

Selección escolar y efectos de la inmigración sobre los resultados académicos españoles en PISA 2006¹

School Choice and the Influence of Immigration on Spanish Educational Achievements in the 2006 PISA

DOI: 10.4438/1988-592X-RE-2010-358-083

Javier Salinas Jiménez

Universidad Complutense de Madrid. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Departamento de Economía Aplicada IV (Economía Política y Hacienda Pública). Madrid, España.

Daniel Santín González

Universidad Complutense de Madrid. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Departamento de Economía Aplicada VI (Hacienda Pública y Sistema Fiscal). Madrid, España.

Resumen

El objetivo de este artículo es analizar los efectos que la inmigración tiene en los resultados académicos de los estudiantes en España; así, se pretende indagar si la concentración de inmigrantes en determinados centros supone una caída en el rendimiento académico tanto de los alumnos españoles como de los propios inmigrantes. También se estudiará si los inmigrantes disponen de las mismas oportunidades que los alumnos nativos tanto en la selección escolar (centro público o centro concertado), como en los resultados académicos que alcanzan en comparación con los nativos. Para analizar estos aspectos se utiliza el modelo de Heckman (1979). El objetivo de esta metodología es controlar si la elección entre escuela pública o concertada es una decisión endógena que depende de determinadas variables socioeconómicas, lo cual evita los sesgos derivados de las diferentes características de los alumnos de unos y otros centros debida a dicha selección en la estimación de la función de producción educativa. Para realizar este estudio se utilizarán los datos de España del Informe PISA 2006. Los resultados muestran que la probabilidad de asistir

⁽¹⁾ Los autores agradecen los valiosos comentarios de dos evaluadores anónimos y la financiación recibida de la Fundación Alternativas y del Ministerio de Ciencia e Innovación (Proyecto ECO 2009-13864-C03-02).

a una escuela concertada disminuye significativamente con el nivel de ingresos familiar y con el hecho de ser inmigrante. Además, los inmigrantes escolarizados en centros públicos presentan resultados que son significativamente más bajos en las tres pruebas objetivas. Bajas concentraciones de inmigrantes en la escuela concertada conllevan efectos positivos en los resultados de los alumnos inmigrantes; sin embargo, estos desaparecen y se vuelven negativos cuando su concentración aumenta. La concentración de inmigrantes tiene un efecto significativamente negativo en los alumnos nativos, efecto que es mayor en la escuela pública que en la concertada. Es necesario hacer más investigaciones para lograr una asignación óptima de alumnos por escuela que no dañe ni la libertad de elección escolar ni la igualdad de oportunidades educativas.

Palabras clave: selección escolar, inmigración, logros académicos, funciones de producción educativa, igualdad de oportunidades educativas, efecto compañeros, economía de la educación.

Abstract

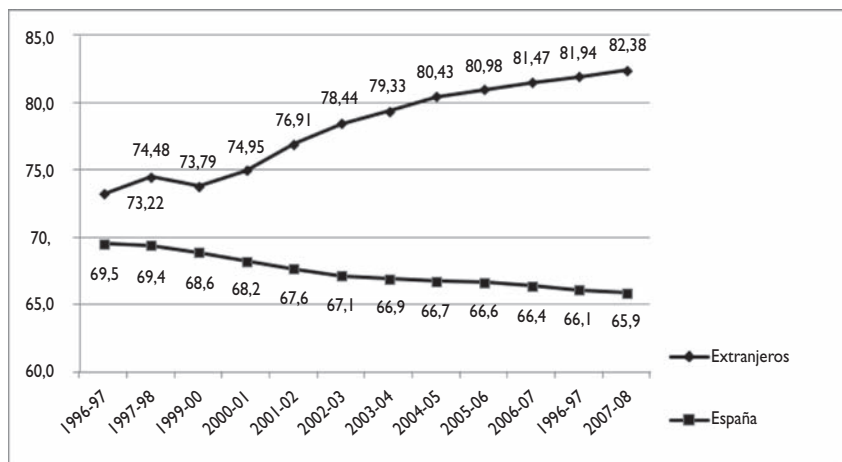
The aim of this paper is to examine the effects of school choice and the influence of immigration on Spanish educational achievement. Therefore, the authors seek to ascertain whether the concentration of immigrants in certain schools implies a decrease in educational achievement for Spanish students as well as for immigrant students. There is also some question about whether immigrants and native students are treated with equality of educational opportunities in both school choice (i.e., choosing between public schools and publicly financed private schools) and educational scores. The Heckman (1979) model is employed. The object of this methodology is to control whether or not the choice between public and publicly funded private schools is an endogenous decision depending on a number of socioeconomic variables. Heckman's model makes it possible to avoid a biased estimation of the educational production function stemming from the different characteristics of students of both school types, primarily originated by school choice. Spanish data from the 2006 PISA report are used. The results show that the probability of attending a publicly financed private school decreases with family income and immigrant status. Moreover, immigrant students attending public schools display significantly lower scores on all three tests administered in the 2006 PISA. Low immigrant concentration in publicly financed private schools is found to make for positive effects on immigrant students' scores; these effects disappear when the immigrant student percentage increases. The concentration of immigrants has a significantly negative effect on native students, and the negative effect is greater in public schools than in publicly funded private schools. More research is needed in order to find an optimal allocation of students in schools, so as to uphold both a freedom to choose one's school and equality of educational opportunities.

Key words: school choice, immigration, academic achievement, educational production functions, equal educational opportunities, peer influence, economics of education.

Introducción

El número de alumnos no universitarios de origen inmigrante en el sistema educativo español ha experimentado un fuerte aumento en la última década: desde el curso 1996-97 hasta el curso 2007-08 se ha multiplicado por más de 10. Este aumento se ha visto acompañado por una concentración creciente de los alumnos inmigrantes en las escuelas públicas frente a los centros privados concertados. El Gráfico 1 muestra cómo en el curso 1996-97, del total de alumnos inmigrantes, aproximadamente el 73% cursaba sus estudios en centros públicos mientras que el 27% restante lo hacía en centros privados; en el curso 2007-08 estas cifras han evolucionado hacia una mayor concentración de los alumnos inmigrantes en los centros públicos, que constituye el 82,43% frente al 17,57% en los centros privados. En el mismo sentido, mientras que el 69,5% de los alumnos españoles cursaba sus estudios en centros públicos en el curso 1996-97, solo el 65,9% lo hacía en este tipo de centros en el curso 2007-08.

GRÁFICO 1. Porcentaje de alumnado extranjero y español en centros públicos (respecto al total de alumnado extranjero y español respectivamente) en Enseñanzas de Régimen General



Fuente: MEC, 2008.

En definitiva, los datos muestran que el aumento del número de alumnos inmigrantes ha ido acompañado de una concentración muy notable de estos en la escuela pública, a pesar de que la Ley Orgánica de Educación (LOE) en su artículo 87.1 esta-

blece que los alumnos con mayores necesidades deben ser distribuidos entre centros públicos y concertados de acuerdo con porcentajes establecidos por las administraciones educativas.

En este contexto, el objetivo de este artículo es analizar los efectos de la inmigración en la elección escolar y en los resultados académicos de los estudiantes en España. Para ello, en primer lugar, se analizará si la elección entre escuela pública y concertada es una decisión exógena o si los padres llevan a cabo una selección influida por las características de los centros cuando eligen la titularidad de la escuela a la que asistirán sus hijos. A continuación se examinará si, una vez tenidas en cuenta las diferencias socioeconómicas y escolares entre los alumnos nativos y los inmigrantes, permanecen o desaparecen las disparidades observadas en los resultados en pruebas objetivas a favor de los nativos. Por último se estudiará cómo afecta la concentración de inmigrantes –tanto en los centros públicos como en los concertados– al rendimiento académico de los propios alumnos inmigrantes y de los alumnos españoles que comparten aula con ellos.

