes (2009), Chechi & Peragine (2010), Hanushek & Woessmann (2011), Villar (ed.) (2012), Calo-Blanco & García-Pérez (2013) y Villar (2013). Tanto el propio informe de la OCDE como el Informe español, en el caso de nuestro país, abordan algunos de estos aspectos, como la relación entre el rendimiento observado y las características del entorno de los estudiantes (condiciones socio-económicas y culturales, educación de los padres), la motivación y la estrategia de estudio de los alumnos, o la diversidad de políticas educativas (véase OCDE 2013, INEE (2013a, b).

En este trabajo nos proponemos abordar el estudio de las diferencias de rendimiento, en el ámbito de las matemáticas a partir de los datos de PISA 2012, entre los distintos *tipos* de estudiantes que configuran la población española de 15 años. La tipología de los estudiantes se define en función de tres variables: (a) Las condiciones socio-económicas y culturales, medidas por medio del llamado Índice del Estatus Socio-Económico y Cultural (ESCS, en sus siglas en inglés); (b) El tipo de colegio al que asisten (público o privado); y (c) Si los estudiantes son o no repetidores (la principal característica personal en la explicación de los resultados). Configuraremos así dieciséis *tipos* de estudiantes a partir de la división en cuartiles de la distribución de los estudiantes en función del ESCS, según vayan a colegio público o privado, y según sean o no repetidores.

Además del análisis descriptivo de los resultados de los distintos tipos de estudiantes, que ya es interesante de por sí, un objetivo específico de este trabajo es aproximar los valores de dos de las variables que se esconden detrás de los resultados observables: el *esfuerzo* de los

² No participan en esta ampliación Castilla La Mancha y Comunidad Valenciana (que nunca lo han hecho) ni tampoco Canarias y Ceuta y Melilla, que lo hicieron en 2009 pero no en 2012.

individuos y la *productividad* del tipo del que forman parte. Para ello partimos de dos supuestos iniciales muy sencillos. Primero, que los resultados observados de cada individuo son proporcionales al esfuerzo que éste realiza, con un coeficiente de proporcionalidad que depende del tipo al que este individuo pertenece. Segundo, que entre individuos del mismo tipo mayores niveles de esfuerzo están asociados a mejores resultados.

A partir de aquí definimos un indicador de productividad para cada tipo que deriva de hacer el mayor nivel de esfuerzo igual a la unidad y tomar como mayor nivel de esfuerzo para cada tipo aquel que genera los resultados mejores. De este modo el valor medio más alto del rendimiento educativo de cada tipo nos da una medida de la productividad de ese tipo. La “productividad” es pues un indicador de cómo de importantes son las condiciones del entorno del estudiante, mientras que el esfuerzo refleja la implicación del estudiante en el aprendizaje.

METODOLOGÍA

El modelo de referencia

Consideremos una sociedad compuesta de un conjunto $\mathbf{M} = \{1, \dots, m, \dots, M\}$ de individuos (estudiantes de 15 años) que pueden ser heterogéneos tanto respecto a sus preferencias como respecto a sus circunstancias. Por “circunstancias” entendemos en este contexto las condiciones socio-económicas y otros aspectos, tales como el tipo de escuela al que asisten. Dadas estas circunstancias, suponemos que cada individuo toma una decisión con respecto al esfuerzo que realiza, dependiendo de sus preferencias. Asumiremos que el esfuerzo es una variable inobservable que puede parametrizarse en términos de un escalar $e_m \in [0, 1]$.

Supondremos que las circunstancias generan una partición de \mathbf{M} en un conjunto T compuesto por τ tipos diferentes, $T = \{1, 2, \dots, t, \dots, \tau\}$. Cada uno de estos tipos reúne a aquellos agentes con circunstancias similares. El elemento central para definir cada tipo es el de las condiciones socio-económicas y culturales, aunque también tendremos en cuenta otros aspectos, tales como la escuela a la que asisten los alumnos. La idea clave detrás de este planteamiento es que los alumnos son responsables de sus decisiones en cuanto al esfuerzo que realizan, pero no de sus circunstancias, que les vienen dadas exógenamente³.

Para cada tipo $t \in T$ dado, el resultado obtenido por un individuo m , y_m , puede entenderse como una función del esfuerzo desarrollado por ese individuo, e_m , y la acción de una variable

³ Determinar qué aspectos pertenecen a la esfera de las circunstancias y qué aspectos a la esfera de la responsabilidad no es siempre fácil. En este contexto, al tomar como parte de las circunstancias el tipo de colegio al que asisten los estudiantes estamos suponiendo implícitamente que se trata de una decisión familiar que les viene impuesta, pero esto puede no ser completamente cierto. El caso de ser alumno repetidor o no, que en ocasiones lo trataremos como si fuera una circunstancia, es en parte un elemento asociado al esfuerzo. Aquí lo tomaremos como parte de las circunstancias no tanto porque entendamos que es algo ajeno al estudiante, sino para poder analizar el efecto que este aspecto individual tiene sobre los resultados observados.

aleatoria que selecciona uno de los S posibles estados del mundo que pueden ocurrir, con probabilidades $\pi_1, \pi_2, \dots, \pi_S$. Es decir,

$$y_m^s = \beta_s^t e_m, \quad m \in t$$

Suponemos, pues, que los resultados educativos son proporcionales al esfuerzo, con un coeficiente de proporcionalidad que depende del tipo al que pertenece el agente y del estado de la naturaleza que ocurra.