Para contestar a estas preguntas hemos organizado el artículo de la siguiente manera. En el segundo epígrafe se muestran las diferencias observadas, en los dos últimos informes PISA –2003 y 2006–, en el rendimiento académico de los distintos tipos de alumnos, en función de su origen y de la titularidad de su centro. En esa sección se plantean algunas hipótesis que podrían explicar tal resultado. En el tercer apartado, se discute el marco teórico y la metodología para llevar a cabo las estimaciones del rendimiento académico teniendo en cuenta que los alumnos pueden estar autoseleccionados en función de sus características socioeconómicas tanto en las escuelas públicas como en las concertadas. En el cuarto apartado se presentan la base de datos y las variables utilizadas en el análisis empírico y se abordan y comentan los principales resultados. En el último, se concluye con algunas reflexiones sobre las implicaciones que los resultados de este trabajo pueden suponer para la política educativa.

Resultados educativos de los alumnos nativos e inmigrantes en las escuelas públicas y concertadas

Como ya se ha señalado, el actual marco legal establecido por la LOE pretende que las únicas diferencias entre escuelas públicas y privadas concertadas sean las debidas a

su ideario. Sin embargo, cuando se observan los resultados medios del rendimiento académico es interesante destacar que estos son sistemáticamente mejores en las escuelas concertadas que en las públicas. La Tabla I muestra este resultado en las dos últimas evaluaciones llevadas a cabo por el Proyecto PISA (*Programme for International Student Assessment*) en los años 2003 y 2006². Como puede observarse, los resultados medios en la escuela concertada son siempre significativamente mejores que en la pública. Además, si atendemos al origen del alumno, los resultados de los alumnos nativos son mejores que los del alumnado inmigrante según las distintas tipologías definidas³.

TABLA I. Calificaciones en Matemáticas, Lectura y Ciencias en función del tipo de escuela y del origen de los alumnos (PISA 2003 y PISA 2006)⁴

	MATEMÁTICAS			LECTURA		CIENCIAS	
PISA 2003							
TIPO DE ESCUELA Y PROCEDENCIA	N	Media*	Desv. est.	Media*	Desv. est.	Media*	Desv. est.
Concertada	3963	510,22	83,80	508,92	90,05	504,35	95,53
Nativos	3834	511,33	83,11	510,23	89,17	505,95	94,67
Inmigrantes de 2.ª generación	50	465,39	105,58	456,80	115,02	465,76	110,36
Inmigrantes de 1.ª generación	13	449,65	98,12	464,36	108,68	454,32	113,37
Origen indeterminado	66	500,37	89,09	476,76	103,90	456,94	104,61
Pública	5482	480,90	85,61	472,43	94,18	476,03	98,52
Nativos en pública	5221	483,07	84,51	475,45	92,44	478,61	97,34
Inmigrantes de 2.ª generación	152	449,75	79,44	441,32	78,41	451,44	87,44
Inmigrantes de 1.ª generación	26	428,64	88,68	417,32	102,98	425,85	101,56
Origen indeterminado	83	429,83	102,80	392,63	120,46	413,38	121,67

⁽²⁾ El Informe PISA 2006 de la OCDE (Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico) distingue tres categorías de alumnos en función de su lugar de nacimiento. *Nativo*: alumno nacido en España y con al menos un padre también nacido en España. También es considerado nativo el alumno nacido en el extranjero con al menos un padre nacido en España. *Primera generación*: el alumno y los padres han nacido en el extranjero. *Segunda generación*: alumno nacido en España pero con ambos padres nacidos en el extranjero. La categoría *Origen indeterminado* recoge a aquellos alumnos que no dan una respuesta ni sobre su origen de nacimiento ni sobre el de sus padres. Nuestra hipótesis es que el hecho de no querer revelar un origen extranjero podría llevar a los alumnos a no contestar dichas preguntas.

⁽³⁾ Lógicamente, dentro de los grupos *Inmigrantes de primera generación e Inmigrantes de segunda generación* hay alumnos de procedencias y características socioeconómicas muy diversas. Lamentablemente, PISA 2006 no ofrece para el caso de España la posibilidad de distinguir entre alumnos inmigrantes en función de su región de origen.

⁽⁴⁾ Puede observarse que, con los datos de las muestras de PISA, los inmigrantes están ligeramente infrarrepresentados. Constituyen respectivamente el 4,1% y el 6,1% en PISA 2003 y 2006, los datos ofrecidos por el MEC indican que el porcentaje de alumnos inmigrantes en Enseñanzas de Régimen General en dichos años ascendía al 4,4% y al 7,4%. Los porcentajes de PISA, algo menores que los que corresponden al total de la población de estudiantes, pueden deberse al hecho de que la participación en la prueba se limita a estudiantes de 15 años.

PISA 2006							
Tipo de escuela	N	Media*	Desv. est.	Media*	Desv. est.	Media*	Desv. est.
Concertada	6846	512,69	83,08	494,96	80,69	514,33	82,84
Nativos	6597	514,85	81,68	496,78	79,35	516,34	81,75
Inmigrantes de 2.ª generación	22	472,07	104,32	456,31	127,62	479,43	92,92
Inmigrantes de 1.ª generación	165	457,29	97,68	448,42	102,65	464,48	98,75
Origen indeterminado	62	444,61	97,88	439,11	76,40	445,81	76,24
Pública	11053	490,31	89,08	466,09	87,60	493,69	88,75
Nativos	10214	495,44	86,82	470,30	85,55	498,66	86,57
Inmigrantes de 2.ª generación	68	451,99	93,71	446,97	95,50	466,71	86,77
Inmigrantes de 1.ª generación	609	427,50	88,69	416,65	90,90	432,58	90,07
Origen indeterminado	162	419,37	104,59	395,05	108,56	420,99	100,61

Fuente: elaboración propia a partir de los datos de PISA 2003 y PISA 2006.

(*) El análisis de varianza elevando la muestra a nivel poblacional pone de manifiesto que las medias entre los grupos son significativas al 99%.

Observamos, por tanto, que el rendimiento académico es mayor en la escuela concertada a pesar de que, como muestran diversos estudios, el coste del puesto escolar es menor en las escuelas concertadas que en las públicas (Salinas y Santín, 2009). El hecho de que los alumnos de la escuela concertada con menores recursos económicos obtengan mejores resultados puede tener distintas explicaciones. Una primera hipótesis sería considerar que las escuelas concertadas son más productivas y actúan con mayor eficiencia que las escuelas públicas debido a que están mejor gestionadas, ya que con menores recursos son capaces de lograr un mayor *output* educativo⁵.

La segunda hipótesis sería considerar que las escuelas concertadas estén llevando a cabo procesos de selección del alumnado, incentivando la presencia de alumnos nativos con mejor nivel socioeconómico y dificultando la entrada a los inmigrantes al suponer que podrían tener mayores dificultades para obtener buenos resultados académicos y que, además, podrían constituir un lastre para el aprendizaje de los nativos (Mancebón y Muñiz, 2008; Calero y Waisgrass, 2009). De esta manera, se podría estar produciendo un proceso de segregación del alumnado en función de su origen y de su estatus socioeconómico de acuerdo con el cual los alumnos nativos con mayor

⁵ No es objetivo del presente trabajo contrastar esta hipótesis. Para un análisis del caso español reciente con datos de PISA 2003 puede consultarse Perelman y Santín (2008). Estos autores concluyen que, una vez tenido en cuenta el contexto, no existen diferencias significativas de eficiencia a favor de un tipo de escuela u otro.

potencial económico tenderían a cursar sus estudios en la escuela concertada. En este caso, el mayor rendimiento en la concertada no puede atribuirse únicamente al tipo de escuela; además, el análisis de las diferencias de rendimiento en escuelas públicas y concertadas debería realizarse teniendo en cuenta el origen del alumno, su nivel socioeconómico y las variables que determinan el proceso por el cual los padres seleccionan la escuela (Mancebón y Pérez-Ximénez, 2007).

Diversos factores apoyan la hipótesis de que los alumnos nativos con un nivel socioeconómico más elevado tienen mayor probabilidad de asistir a la escuela concertada. El primero de ellos es la llegada a España en los últimos años de una fuerte inmigración procedente de países con una renta per cápita menor a la española. Como señalamos anteriormente, el colectivo de alumnos inmigrantes se concentra mayoritariamente en la escuela pública. Por ello, ante la percepción –correcta o incorrecta– de los padres nativos de que sus hijos puedan acabar perjudicados por la presencia de inmigrantes, estos optarían por la educación concertada. Además, es posible que los inmigrantes no tengan toda la información acerca de que sus derechos son los mismos a la hora de elegir escuela pública o privada concertada. En definitiva, un alumno de un distrito o área educativa determinado tiene la posibilidad de acceder a varios centros públicos y concertados de su entorno sumando puntos por cercanía geográfica. Nuestra hipótesis es que, a igualdad de puntos en esta variable, la condición socioeconómica inferior del alumno y su origen inmigrante penalizan la elección del centro concertado.

Un segundo factor que puede explicar la mayor concentración de alumnos con un nivel socioeconómico alto en las escuelas concertadas está ligado a la forma en que se financian dichos centros; la cuantía de los conciertos educativos pagados por las administraciones educativas se ve complementada en numerosos casos con la petición de «cuotas voluntarias». A pesar de que la ley señala que los centros no pueden imponer estas cuotas, algunos padres, bien porque no pueden afrontar su pago, bien porque desconocen este hecho o bien porque perciben –sea o no verdad– que su hijo podría tener un trato desigual en la escuela concertada, prefieren elegir la escuela pública.

Finalmente, en el proceso de admisión de los alumnos en los centros educativos, los centros tienen cierto margen de discrecionalidad para asignar algún punto en el proceso de selección; además, existen asimetrías en la información y hay un acceso a prácticas fraudulentas que juegan a favor de los alumnos de mayor nivel socioeconómico.

No incluir en el análisis del rendimiento educativo estos factores condicionantes podría llevarnos a concluir erróneamente que la escuela concertada es más efi-

ciente y productiva que la pública. El objetivo del siguiente epígrafe es mostrar la metodología que nos permitirá contrastar si el hecho de ser inmigrante condiciona la elección escolar.

Metodología para la estimación del rendimiento académico mediante una función de producción educativa

La mayoría de trabajos que tratan de estimar la función de producción educativa utilizan el siguiente marco analítico:

$$A_{is} = \alpha_0 + \alpha_1 B_{is} + \alpha_2 S_{is} + \alpha_3 P_{is} + \alpha_4 I_{is} + \varepsilon_{is} \quad (1)$$

En él, A_{is} representa el rendimiento académico del individuo i en la escuela s , B_{is} es una medida del entorno socioeconómico familiar, S_{is} son las variables escolares que contribuyen a la educación del alumno, P_{is} son las variables relacionadas con el efecto compañeros e I_{is} representa la inteligencia innata del alumno.

Además de las variables de la especificación anterior (1), se suele añadir un conjunto de variables sociodemográficas que puedan captar efectos sobre el rendimiento. Estas variables pueden ser el sexo del alumno o su origen inmigrante o nativo. Nos referiremos a este conjunto de variables como vector de variables de control Z_{is} . Junto a este vector, si el objetivo del análisis es indagar acerca del efecto de la titularidad escolar en el rendimiento, se suele incluir una variable dicotómica T_{is} , que recoge la titularidad de la escuela. De esta forma, la ecuación (1) sería ampliada tal que:

$$A_{is} = \alpha_0 + \alpha_1 B_{is} + \alpha_2 S_{is} + \alpha_3 P_{is} + \alpha_4 I_{is} + \alpha_5 Z_{is} + \alpha_6 T_{is} + \varepsilon_{is} \quad (2)$$

Las principales características de la ecuación (2) son las siguientes:

En primer lugar la función se estima tomando como referente al alumno y en su rendimiento influyen variables individuales, familiares y escolares. El signo esperado de todos los efectos es positivo. En segundo lugar, la inteligencia innata, variable exógena no observada, se distribuye de forma normal e independientemente de las otras variables y forma parte del término de error. Por último, los alumnos se distribuyen entre los dos tipos de escuela, públicas y privadas concertadas, de forma aleatoria;

el número de alumnos en ambas escuelas es completamente homogéneo salvo por sucesos aleatorios en los cuales se concentren alumnos con determinadas características. Ello significa que, en el caso de que un tipo de escuela sea mejor que otra y el coeficiente α_6 sea significativo, concluiremos que ese tipo de escuela es más efectivo.

Incluso aunque se incluyan estas nuevas variables en el modelo, ocurre que la ecuación (2) estimada a partir de mínimos cuadrados ordinarios podría dar lugar a estimaciones inconsistentes y sesgadas si la decisión de los padres de enviar a su hijo a un tipo u otro de escuela, T_{is} , no fuera exógena. Esto es así porque, al estimar la ecuación de rendimiento académico, solo observamos a los alumnos que en función de determinadas características previas quedaron seleccionados en un tipo de escuela u otro. Las muestras ya no serían aleatorias, es decir, la probabilidad que tiene cualquier alumno de ir a un tipo de escuela u otro ya no sería a priori la misma, sino que las muestras estarían «seleccionadas» y aparece un sesgo en los valores estimados. Esto ocurre si, por ejemplo, los alumnos que acuden a escuelas privadas concertadas están más motivados por sus padres; si tienen mayores aspiraciones, más recursos educativos y económicos en su hogar; si se van a esforzar más o si sus padres quieren segregarlos del alumnado inmigrante porque perciben que la presencia de estos condicionará el resultado de sus hijos, mientras que en la concertada disfrutarán de compañeros más motivados. También puede ocurrir que los inmigrantes se autoseleccionen en la escuela pública porque no tienen toda la información a la hora de elegir escuela y porque entienden que la educación concertada no es gratuita. Este problema en la estimación econométrica se puede abordar utilizando el modelo de selección de Heckman (1979)⁶. Mediante el modelo de selección de Heckman se separa el estudio del rendimiento académico en dos pasos:

En un primer paso, se estima la ecuación de selección sobre la titularidad de la escuela mediante un modelo de regresión tipo *probit* que explica la probabilidad de asistir a un tipo determinado de escuela, pública o concertada, a partir de ciertos determinantes. La ecuación de la selección de escuela se puede escribir como:

$$T_i = \gamma W_i + u_i \quad (3)$$

⁶ Hasta donde estos autores conocen, es la primera vez que se aplica esta metodología para estimar la función de producción de centros públicos y concertados en el caso español. Véase Witte (1992), Grimes (1994), Kingdon (1996) o Vandenberghe y Robin (2004) entre otros para una ilustración de esta metodología en funciones de producción educativa en otros países.