El resultado esperado de un individuo m perteneciente al tipo t , que ha realizado un esfuerzo e_m vendrá dado por:

$$E(y_m(e_m)) = \sum_{s=1}^S \pi_s \beta_s^t e_m = \lambda^t e_m$$

donde $\lambda^t = \sum_{s=1}^S \pi_s \beta_s^t$ corresponde a la **productividad media del tipo t** , entendida como el valor esperado de una unidad de esfuerzo de un individuo de tipo t .

Adviértase que la expresión anterior pone claramente de manifiesto que estamos considerando que la transformación del esfuerzo personal en resultados depende de las circunstancias (el *tipo*) del individuo. De hecho, esa productividad media nos da una medida de la importancia de las circunstancias en la obtención del resultado: cuanto mayor es λ^t más importante resultan las condiciones externas (a qué familia y escuela pertenece el estudiante) y menos el esfuerzo.

La estimación del valor de la variable esfuerzo presenta dos dificultades de relieve. La primera, que al tratarse de una variable inobservable no podemos recurrir a métodos directos de cálculo. La segunda, que el valor de esta variable es dependiente del tipo; dicho en otros términos, qué significa “esforzarse mucho” o “esforzarse poco” está socialmente condicionado por el entorno (circunstancias) del individuo. Así, estudiar dos horas al día puede ser considerado como esforzarse mucho en algunos entornos y esforzarse poco en otros.

Tenemos pues que encontrar un procedimiento para asignar valores al esfuerzo que sea capaz de solucionar estas dos dificultades. Para ello recurriremos a una estrategia inspirada en la propuesta planteada por Roemer (1998) en su análisis de la igualdad de oportunidades, partiendo del principio de que mayores esfuerzos generan mejores resultados dentro de cada tipo.

El procedimiento es el siguiente. Primero, para cada tipo definimos una partición Q del conjunto de resultados en términos de cuantiles (decilas en nuestro caso). Aplicamos entonces los siguientes principios:

- (a) Las diferencias existentes entre los individuos de un mismo tipo que pertenecen al mismo cuantil de la distribución de resultados, son despreciables y pueden ser interpretadas como producto de la casualidad o de la suerte.

- (b) Los individuos que pertenecen al cuantil superior de cada tipo realizan el mayor esfuerzo posible.

De la primera implicación se deriva que podemos sustituir, sin pérdida de generalidad, cada valor individual de los agentes de cada cuantil en cada tipo, y_m , por el valor medio, x_m . Es decir:

$$\forall m \in t(q), x_m = y^t(q) = \frac{1}{n^t(q)} \sum_{m \in t(q)} y_m = \lambda^t \frac{\sum_{m \in t(q)} e_m}{n^t(q)} = \lambda^t e^t(q)$$

donde $t(q)$ describe el conjunto de individuos del tipo t en el cuantil q , $n^t(q)$ es el número de individuos que hay en dicho cuantil y $e^t(q)$ es el nivel de esfuerzo del agente representativo del tipo t en el cuantil q .

La segunda implicación nos permite normalizar la medida del esfuerzo haciendo $e^t(q^*) = 1$, para todo t , donde q^* es el cuantil superior. De este modo hacemos comparable el esfuerzo de los distintos tipos en términos de la fracción que representan del esfuerzo máximo que tomamos como unidad.⁴ Ello significa que medimos el esfuerzo de los individuos de cada tipo como la fracción del mayor esfuerzo de su tipo (el que corresponde al cuantil más alto en la distribución de resultados de su tipo). No hay pues una comparación directa de niveles de esfuerzo entre tipos, sino de los valores relativos.

A partir de aquí podemos obtener inmediatamente el coeficiente de productividad media de cada tipo, λ^t , que vendrá dado por:

$$\lambda^t = y^t(q^*), \forall t.$$

Este coeficiente nos da una medida de la importancia de las circunstancias de cada tipo en la obtención del resultado.

Podemos ahora comparar la productividad *entre* los diferentes tipos así como la distribución de esfuerzos *dentro de* cada tipo. También podemos hacer una estimación del esfuerzo medio de cada tipo, calculando el valor esperado del esfuerzo del individuo medio, es decir:

$$e^t = \sum_{q \in Q} \frac{n^t(q)}{n^t} e^t(q)$$

Es importante advertir que, por construcción, los valores absolutos de los coeficientes de productividad son un reflejo de las decisiones de normalización de los valores de los test de

4 No es esta la única forma de aplicar los principios anteriores. Otra posibilidad, que correspondería más precisamente a la propuesta de Roemer, sería hacer que los esfuerzos de los individuos fueran iguales para todas las decilas, y no solo para la superior. Más adelante discutiremos esta opción con mayor detalle.

PISA y de la parametrización de la variable esfuerzo. Lo que resulta informativo, por tanto, no es tanto la magnitud absoluta de este coeficiente para un tipo concreto, sino sus valor relativo con respecto a los demás. Podemos entonces re-escalar estos coeficientes para obtener una representación más adecuada de su contenido informativo. Una manera sencilla de hacerlo es dividiéndolos por su valor medio de modo que valores por encima de uno nos dicen directamente que el tipo asociado tiene una productividad mayor que la media, y viceversa.

Cuando la sociedad está compuesta de varias regiones las fórmulas anteriores se pueden ajustar fácilmente para tomar en cuenta ese hecho. Si usamos la letra R como subíndice para identificar a una región, tendremos:

$$\forall m \in (t, q, R), x_m = y_R^t(q) = \frac{1}{n_R^t(q)} \sum_{m \in (t, q, R)} y_m = \lambda_R^t \frac{\sum_{m \in (t, q, R)} e_m}{n_R^t(q)} = \lambda_R^t e_R^t(q)$$

Con

$$e_R^t(q^*) = 1, \lambda_R^t = y_R^t(q^*), \forall t, R$$

Puesto que todos los individuos forman parte de una misma sociedad, a pesar de estar dividida en regiones, tiene sentido considerar la región como una circunstancia adicional.

Podemos así calcular la productividad media de una región y el esfuerzo medio asociado, como sigue:

$$\lambda_R = \sum_{t \in T} \frac{n_R^t}{n_R} \lambda_R^t$$

$$e_R = \sum_{t \in T} \frac{n_R^t}{n_R} e_R^t = \sum_{t \in T} \sum_{q \in Q} \frac{n_R^t(q)}{n_R} e_R^t(q)$$

De este modo, podemos expresar los valores medios de rendimiento de la región, y_R , como:

$$y_R = \lambda_R e_R$$

y comparar así la naturaleza de las diferencias analizando el impacto del esfuerzo y la productividad y el origen de esos valores.

Aplicación al caso español

Aplicamos aquí este modelo de referencia para estudiar los resultados de los estudiantes españoles en el ámbito de las matemáticas, según los datos nacionales del Informe PISA 2012.

Para definir los tipos tomamos en cuenta tres dimensiones: características del entorno familiar, características de la escuela y características individuales. Para asociar las variables que resultan más relevante para cada dimensión contamos con la experiencia de pasados estudios (véase García-Pérez, et al. (2012) y González de San Román & de la Rica (2012)).

En cuanto a las características familiares tomaremos como referencia el llamado Índice del Estatus Socio-Económico y Cultural (ESCS), que resume las principales características socio-económicas y culturales de las familias. Este índice “combina la información sobre la educación de los padres y sus ocupaciones así como las posesiones en el hogar. Se obtiene a partir de las siguientes variables: el índice internacional de estatus ocupacional del padre o la madre, el que sea más alto, convertido en años de escolarización; y el índice de posesiones en el hogar, obtenido a partir de preguntas a los estudiantes sobre si disponen de una mesa para estudiar en casa, una habitación independiente, un lugar tranquilo para estudiar, software educativo, conexión a internet, su propia calculadora, libros de literatura clásica y poesía, libros de arte (p. ej. pintura), libros que les ayuden en sus tareas escolares, un diccionario, lavaplatos, reproductor de DVD o video, tres cuestiones adicionales específicas de cada país, y el número de teléfonos móviles, televisores, ordenadores, coches y libros que hay en casa”.

Dado el número de observaciones (en torno a 25.000) y de la existencia de otras variables para definir lo tipos, hemos optado por dividir a los estudiantes en cuatro grupos en lo relativo al ESCS, tomando como criterio de división los cuartiles de la distribución de esta variable.

Con relación a las características de la escuela consideraremos únicamente dos posibilidades: escuelas públicas y escuelas privadas (incluyendo en estas últimas las concertadas).

Con relación a las características de los estudiantes tomaremos únicamente en cuenta si son repetidores o no, dado que es la variable personal más importante para explicar las diferencias de resultados.

Tendremos así un conjunto de dieciséis tipos en el escenario más desagregado. Estos tipos pueden describirse como sigue:

1. ESCS(i), PU: Estudiantes del cuartil $i = 1, 2, 3, 4$ del Índice Socio-Económico y Cultural que van a la escuela pública y no son repetidores.
2. ESCS(i), PU(R): Estudiantes del cuartil $i = 1, 2, 3, 4$ del Índice Socio-Económico y Cultural que van a la escuela pública y son repetidores.
3. ESCS(i), PR: Estudiantes del cuartil $i = 1, 2, 3, 4$ del Índice Socio-Económico y Cultural que van a la escuela privada y no son repetidores.
4. ESCS(i), PR(R): Estudiantes del cuartil $i = 1, 2, 3, 4$ del Índice Socio-Económico y Cultural que van a la escuela privada y son repetidores.

Para cada uno de estos 16 tipos que hemos definido consideraremos la distribución de resultados en términos de decilas, con objeto de calcular el valor del esfuerzo de cada tipo y decila, y el valor de la productividad del tipo. Haremos también comparaciones con menor nivel de agregación para estimar el impacto de ciertas características en los resultados.