En ella W_i es un vector de variables que sirve para explicar la variable de elección escolar de tal forma que T_i toma valor igual a 1 si el individuo acude a una escuela concertada e igual a 0 si el individuo acude a una escuela pública. Como ya se ha señalado, la ecuación (3) se resuelve mediante un modelo de regresión tipo *probit* del que se obtiene una estimación de la inversa de la ratio de Mills $\hat{\lambda}_i$ a partir de la ecuación (3) estimada para cada individuo tal que:

$$\hat{\lambda}_i = \frac{\phi(\hat{\gamma}W_i)}{\Phi(\hat{\gamma}W_i)} \quad (4)$$

Donde $\phi(\cdot)$ es la función de densidad y $\Phi(\cdot)$ la función de distribución de una función normal estandarizada. Este análisis se realiza para toda la población y de aquí se extrae información relevante que será utilizada en el siguiente paso.

En el segundo paso se estima por separado la ecuación de rendimiento en las escuelas concertadas y en las escuelas públicas, pero en la especificación se incluye la inversa de la ratio de Mills. Las ecuaciones de rendimiento académico se pueden escribir como:

$$A_{is} = \alpha_0 + \alpha_1 B_{is} + \alpha_2 S_{is} + \alpha_3 P_{is} + \alpha_4 I_{is} + \alpha_5 Z_{is} + \theta \lambda_i + \varepsilon_{is} \quad (5)$$

$$A^*_{is} = \alpha^*_0 + \alpha^*_1 B^*_{is} + \alpha^*_2 S^*_{is} + \alpha^*_3 P^*_{is} + \alpha^*_4 I^*_{is} + \alpha^*_5 Z^*_{is} + \theta^* \lambda_i + \varepsilon^*_{is} \quad (6)$$

Donde el asterisco denota escuela pública y la ausencia de asterisco escuela concertada. El parámetro θ indica en qué sentido se produce la selección. Si es positivo, las variables que inciden positivamente en quedar seleccionado en una escuela concertada inciden en ese mismo sentido en la ecuación de rendimiento académico.

La intuición que subyace a este proceso es la de incluir la información obtenida de la ecuación (3) acerca de la selección de escuela obtenida para toda la población en la explicación del rendimiento académico, que no es observable para toda la población sino exclusivamente para los alumnos seleccionados en las escuelas privadas concertadas por un lado y en las públicas por otro.

Datos y resultados

Datos

El Proyecto PISA 2006 de la OCDE proporciona -tras las evaluaciones realizadas en 2000 y 2003- la tercera gran oleada de datos educativos, especializada ese año en la prueba de Ciencias. PISA 2006 evaluó a más de 400.000 alumnos de 15 años de 57 países en las pruebas de Matemáticas, Ciencias y Comprensión Lectora. En España, PISA 2006 se llevó a cabo entre abril y mayo de 2006 sobre una muestra representativa, y por tanto elevable a nivel poblacional, de 19.604 alumnos que estudiaban en 686 centros.

El proyecto PISA no evalúa las capacidades o destrezas como un conjunto de conocimientos del tipo «todo o nada». Por el contrario, cada alumno recibió una puntuación en cada prueba dentro de una escala continua. Además, dado que la escuela, el hogar y el contexto socioeconómico son variables claves para comprender el mundo educativo, el Proyecto PISA recoge una extensa base de datos sobre estas variables. Todos los alumnos⁷ completaron cuestionarios acerca de su entorno socioeconómico y de sus experiencias dentro y fuera del ámbito escolar. De igual manera, los directores de los colegios rellenaron cuestionarios sobre las prácticas educativas que llevaban a cabo.

En este trabajo utilizamos como variable que refleja el rendimiento de cada alumno los resultados en Matemáticas, Comprensión Lectora y Ciencias en la prueba objetiva de PISA 2006. En vez de trabajar con un valor medio puntual de los conocimientos de cada alumno, PISA 2006 trabaja con valores plausibles, entendidos estos como una representación del rango de habilidades que tiene cada estudiante. Para calcular dichos valores plausibles PISA utiliza la teoría de respuesta al ítem para medir el nivel educativo basada en el modelo de Rasch (Rasch, 1980). Los valores plausibles son valores aleatorios extraídos de la función de distribución de resultados estimada a partir de las contestaciones en cada prueba. Para el cálculo de estadísticas descriptivas y estimadores debe utilizarse un promedio de las estimaciones realizadas con los cinco valores plausibles proporcionados por el informe PISA, tal y como se describe en OCDE (2005). En este epígrafe solo presentamos los resultados finales de las estimaciones ya promediadas.

⁷ En concreto según la OCDE (2005, p. 20) el Informe PISA demanda que para que una escuela sea incluida en el estudio, participe una tasa superior al 80% de su alumnado de 15 años.

Resultados del análisis de la selección escolar

Como factores explicativos de la selección escolar, en el modelo *probit* hemos utilizado las siguientes variables⁸⁾:

Índice de ocupación laboral (HISEI). Es el índice de ocupación laboral más alto del padre o de la madre, medido a partir de la *Internacional Socio-Economic Index of Occupational Status* (ISEI, Ganzeboom et ál., 1992). Asumimos que, a mayor estatus ocupacional, mayores serán los ingresos y por tanto mayor será la probabilidad de elegir un colegio privado concertado.

Origen inmigrante. La categoría de referencia es *Alumno nativo*. Las tres categorías analizadas son *Primera generación*, *Segunda generación* y *Origen indeterminado*, ya comentadas en el epígrafe anterior.

Tamaño de la población de residencia. Los colegios privados concertados tienden a ubicarse en mayor proporción en localidades con más población. Los tamaños de población analizados son: 1) *Municipio rural* (MR): localidad con una población de menos de 3.000 habitantes (categoría de referencia); 2) *Pueblo* (P): localidad con una población de entre 3.000 y 15.000 habitantes; 3) *Ciudad pequeña* (CP): localidad con una población de entre 15.000 y 100.000 habitantes; 4) *Ciudad mediana* (CM): localidad con una población de entre 100.000 y 1.000.000 habitantes; y 5) *Gran ciudad* (GC): localidad con una población de más de 1.000.000 de habitantes.

Sexo. Toma valor 0 para el sexo masculino (categoría de referencia) y 1 para el femenino.

Comunidad autónoma de residencia. En PISA 2006, 10 regiones participaron con una muestra ampliada que ofrece resultados representativos elevables a nivel poblacional para esas comunidades autónomas. La categoría de referencia es vivir en el resto de España (conjunto de las siete comunidades autónomas restantes).

Los resultados del modelo *probit* de elección escolar correspondientes a la primera etapa del modelo de Heckman son los siguientes (Tabla II).

⁸⁾ La especificación del modelo de selección escolar es muy similar a la utilizada en otros trabajos como Neal (1997) o Vandenberghe y Robin (2004) quienes también se sirven de los ingresos del hogar, la localización del centro, el sexo del alumno o su origen inmigrante como predictores del tipo de escuela.