RESULTADOS

Comenzaremos presentando los resultados descriptivos relativos a los tamaños de muestra de cada uno de los 16 tipos en que hemos dividido la población estudiantil y a sus correspondientes valores medios de los test. El Cuadro 1 proporciona los datos de la distribución muestral entre los diferentes tipos. El Cuadro 2 contiene la descripción de los valores medios de los tipos e incluye además la diferencia porcentual entre los resultados de los colegios públicos y privados. Los Cuadros 3 y 4 presentan la información agregada según consideremos estudiantes de colegios públicos o privados, repetidores o no, y según el nivel socio-económico y cultural al que pertenezcan.

Cuadro 1. Distribución muestral por tipos

Tipo	% población de cada tipo en la muestra
ESCS(1), PU	9,3
ESCS(2), PU	10,8
ESCS(3), PU	10,5
ESCS(4), PU	10,1
ESCS(1), PU(R)	10,3
ESCS(2), PU(R)	6,8
ESCS(3), PU(R)	4
ESCS(4), PU(R)	1,6
ESCS(1), PR	3,1
ESCS(2), PR	5,5
ESCS(3), PR	8,6
ESCS(4), PR	12
ESCS(1), PR(R)	2,3
ESCS(2), PR(R)	2
ESCS(3), PR(R)	1,9
ESCS(4), PR(R)	1,2
Total	100

Cuadro 2. Valores medios de los test por tipo

NO REPETIDORES			
	PÚBLICO	PRIVADO	% DIFERENCIA
ESCS 1	501,0	504,4	0,7
ESCS 2	514,4	516,5	0,4
ESCS 3	526,8	531,5	0,9
ESCS 4	545,0	554,0	1,7
REPETIDORES			
	PÚBLICO	PRIVADO	
ESCS 1	403,7	417,1	3,3
ESCS 2	418,7	440,9	5,3
ESCS 3	428,5	445,5	4,0
ESCS 4	437,9	447,1	2,1

Cuadro 3. Valores medios de los test según sean estudiantes de colegio público o privado, repetidores o no

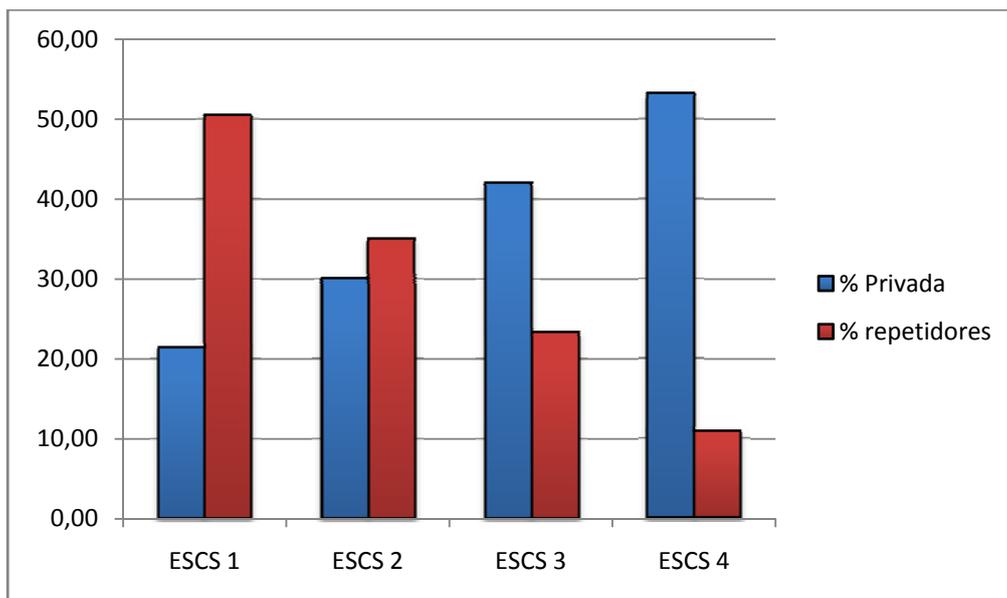
Colegio público	Colegio privado	% Diferencia		NO REPETIDORES	REPETIDORES	% diferencia
483,8	515,0	6,5		527,5	440,2	19,8

Cuadro 4. Valores medios de los test según el ESCS

		Diferencia al menor valor	Diferencia % al menor valor
ESCS 1	456,5		
ESCS 2	472,6	16,1	3,5
ESCS 3	483,1	26,5	5,8
ESCS 4	496,0	39,5	8,6

La Figura 1 nos da una imagen clara de cómo se reparten los estudiantes de los diferentes grupos sociales por tipo de colegio y qué porcentaje de ellos repiten. Los datos son contundentes: más del 50 % de hijos de familias del cuartil superior van a colegios privados mientras que ese porcentaje es del 22 % en el caso de los hijos de familias en el cuartil inferior. Por otra parte, y quizás más llamativo aún, más de la mitad de los hijos de familias del cuartil inferior de la distribución del ESCS son repetidores, mientras que es porcentaje es del 11 % en las familias del cuartil superior. Estos datos ponen de manifiesto que hay una dimensión de equidad muy importante en el tema de la repetición de curso que debe incorporarse a la discusión junto al habitual debate en términos de eficiencia.

Figura 1. Distribución % de los estudiantes según el tipo de colegio y si son repetidores o no, en función del ESCS



Los principales mensajes que se derivan del estudio de estos datos son los siguientes:

- (i) Las diferencias de resultados por grupos sociales, según el ESCS, son mucho mayores que las diferencias por tipo de colegio, que no resultan significativas cuando estratificamos los estudiantes por grupo social. En todo caso las diferencias entre colegios públicos y privados son algo mayores para el caso de los alumnos repetidores, un dato que hay que poner en relación con el volumen de repetidores en uno y otro tipo de colegios (véase Cuadro 1).⁵
- (ii) Los valores medios de los test crecen con el nivel socio-económico y cultural para todos los estudiantes, tanto en los colegios públicos como en los colegios privados.
- (iii) Las principales diferencias globales se dan entre los repetidores y los no repetidores (del orden del 20 %). Eso afecta sustancialmente a la valoración media de los estudiantes de los colegios públicos y a los hijos de familias con menores niveles socio-económicos y culturales.
- (iv) Hay una relación directa entre nivel más alto de condiciones socio-económicas y mayor porcentaje de estudiantes en la educación privada, y una relación inversa entre condiciones socio-económicas y porcentaje de estudiantes repetidores.

Si tenemos en cuenta que la OCDE considera que 40 puntos en el valor del test corresponden aproximadamente a un año de escolarización, entonces podemos hacernos una idea de la magnitud de las diferencias observadas. La diferencia de rendimiento entre repetidores y no repetidores corresponde a más de dos años de escolarización, mientras que la diferencia que existe entre los estudiantes de familias en los cuartiles superior e inferior de la distribución de condiciones socio-económicas y culturales correspondería a un año de escolarización.

El Cuadro 5 contiene los datos sobre nivel de productividad y de esfuerzo en los dieciséis tipos de estudiantes en que hemos dividido la muestra, tomando en ambos casos como unidad la media de cada variable⁶. Hay dos aspectos que destacan en estos datos. Primero, todos los estudiantes no repetidores presentan valores mayores que la media tanto en productividad como en esfuerzo, mientras que ocurre lo contrario para los estudiantes repetidores. Segundo, la variabilidad en la distribución del esfuerzo entre los tipos es prácticamente nula. Esto significa que las diferencias en los resultados para los distintos tipos dependen esencialmente de la productividad del tipo.

⁵ El número de repetidores puede afectar al rendimiento medio de las clases, de modo que cuando una porción más alta de estudiantes dentro del aula son repetidores hay más posibilidades de segmentación entre los alumnos y menos capacidad de atender a las necesidades específicas de este tipo de alumnos.

⁶ Adviértase que con esta doble normalización podemos comparar los valores de productividad (resp. los valores de esfuerzo) de los distintos tipos entre sí, pero que no tiene sentido comparar las magnitudes relativas de productividad y esfuerzo.

Cuadro 5. Productividad y esfuerzo por tipos⁷

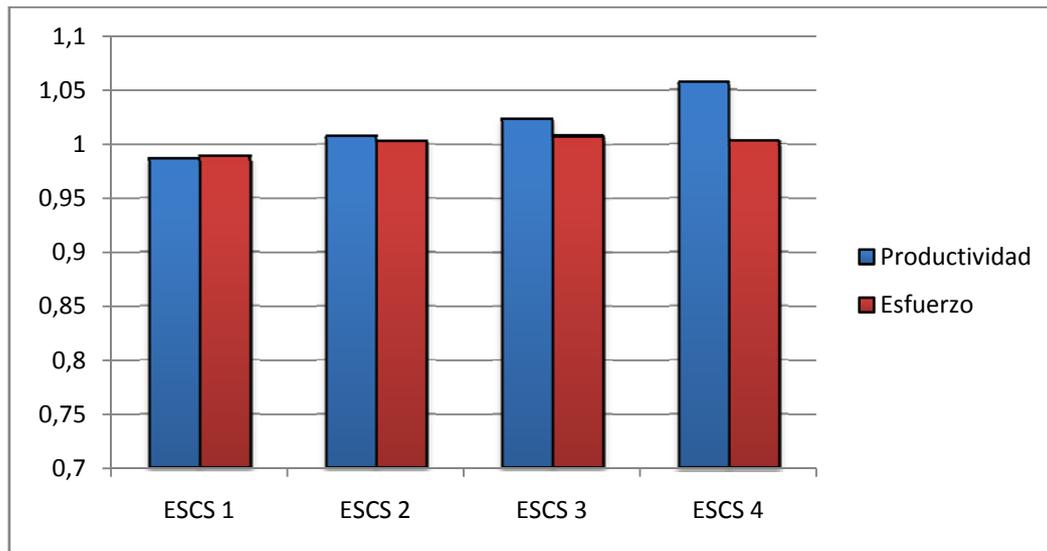
	Productividad	Esfuerzo
ESCS(1), PU	1,04	1,012
ESCS(2), PU	1,06	1,019
ESCS(3), PU	1,074	1,031
ESCS(4), PU	1,119	1,023
ESCS(1), PU(R)	0,881	0,963
ESCS(2), PU(R)	0,889	0,989
ESCS(3), PU(R)	0,923	0,975
ESCS(4), PU(R)	0,961	0,957
ESCS(1), PR	1,053	1,006
ESCS(2), PR	1,066	1,018
ESCS(3), PR	1,088	1,027
ESCS(4), PR	1,117	1,042
ESCS(1), PR(R)	0,9	0,974
ESCS(2), PR(R)	0,94	0,985
ESCS(3), PR(R)	0,937	0,998
ESCS(4), PR(R)	0,953	0,986
Coef. de Variación	0,089	0,025