TABLA II. Modelo *probit* de elección escolar

	Estimación	Error típico	Z	P valor	Odd-ratio
Intersección	-1,5724	0,0674	-23,3190	0,0000*	
HISEI	0,0104	0,0006	16,9404	0,0000*	1,0105
Primera generación	-0,5917	0,0553	-10,6908	0,0000*	0,5534
Segunda generación	-0,4155	0,1575	- 2,6375	0,0084*	0,6600
Origen desconocido	-0,3405	0,1136	- 2,9970	0,0027*	0,7114
P	0,2675	0,0539	4,9636	0,0000*	1,3067
CP	0,6706	0,0544	12,3287	0,0000*	1,9554
CM	0,9049	0,0533	16,9769	0,0000*	2,4717
GC	1,4391	0,0808	17,8161	0,0000*	4,2169
Sexo	0,0104	0,0203	0,5126	0,6082	1,0105
País Vasco	0,7034	0,0398	17,6826	0,0000*	2,0206
Navarra	0,2909	0,0485	5,9980	0,0000*	1,3376
Rioja	0,3609	0,0505	7,1469	0,0000*	1,4346
Galicia	-0,1137	0,0526	-2,1608	0,0307**	0,8925
Cataluña	-0,1768	0,0520	-3,3992	0,0007*	0,8379
Castilla y León	0,0546	0,0494	1,1047	0,2693	1,0561
Cantabria	0,2119	0,0494	4,2927	0,0000*	1,2360
Asturias	-0,0505	0,0510	-0,9905	0,3219	0,9508
Aragón	-0,0509	0,0496	-1,0252	0,3053	0,9504
Andalucía	-0,2216	0,0501	-4,4239	0,0000*	0,8012

Fuente: elaboración propia.

(*) Variable significativa al 99%.

(**) Variable significativa al 95%

En este modelo un signo positivo indica una mayor probabilidad de asistencia a un centro concertado, mientras que un signo negativo indica una probabilidad menor. De forma análoga puede interpretarse el cambio en la probabilidad (*odd-ratio*) de asistencia a un centro concertado; valores iguales a 1 indican que no hay ningún cambio en la probabilidad al modificar la variable independiente mientras que valores mayores (menores) que 1 indican un cambio positivo (negativo) en la probabilidad inicial al aumentar la variable independiente. La variable relacionada con el estatus laboral muestra que a medida que aumenta este aumenta de forma estadísticamente

significativa la probabilidad de asistir a la escuela concertada⁹. En cuanto al origen del alumno, se observa que las tres categorías de inmigrantes tienen un signo negativo y significativo, y que es la menor la de los alumnos de segunda generación. Por origen geográfico, la probabilidad de asistencia a centro concertado aumenta al crecer la población de la localidad. No hay diferencias significativas en la elección escolar en función del sexo. Por último, residir en el País Vasco, La Rioja, Navarra y Cantabria supone tener una mayor probabilidad de asistir a una escuela concertada que hacerlo en el resto de España. El hecho de residir en Andalucía, Cataluña y Galicia implica una probabilidad menor que el de hacerlo en el resto de España, esto es, una mayor probabilidad de que sus alumnos asistan a la escuela pública. Finalmente, el hecho de residir en Castilla y León, Asturias y Aragón presenta la misma probabilidad que las regiones del resto de España.

Mediante los efectos marginales se pueden obtener algunas conclusiones en cuanto a los cambios en la probabilidad asociados a distintos estados. Por ejemplo, si atendemos a un alumno que reside en una gran ciudad del resto de España podemos calcular las probabilidades de que asista a un centro concertado en función del estatus laboral de sus padres y de su lugar de nacimiento (véase Tabla III).

TABLA III. Probabilidad de asistir a un centro concertado en una gran ciudad del resto de España, según el HISEI y el lugar de nacimiento

Origen	HISEI		
	1.º cuartil (31)	Mediana (43)	3.º cuartil (55)
Nativo	0,5750	0,6232	0,6696
2.º gen	0,4104	0,4595	0,5093
1.º gen	0,3436	0,3906	0,4392
Indeterminado	0,4398	0,4894	0,5391

Fuente: elaboración propia.

Los resultados ofrecidos en la Tabla III muestran que el origen nativo supone un aumento de 16 puntos porcentuales en la probabilidad de asistir a una escuela concertada en el resto de España respecto de un alumno inmigrante de segunda generación. Esta diferencia aumenta a 23 puntos respecto de un alumno de primera generación.

⁹⁾ Este resultado es robusto cuando el análisis se realiza de forma separada para cada una de las 10 comunidades autónomas que contaron con muestra ampliada en PISA 2006.

Puede observarse que este cambio en la probabilidad por lugar de nacimiento es mucho mayor que el cambio que se produce por la variación del estatus laboral de los padres. Así, pasar de una familia en la que el padre con el estatus laboral más elevado se encuentra en el primer cuartil a otra en la que el estatus laboral más elevado se halla el tercer cuartil cambia la probabilidad de asistencia a un centro concertado en unos 10 puntos.

Resultados del análisis del rendimiento escolar en los centros públicos y en los concertados

Una vez estimada la ecuación de selección de la titularidad de la escuela, estimaremos a continuación la ecuación de rendimiento en las escuelas concertadas y en las escuelas públicas (segunda etapa del modelo de Heckman). Para ello utilizamos las siguientes variables explicativas:

Estatus socioeconómico del alumno (ESCS). Esta variable la construyeron los analistas del proyecto PISA agrupando las respuestas a distintas preguntas del cuestionario de la evaluación. Así, la variable *Economic, Social and Cultural Status* (ESCS) es un índice obtenido a partir de tres variables relacionadas con el contexto socioeconómico familiar. La primera variable es el nivel educativo más alto de cualquiera de los padres, medido a partir de la *International Standard Classification of Education* (ISCED, OCDE, 1999). La segunda variable es el índice más alto de ocupación laboral de cualquiera de los dos padres medido a partir de la *Internacional Socio-Economic Index of Occupational Status* (ISEI, Ganzeboom et ál., 1992). La tercera variable es un índice de posesiones educativas relacionadas con la economía del hogar.

Efecto compañeros (EFCO). La idea que subyace a este concepto es que el nivel de conocimientos que un alumno asimila depende directamente de las características de sus compañeros (Hanushek et ál., 2001). Este hecho supone que un alumno de alto rendimiento que asiste a una escuela deja de generar una externalidad positiva sobre los alumnos de otra escuela. Sin embargo, la asignación óptima de alumnos en las escuelas, así como que padres y alumnos acepten esa asignación, es una cuestión que no resuelve el mercado y que ni se incorpora claramente en los modelos de asignación de recursos ni está resuelta por la teoría en economía de la educación. El objetivo social educativo puede alcanzarse en menor o mayor medida en función del grado de heterogeneidad que exista dentro del aula. Sin embargo, los alumnos mejor dotados tanto en habilidad como en recursos económicos tenderán a segregarse de los peor dotados, los cuales a su vez tratarán de buscar las externalidades positivas que

les proporcionan los alumnos de este primer grupo. Esta variable se ha cuantificado como el nivel medio en la variable ESCS de los compañeros que comparten la misma escuela que el alumno evaluado.

Calidad de los recursos educativos (SCMATEDU). Es también un índice derivado de las respuestas del director de la escuela a siete preguntas relacionadas con la disponibilidad de materiales educativos, ordenadores para usos didácticos, software educativo, calculadoras, libros y material de biblioteca, recursos audiovisuales y material y equipo de laboratorio¹⁰.

Curso académico (GRADO). Como consecuencia directa de la política del sistema educativo respecto de la repetición de curso o grado, un alumno de 15 años puede ir retrasado o incluso adelantado respecto del que le correspondería por su edad. El estudio de los datos demuestra que los alumnos de 15 años se reparten en los 19 países en seis cursos distintos (desde el grado 6 al grado 12), cuando por su edad deberían estar en su totalidad entre el grado 9 y el 10.