La Figura 2 muestra la distribución de productividad y esfuerzo entre los grupos sociales derivados de la división según cuartiles del ESCS, sin distinguir si van a colegio público o

⁷ Recordemos que ESCS (i) indica el cuartil (i) de la distribución del Índice de Estatus Socio-Económico y Cultural, PU –resp. PU(R)- hace referencia a aquellos estudiantes de colegio público no repetidores –resp. repetidores- y PR –resp. PR(R)- alude a los estudiantes de colegios privados no repetidores –resp. repetidores-.

privado, o si son repetidores o no. Se advierte que la productividad, que aproxima la importancia del “tipo” en la generación de resultados, es creciente con el nivel del ESCS (aun cuando la variabilidad sigue siendo reducida). Es decir, cuenta más el entorno familiar en la explicación de los resultados de los estudiantes de familias en los niveles superiores del ESCS. El esfuerzo, que presenta una variabilidad extremadamente reducida (un coeficiente de variación de 0,025), crece ligeramente del primer al segundo cuartil y del segundo al tercero, para luego reducirse un poco en el cuarto.

Figura 2. Distribución de la productividad y el esfuerzo en función del ESCS



Los datos anteriores indican, pues, que hay muy pocas diferencias en los niveles de esfuerzo, no sólo entre los 16 tipos considerados sino también entre los grupos sociales definidos por los cuartiles de la distribución del ESCS. Si centramos nuestra atención en lo que ocurre *dentro de los tipos* y no entre los tipos, en lo concerniente a los niveles de esfuerzo, observamos que aquí sí existen diferencias relevantes en el esfuerzo, como se muestra en el Cuadro 6. En la primera columna del cuerpo de la tabla presentamos el valor del coeficiente de variación de los niveles de esfuerzo de cada grupo (variabilidad a través de las decilas de rendimiento). En la segunda columna describimos cuánto se separa, en términos porcentuales, el coeficiente de variación de cada grupo con respecto al valor medio del coeficiente de variación. Ello nos indica dónde hay mayor variabilidad relativa.

Cuadro 6. Variabilidad de los niveles de esfuerzo dentro de cada tipo

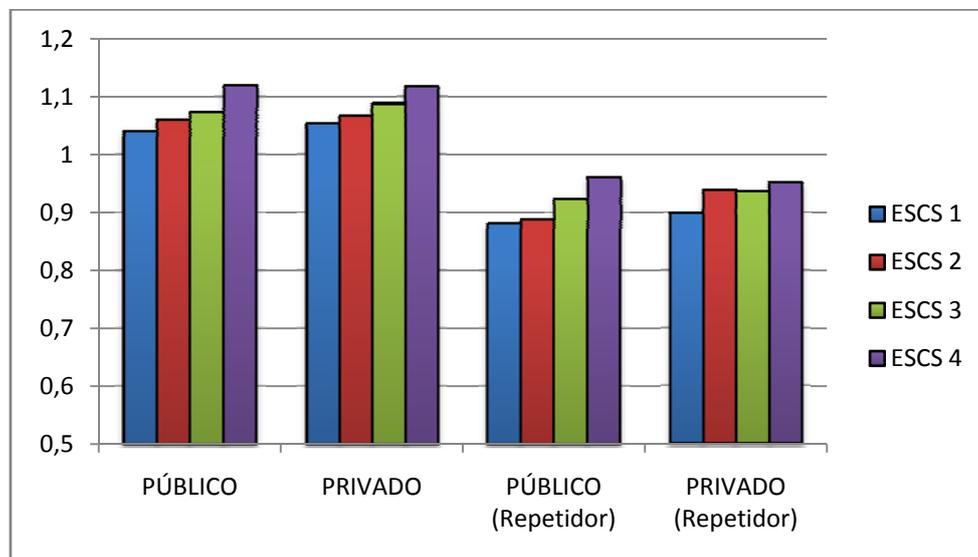
	Coefficiente Variación	% de desviación a la media del CV
ESCS(1), PU	0,139	-5,44
ESCS(2), PU	0,135	-9,01
ESCS(3), PU	0,131	-12,18
ESCS(4), PU	0,132	-11,77
ESCS(1), PU(R)	0,174	15,33
ESCS(2), PU(R)	0,161	8,49
ESCS(3), PU(R)	0,168	12,72
ESCS(4), PU(R)	0,174	15,62
ESCS(1), PR	0,143	-3,15
ESCS(2), PR	0,133	-10,49
ESCS(3), PR	0,132	-11,48
ESCS(4), PR	0,122	-20,28
ESCS(1), PR(R)	0,162	9,50
ESCS(2), PR(R)	0,146	-0,41
ESCS(3), PR(R)	0,147	0,05
ESCS(4), PR(R)	0,148	0,50

Los datos nos muestran que la variabilidad en los niveles de esfuerzo es relativamente menor entre los no repetidores y mayor entre los repetidores. Dentro de los no repetidores hay una

relación inversamente monótona entre variabilidad y grupo social. No hay un patrón definido del coeficiente de variación por grupos sociales entre los repetidores.