Tamaño del grupo (STRATIO). Se calcula como el total de alumnos dividido entre el total de profesores. Los profesores a tiempo parcial computan solo como medio profesor. En diferentes estudios esta variable se ha introducido en el análisis como un *input*, pues se entendía que la existencia de grupos más reducidos supondría mejoras en el rendimiento. Sin embargo, en economía de la educación no se conoce cuál es el valor óptimo para llevar a cabo la producción educativa. Esto es, no existe ningún resultado científico definitivo que señale el número de alumnos máximo que puede recibir educación en un aula sin que se deteriore el aprendizaje. Tampoco existen resultados definitivos, sino más bien una elevada controversia, acerca del efecto que el tamaño de la clase tiene en el aprendizaje de los alumnos (Hanushek, 2003).

Pertenencia a comunidad autónoma. La hipótesis de partida es que algunas comunidades autónomas son más productivas. PISA 2006 proporciona información elevable a nivel poblacional para 10 comunidades autónomas. La región de referencia en las estimaciones está formada por las comunidades autónomas que no participaron en PISA 2006 con una muestra ampliada.

¹⁰⁾ Esta variable debe tomarse con cautela, debido a que no recoge los recursos reales de la escuela sino solamente la opinión subjetiva del director del centro. Dado que la literatura existente suele indicar la poca relevancia de los recursos de las escuelas en los resultados académicos de sus estudiantes, el modelo ha sido también estimado sin incluir esta variable y los resultados no han variado. El carácter subjetivo de la variable y la distinta relación de dependencia que tiene el director de centro respecto al «propietario» en las escuelas públicas y en las privadas concertadas podrían explicar también las diferencias en la significatividad de esta variable que se obtienen en unos y otros centros.

Sexo. Se pretende analizar si los alumnos son más, igual o menos productivos que las alumnas. Ser varón es la categoría de referencia.

Proporción de mujeres. Recoge el porcentaje de mujeres en la escuela¹¹.

Porcentaje de alumnos inmigrantes. Se han incluido dos variables: la primera, el porcentaje de inmigrantes en cada escuela, que explica cómo esta variable influye en el rendimiento de todos los alumnos del centro, nativos e inmigrantes; la segunda, el porcentaje de inmigrantes multiplicado por el hecho de ser nativo, que explica cómo la concentración de los alumnos inmigrantes afecta solo a los nativos.

Lambda. Es la inversa de la ratio de Mills estimada para cada alumno en el modelo de selección escolar. Este factor corrige el sesgo en la selección escolar. Si la variable es significativa implica que los alumnos incluidos están seleccionados por las variables de la primera etapa. Está inversamente correlacionada con la probabilidad de asistir a un centro concertado. Por lo tanto, un signo negativo indicará que cuanto mayor sea la probabilidad de asistir a un centro público menor será el resultado de ese alumno.

Las estadísticas descriptivas de todas estas variables para las escuelas públicas y concertadas se muestran en la Tabla IV.

TABLA IV. Estadísticas descriptivas para escuelas públicas y concertadas

INPUTS	CONCERTADAS N = 6.846				PÚBLICAS N = 11.053			
	Media	SD	Mín.	Máx.	Media	SD	Mín.	Máx.
Alumno (B)								
ESCS	6,14	0,99	3,03	8,88	5,67	0,97	2,78	8,6
HISEI	49,49	15,98	16	90	42,65	17,59	16	90
Escuela (S)								
SCMATEDU	4,55	0,84	2,50	6,57	4,44	0,99	1,00	6,57
STD-TEACH RAT	16,26	3,30	5,65	30,55	8,87	1,88	4,69	16,26
Compañeros (P)								
ESCS_MEAN	6,14	0,51	4,53	7,48	5,67	0,41	4,50	6,84
PORC_INMIG	0,036	0,058	0,00	0,75	0,076	0,103	0,00	1,00
PORC_MUJERES	0,502	0,066	0,10	0,74	0,481	0,10	0,00	0,79

⁽¹¹⁾ Trabajos previos como el de Calero y Waisgrais (2009) muestran una asociación positiva entre esta variable y los resultados académicos a partir de un modelo de regresión multinivel. Se podría considerar esta variable como un elemento del efecto compañeros. De hecho, Calero y Waisgrais hablan en su trabajo del «efecto compañeras».

Control (Z)									
GRADO	Porcent.				Porcent.				
- 2.º ESO	3,7%				7,0%				
- 3.º ESO	18,3%				31,5%				
- 4.º ESO	78,0%				61,5%				
SEXO									
- Mujeres	50,34%				50,2%				
POBLACIÓN									
- MR	2,54%				7,83%				
- P	18,36%				35,7%				
- CP	27,76%				25,5%				
- CM	47,18%				28,9%				
- GC	4,17%				1,93%				

Fuente: elaboración propia a partir de PISA 2006.

Los resultados obtenidos de la estimación en la segunda etapa se recogen en las Tablas v y vi:

TABLA V. Resultados para los centros públicos

	MATEMÁTICAS			LECTURA			CIENCIAS		
	B	Desv. típ.	p-valor	B	Desv. típ.	p-valor	B	Desv. típ.	p-valor
(Constante)	5,210	0,124	0,000	4,932	0,145	0,000	4,976	0,126	0,000
Lnescspos	0,818	0,134	0,000	1,043	0,156	0,000	0,952	0,136	0,000
Inescs2	-0,204	0,040	0,000	-0,268	0,046	0,000	-0,233	0,040	0,000
Lnefcomp	0,092	0,026	0,000	0,031	0,030	0,302	0,117	0,026	0,000
Lnstratio	0,037	0,011	0,000	0,070	0,012	0,000	0,046	0,011	0,000
Lnscomatedu	-0,006	0,006	0,353	-0,011	0,008	0,146	0,002	0,007	0,792
Sexo	-0,040	0,003	0,000	0,062	0,004	0,000	-0,028	0,003	0,000
1.ª gen.	-0,062	0,009	0,000	-0,086	0,011	0,000	-0,100	0,010	0,000
2.ª gen.	-0,053	0,018	0,003	-0,041	0,021	0,045	-0,034	0,018	0,055
Incierto	-0,094	0,016	0,000	-0,057	0,018	0,002	-0,062	0,016	0,000
2.º ESO	-0,328	0,006	0,000	-0,322	0,007	0,000	-0,297	0,006	0,000
3.º ESO	-0,171	0,003	0,000	-0,159	0,004	0,000	-0,161	0,003	0,000
% inmig.	0,004	0,024	0,855	0,025	0,028	0,369	0,024	0,024	0,322
% inmignat.	-0,063	0,029	0,033	-0,163	0,034	0,000	-0,100	0,030	0,001
% mujeres	0,060	0,027	0,025	0,091	0,031	0,004	0,122	0,027	0,000

P. Vasco	0,008	0,011	0,471	0,041	0,013	0,002	-0,024	0,012	0,034
Navarra	0,048	0,014	0,001	0,040	0,017	0,017	0,020	0,015	0,178
Rioja	0,107	0,019	0,000	0,080	0,022	0,000	0,062	0,019	0,001
Galicia	0,059	0,007	0,000	0,065	0,008	0,000	0,053	0,007	0,000
Cataluña	-0,003	0,005	0,611	0,027	0,006	0,000	-0,020	0,005	0,000
Cast.-León	0,075	0,007	0,000	0,051	0,009	0,000	0,062	0,007	0,000
Cantabria	0,059	0,014	0,000	0,053	0,017	0,001	0,043	0,015	0,003
Asturias	0,039	0,012	0,001	0,044	0,014	0,001	0,028	0,012	0,020
Aragón	0,071	0,010	0,000	0,066	0,012	0,000	0,045	0,010	0,000
Andalucía	0,000	0,005	0,999	-0,010	0,006	0,082	-0,001	0,005	0,783
Lambda	-0,016	0,007	0,013	-0,015	0,008	0,054	-0,015	0,007	0,028
R2	0,3984			0,3422			0,3766		