La Figura 3 describe el patrón de la productividad en los diferentes grupos sociales, distinguiendo entre estudiantes de colegio público y privado, repetidores o no. Vemos que el perfil es prácticamente idéntico por grupo social para los estudiantes no repetidores, tanto si van a colegio público como a privado. Cuanto más alto es el nivel del grupo social al que pertenecen los estudiantes no repetidores, más rinde el esfuerzo de los estudiantes. El gráfico muestra también que hay solo ligeras diferencias en el perfil de productividad entre los estudiantes repetidores que van a colegios públicos y privados.

Figura 3. Productividad por grupo social, según el tipo de colegio y el carácter de repetidor o no del estudiante



DISCUSIÓN

Los datos descriptivos de los resultados en términos de los diferentes tipos de estudiantes que hemos considerado muestran algunas características de nuestro sistema educativo dignas de considerar.

En primer lugar destaca el impacto negativo de la característica “repetidor” entre los estudiantes (los valores medios indican una diferencia equivalente a dos años de escolarización entre repetidores y no repetidores). Es la variable más relevante en la explicación de la diferencia de resultados y pone de manifiesto la necesidad de abordar el problema de los estudiantes con dificultades en etapas tempranas, dado que los repetidores tienden a acumularse en los últimos años del ciclo obligatorio cuando es ya muy difícil revertir su situación (muchos de ellos esperan simplemente a cumplir los dieciséis para abandonar la

educación). La concentración de repetidores en el primer cuartil del Índice del Estatus Socio-Económico y Cultural (ESCS) indica que este es uno de los elementos que claramente dificulta el progreso social. Hay un elemento importante de falta de equidad en el sistema asociada a la desigual distribución de los repetidores entre los grupos sociales (v. García Montalvo -2013- para una discusión más amplia).

En segundo lugar hay que mencionar la presencia de diferencias importantes entre los resultados de los grupos sociales definidos por el ESCS, equivalentes a un año de escolarización entre el primer y el cuarto cuartil. El entorno familiar sigue siendo pues un elemento importante en la determinación de los resultados, aunque España sea un país que tiene un nivel de equidad educativa superior a la media de la OCDE.

En tercer lugar destaca la irrelevancia de la educación en colegio público o privado para la obtención de los resultados (un dato repetido sistemáticamente en los diferentes informes PISA). Junto a este hecho destaca la diferente participación en la educación privada de los hijos de familias con diferente estatus socio-económico y cultural. De ambos elementos se deduce que la financiación del estado a la educación privada favorece principalmente a los grupos sociales con mayores recursos, sin que los resultados justifiquen la regresividad de este tipo de medida.

Si nos centramos en la distribución de los niveles de esfuerzo y productividad por tipos hay también una serie de elementos destacables. En primer lugar, que el esfuerzo es una variable importante en la explicación de los resultados: hay una variabilidad relevante entre los niveles de esfuerzo por decilas dentro de cada tipo, mientras que no hay prácticamente diferencia en la distribución del esfuerzo por tipos para la misma decila. Se aprecia también una mayor homogeneidad en la distribución del esfuerzo entre los estudiantes que asisten a los colegios privados que entre los que asisten a los colegios públicos.

La productividad presenta un perfil muy similar para los estudiantes no repetidores de los colegios públicos y privados pertenecientes a los diferentes grupos ESCS: niveles sociales más altos presentan productividades más elevadas. Ello indica que el entorno familiar es también una de las variables que determinan los resultados observados.

Dos observaciones para terminar. La primera es que hay formas alternativas de definir los niveles de esfuerzo. En particular, siguiendo más de cerca la propuesta de Roemer (1998), haciendo que los niveles de esfuerzo por tipos sean iguales para todas las decilas, y no solo para la última (como hemos tomado nosotros). Ello requiere, en este planteamiento, que la productividad se diferente para cada decila. Puede comprobarse que no hay diferencias en este caso entre los valores medios que se derivan ambas formulaciones (algo que ya se deduce de la prácticamente nula variabilidad de los niveles de esfuerzo entre los distintos tipos para cada decila). Nosotros hemos optado aquí por asociar a cada tipo una productividad, porque nos parece más conforme a la idea del modelo propuesto.

La segunda observación se refiere al uso de cuartiles en la distribución del ESCS para la configuración de los tipos. Dado que la distribución de las familias por este indicador está lejos de ser uniforme, con esta decisión se reduce notablemente la variabilidad en resultados,

esfuerzo y productividad de los diferentes tipos que se obtienen. Teniendo esto en cuenta podemos interpretar que los resultados presentados constituyen una cota inferior de las desigualdades realmente existentes.

REFERENCIAS

Calo-Blanco, A., & García-Pérez, J. I. (2012), On the welfare loss caused by inequality of opportunity, *The Journal of Economic Inequality*, 1-17.