TABLA VI. Resultados para los centros concertados

	MATEMÁTICAS			LECTURA			CIENCIAS		
	B	Desv. típ.	p-valor	B	Desv. típ.	p-valor	B	Desv. típ.	p-valor
(Constante)	4,998	0,188	0,000	4,090	0,164	0,000	4,974	0,166	0,000
Lnescpos	0,693	0,206	0,001	1,785	0,180	0,000	0,762	0,181	0,000
Inescs2	-0,169	0,059	0,004	-0,489	0,051	0,000	-0,183	0,052	0,000
Lncomp	0,154	0,031	0,000	0,247	0,027	0,000	0,214	0,027	0,000
Lnstratio	0,065	0,009	0,000	0,008	0,008	0,332	0,038	0,008	0,000
Lnscmatedu	0,067	0,012	0,000	0,008	0,010	0,440	0,023	0,010	0,024
Sexo	-0,058	0,005	0,000	0,050	0,004	0,000	-0,044	0,004	0,000
1.ª gen.	-0,041	0,020	0,046	0,049	0,018	0,006	-0,035	0,018	0,049
2.ª gen.	0,073	0,036	0,045	0,136	0,032	0,000	0,066	0,032	0,040
Incierto	-0,033	0,030	0,276	0,060	0,027	0,024	-0,012	0,027	0,658
2.º Eso	-0,250	0,010	0,000	-0,224	0,009	0,000	-0,230	0,009	0,000
3.º Eso	-0,167	0,006	0,000	-0,132	0,005	0,000	-0,153	0,005	0,000
% inmig.	-0,531	0,115	0,000	-0,615	0,101	0,000	-0,221	0,101	0,029
% inmignat.	0,509	0,122	0,000	0,517	0,106	0,000	0,235	0,107	0,029
% mujeres	0,141	0,023	0,000	0,145	0,020	0,000	0,107	0,021	0,000
P. Vasco	0,016	0,009	0,073	0,001	0,008	0,938	-0,023	0,008	0,004

Navarra	0,083	0,017	0,000	0,014	0,015	0,349	0,040	0,015	0,007
Rioja	0,056	0,023	0,016	0,022	0,020	0,276	0,023	0,021	0,270
Galicia	0,070	0,012	0,000	0,085	0,010	0,000	0,071	0,010	0,000
Cataluña	0,027	0,007	0,000	0,027	0,007	0,000	0,022	0,007	0,001
Cast.-León	0,090	0,010	0,000	0,048	0,008	0,000	0,071	0,008	0,000
Cantabria	0,053	0,018	0,004	0,021	0,016	0,192	0,045	0,016	0,005
Asturias	0,044	0,017	0,009	0,040	0,015	0,006	0,056	0,015	0,000
Aragón	0,055	0,013	0,000	0,024	0,011	0,034	0,042	0,011	0,000
Andalucía	0,013	0,007	0,078	0,009	0,006	0,151	0,008	0,006	0,212
Lambda	-0,065	0,010	0,000	-0,082	0,009	0,000	-0,061	0,009	0,000
R2	0,3088			0,3156			0,3196		

Los resultados recogidos en las Tablas v y vi permiten extraer las siguientes conclusiones. En primer lugar, los coeficientes obtenidos muestran que, una vez elegida escuela, la importancia de cada variable es distinta en escuelas públicas y concertadas. Ello demuestra que si bien se podía haber estimado una única función, es conveniente estimar dos modelos por separado; una función de producción educativa para la escuela pública y otra para la concertada.

En segundo lugar, la importancia del efecto compañeros es positiva, pero lo es mucho más en escuelas concertadas que en públicas. Un aumento del 10% del efecto compañeros se traduce en un aumento del 0,92% en el resultado en Matemáticas en escuelas públicas, mientras que en las concertadas supone un aumento del 1,54%. Al igual que en los resultados obtenidos por Calero y Waisgrais (2009), el porcentaje de mujeres en la escuela genera una externalidad positiva para todos los alumnos en el rendimiento de las tres pruebas, tanto en la escuela pública como en la concertada. Además, en consonancia con los resultados de otros estudios, las mujeres obtienen resultados significativamente peores que los hombres en Matemáticas y Ciencias y mejores en Lectura. En cuanto al tamaño de la clase, su influencia es significativa y tiene un efecto positivo contrario al signo esperado, es decir, más alumnos por clase supondrían un mejor rendimiento académico. No obstante la importancia de esta variable es muy débil en ambos tipos de escuelas. Nuestras estimaciones no proporcionan, por tanto, pruebas de que menos alumnos por profesor supongan un mejor rendimiento académico. Finalmente, los recursos educativos escolares son significativos y tienen un efecto positivo en las escuelas concertadas, pero no en los centros públicos. No obstante su repercusión sobre los resultados académicos es muy baja.

En tercer lugar y atendiendo a la procedencia del alumno, obtenemos que ser inmigrante penaliza al alumno en la escuela pública en todas las materias. El efecto negativo es significativo y es mayor para alumnos de primera generación y origen desconocido. En las escuelas concertadas, los alumnos de segunda generación obtienen mejores resultados que los nativos en las tres pruebas. Además, repetir un curso en la pública (concertada) supone una caída de los resultados de un 17,1% (16,7%) mientras que repetir dos cursos supone una caída del 32,8% (25,0%). Por tanto, la repetición de curso produce un fuerte efecto negativo en el rendimiento académico y puede derivar en una alta probabilidad de fracaso escolar.

En cuarto lugar, si nos fijamos en el porcentaje de alumnos inmigrantes, los resultados varían también según el tipo de escuela y matizan el efecto positivo comentado antes que ser inmigrante en la escuela concertada tiene entre los alumnos de segunda generación. En la escuela pública, el cálculo de las semielasticidades indica que un 10% de inmigrantes (entre dos y tres alumnos por aula) disminuye únicamente el rendimiento de los alumnos nativos en un 0,6% en Matemáticas, en un 1,63% en Lectura y en un 1% en Ciencias, sin implicar la concentración de efectos adicionales en los inmigrantes. En la escuela concertada, el efecto negativo de su concentración afecta más al rendimiento de los inmigrantes que al de los nativos en todas las materias. Un 10% de inmigrantes (de dos a tres alumnos por aula) disminuye los resultados de estos en un 5,31% en Matemáticas en un 6,15% en Lectura y en un 2,21% en Ciencias. Este 10% de inmigrantes solo afecta negativamente al rendimiento de los alumnos nativos en la escuela concertada y lo hace en un 0,22% en Matemáticas, en un 0,98% en Lectura y tiene, en cambio, un efecto positivo en Ciencias aunque prácticamente nulo: del 0,14%. Los efectos anteriores se doblarían si la presencia de inmigrantes pasara de cero a un 20%. De estos resultados se pueden extraer dos conclusiones: los alumnos nativos en la escuela pública ven penalizado su rendimiento por la presencia de inmigrantes de forma más elevada que los nativos en la escuela concertada; la concentración de inmigrantes en la escuela concertada penaliza el rendimiento de esos alumnos inmigrantes en mayor medida que en la escuela pública. Combinando el efecto positivo que se ha encontrado en la concertada para los alumnos de segunda generación con el efecto negativo de su concentración, se halla que el efecto positivo desaparece cuando la concentración de inmigrantes alcanza el 14% en Matemáticas, el 23% en Lectura y el 30% en Ciencias. El efecto positivo encontrado en Lectura para los alumnos de primera generación desaparece cuando la proporción de inmigrantes respecto al total de alumnos alcanza el 8%. El resultado general del efecto negativo de la concentración de inmigrantes en los alumnos nativos es acorde al obtenido por Sánchez Hugalde

(2008) y Calero y Escardibul (2007). El hecho de que los inmigrantes de segunda generación obtengan mejores resultados que los de primera puede estar relacionado con que su incorporación al sistema educativo se produce en edades tempranas, lo cual sin duda facilita el proceso de aprendizaje del idioma y el de integración en el aula.

Finalmente, los resultados de la categoría de inmigrantes *Origen incierto* obtienen coeficientes a mitad de camino entre las otras dos categorías, lo que podría indicar que los alumnos reticentes a proporcionar esta información son alumnos inmigrantes, tanto de primera como de segunda generación.

Consideraciones finales

De acuerdo con lo establecido en la LOE, la elección entre escuela pública y concertada debería ser independiente del origen socioeconómico, del nivel de renta de los padres y de la condición de ser inmigrante. Sin embargo, en España se está produciendo un sesgo creciente de selección derivado de la existencia de cuotas voluntarias en centros concertados, de la falta de información sobre la gratuidad de estos centros –financiados con fondos públicos– para los alumnos inmigrantes, de los criterios de selección, etc. El reparto de inmigrantes no es proporcional entre centros públicos y concertados y los alumnos –tanto nativos como inmigrantes– que acuden a los centros públicos se ven perjudicados. La concentración de inmigrantes afecta mucho más negativamente a los nativos y a los inmigrantes en la escuela pública.

Parece, además, que sería aconsejable revisar la política de repetición de curso, medida que afecta mucho más a los alumnos inmigrantes que a los nativos. Si bien se supone que dicha práctica tiene por objetivo recuperar a los alumnos que no han alcanzado las competencias exigidas para una edad concreta, en la realidad, repetir curso implica que aumente la probabilidad de fracaso escolar del alumno. Políticas orientadas a la detección temprana de alumnos de riesgo, formación de grupos de recuperación e incluso trabajadores sociales que orientaran a las familias podrían ser más medidas efectivas para reducir el abandono educativo temprano.

Finalmente, nos gustaría destacar que el mercado no resuelve la asignación óptima de alumnos inmigrantes en escuelas financiadas por fondos públicos. Esto supone que es necesaria una mayor intervención de las autoridades educativas en lo tocante a la asignación de los alumnos inmigrantes en las escuelas que tenga por objetivo, al menos,

el establecimiento de un porcentaje mínimo y máximo de inmigrantes para las escuelas públicas y concertadas de cada ciudad o área educativa. El reparto de inmigrantes por escuelas públicas y concertadas, junto a programas ambiciosos de integración escolar, redundaría en la mejora de la igualdad de oportunidades, en un aumento del rendimiento académico y, sobre todo, en una reducción del fracaso escolar, dimensión está sumamente relevante en el diseño de la política educativa y del futuro de la economía nacional.

Referencias bibliográficas

- CALERO, J. Y ESCARDIBUL, O. (2007). Evaluación de servicios educativos: el rendimiento en los centros públicos y privados medido en PISA 2003. *Hacienda Pública Española. Revista de Economía Pública*, 183 (4), 33-66.
- Y WAISGRAIS, S. (2009). Factores de desigualdad en la educación española. Una aproximación a través de las evaluaciones de PISA. *Papeles de Economía Española*, 119, 86-99.
- ESCARDIBUL, J. O. Y VILLAROYA, A. (2009): *Determinantes de la elección de centro escolar*. Ponencia presentada a las XVIII Jornadas de la Asociación de Economía de la Educación. Valencia, julio de 2009.
- GANZEBOOM, H. B. G., DE GRAAF, P., TREIMAN, J. Y DE LEEUW, J. (1992). A Standard Internacional Socio-Economic Index of Occupational Status. *Social Science Research*, 21 (1), 1-56.
- GRIMES, P. W. (1994). Public versus Private Secondary Schools and the Production of Economic Education. *Journal of Economic Education*, 25 (1), 17-28.
- HANUSHEK, E. A. (2003). The Failure of Input-Based Schooling Policies. *The Economic Journal*, 113, 64-98.
- , KAIN, J. F., MARKMAN, J. M. Y RIVKIN, S. G. (2001). Does Peer Ability Affect Student Achievement? *National Bureau of Economic Research. Working Paper 8502*.
- HECKMAN, J. (1979). Sample Selection Bias as an Especification Error. *Econometrica*, 47, 153-161.
- KINGDON, G. (1996). The Quality and Efficiency of Private and Public Education: a Case Study in Urban India. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58 (1), 57-81.
- MANCIBÓN, M. J. Y MUÑIZ, M. A. (2008). Private versus Public High Schools in Spain: Disentangling Managerial and Programme Efficiencies. *Journal of the Operational Research Society*, 59, 892-901.

- Y PÉREZ-XIMÉNEZ DE EMBÚN, D. (2007). Conciertos educativos y selección académica y social del alumnado. *Hacienda Pública Española*, 180, 77-106.
- MINISTERIO DE EDUCACIÓN (2008). Estadísticas de las enseñanzas no universitarias. Datos Avance. Curso 2007-08. Madrid: Ministerio de Educación.
- MISLEVY, R. J. (1991). Randomization-Based Inference about Latent Variable from Complex Samples. *Psychometrika*, 56, 177-196.
- NEAL, D. (1997). The Effects of Catholic Secondary Schooling on Educational Achievement. *Journal of Labor Economics*, 15 (1), 98-123.
- OCDE (1999). *Classifying Educational Programmes: Manual for ISCED-97 Implementation in OECD Countries*. Paris: OCDE.
- (2005). *PISA 2003 Data Analysis Manual. SAS users*. Paris: OCDE.
- (2007). *PISA 2006. Sciences Competencies for Tomorrow's World. Analysis*. Paris: OCDE.
- PERELMAN, S. Y SANTÍN, D. (2008). Measuring Educational Efficiency at Student Level with Parametric Stochastic Distance Functions: an Application to Spanish PISA Results. *Education Economics*. doi: 10.1080/09645290802470475.
- RASCH, G. (1980). *Probabilistic Models for some Intelligence and Attainment Tests*. Copenhagen: Danish Institute for Educational Research; Chicago: The University of Chicago Press.
- SALINAS, J. Y SANTÍN, D. (2009). Análisis económico de los efectos de la inmigración en el sistema educativo español. Documento de Trabajo 146/2009. Fundación Alternativas.
- SÁNCHEZ HUGALDE, A. P. (2008). *Efectos de la inmigración en el sistema educativo: el caso español*. Tesis doctoral, Universitat de Barcelona, Barcelona.
- VANDENBERGHE, V. Y ROBIN, S. (2004). Evaluating the Effectiveness of Private Education across Countries: a Comparison of Methods. *Labour Economics*, 11, 487-506.
- WITTE, J. (1992). Private Schools and Public School Achievement: are there Findings that Should Affect the Educational Choice Debate? *Economics of Education Review*, 11 (4), 371-394.

Dirección de contacto: Daniel Santín González. Universidad Complutense de Madrid. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Departamento de Economía Aplicada VI. Campus de Somosaguas, 28223, Pozuelo de Alarcón (Madrid), España. E-mail: dsantin@ccee.ucm.es