Cecchi, D., Peragine, V., 2010. Inequality of opportunity in Italy, *Journal of Economic Inequality*, 8, 429-450.

Ciccone, A., Garcia-Fontes, W., 2009. The quality of the Catalan and Spanish education systems: A perspective from PISA. IESE Research Papers D/810, IESE Business School.

García Pérez, I., Hidalgo, M. & Robles, J.A. (2012), Descomposición de las diferencias regionales de rendimiento educativo en España. ¿Qué las determina?, en A. Villar (Editor), *Educación y Desarrollo. PISA 2009 y el Sistema Educativo Español*, Fundación BBVA, 2012.

García Montalvo, J. (2013), Crisis, igualdad de oportunidades y resultados educativos: una comparación temporal de pisa con los resultados de 2012 en España, En INEE (Ed.), *PISA 2012: Programa para la evaluación internacional de los alumnos. Informe español*. Volumen II: Análisis secundario. Madrid, 2013. Autor.

González de San Román, A. & de la Rica, S. (2012), Determinantes de las diferencias regionales en el rendimiento académico en España: PISA 2009, en A. Villar (Editor), *Educación y Desarrollo. PISA 2009 y el Sistema Educativo Español*, Fundación BBVA, 2012.

Hanushek, E.A., Woessmann, L. (2011), The Economics of International Differences in Educational Achievement, en E.A. Hanushek, S. Machin, L. Woessmann (eds.), *Handbook of the Economics of Education*, Vol. 3, pp. 89-200, Amsterdam: North Holland.

Lefranc, A., Pistoiesi, N., Trannoy, A., 2008. Inequality of opportunities vs. inequality of outcomes: Are western societies all alike?, *Review of Income and Wealth*, 54, 513-546.

Lefranc, A., Pistoiesi, N., Trannoy, A., 2009. Equality of opportunity and luck: definitions and testable conditions, with an application to income in France, *Journal of Public Economics*, 93, 1189-1207.

Herrero, C., Méndez, I. & Villar, A. (2013), Analysis of Group Performance with Categorical Data when Agents are Heterogeneous: the case of Compulsory Education in the OECD, Ivie working paper, AD, 2013-08.

INEE (2013a), PISA 2012: Programa para la evaluación internacional de los alumnos. Informe español. Volumen I: Resultados y contexto. Madrid. Autor.

INEE (2013b), PISA 2012: Programa para la evaluación internacional de los alumnos. Informe español. Volumen II: Análisis secundario. Madrid. Autor.

Roemer, J. (1998), *Equality of Opportunity*, Harvard University Press.

Villar, A. (Ed) (2012), *Educación y Desarrollo. PISA 2009 y el Sistema Educativo Español*, Fundación BBVA.

Villar, A. (2013), The Educational Development Index: A Multidimensional Approach to Educational Achievements through PISA, *Modern Economy*, 4 : 403-411.

APÉNDICE: DATOS COMPLEMENTARIOS

Tipos	Niveles de esfuerzo por decilas									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
ESCS 1, Pu	0,618	0,701	0,736	0,766	0,794	0,821	0,852	0,886	0,932	1
ESCS 2, Pu	0,628	0,705	0,743	0,774	0,804	0,83	0,86	0,891	0,928	1
ESCS 3, Pu	0,64	0,715	0,752	0,784	0,815	0,839	0,871	0,899	0,94	1
ESCS 4, Pu	0,633	0,711	0,749	0,781	0,808	0,831	0,86	0,889	0,93	1
ESCS 1, Pu, R	0,544	0,637	0,685	0,719	0,753	0,786	0,823	0,858	0,908	1
ESCS 2, Pu, R	0,574	0,659	0,708	0,747	0,778	0,811	0,844	0,878	0,925	1
ESCS 3, Pu, R	0,547	0,651	0,704	0,739	0,768	0,793	0,828	0,872	0,913	1
ESCS 4, Pu, R	0,545	0,637	0,678	0,712	0,749	0,773	0,809	0,851	0,909	1
ESCS 1, Pr	0,601	0,694	0,741	0,767	0,792	0,819	0,847	0,876	0,923	1
ESCS 2, Pr	0,634	0,703	0,743	0,776	0,803	0,826	0,855	0,888	0,925	1
ESCS 3, Pr	0,634	0,713	0,749	0,782	0,813	0,839	0,864	0,895	0,934	1
ESCS 4, Pr	0,659	0,729	0,767	0,799	0,825	0,849	0,877	0,905	0,94	1
ESCS 1, Pr, R	0,565	0,645	0,699	0,738	0,766	0,802	0,827	0,863	0,896	1
ESCS 2, Pr, R	0,604	0,671	0,713	0,742	0,771	0,798	0,83	0,861	0,901	1
ESCS 3, Pr, R	0,61	0,681	0,718	0,75	0,78	0,806	0,845	0,877	0,929	1
ESCS 4, Pr, R	0,601	0,677	0,709	0,743	0,766	0,801	0,833	0,864	0,904	1



DESARROLLO 2012



GOBIERNO
DE ESPAÑA

MINISTERIO
DE EDUCACIÓN, CULTURA
Y DEPORTE