

CONCIERTOS EDUCATIVOS Y SELECCIÓN ACADÉMICA Y SOCIAL DEL ALUMNADO

María Jesús Mancebón Torrubia
Dpto. de Estructura e Historia Económica y Economía Pública
Email: mjmance@unizar.es

Domingo Pérez Ximénez de Embún
Dpto. de Análisis Económico
Email: dpxe@unizar.es

Resumen:

En esta comunicación se lleva a cabo una valoración del sistema de conciertos educativos desde la perspectiva de su contribución efectiva a la igualdad de las oportunidades de selección de centro escolar por parte de las familias. Tomando como marco teórico las aportaciones realizadas por los estudiosos de los efectos de las políticas de fomento de la libertad de elección de escuela, y a partir de una encuesta realizada a estudiantes de segundo curso de bachillerato en el curso 2001-2002 en las comunidades autónomas de Aragón, Asturias y Extremadura, el trabajo realizado permite concluir que los conciertos educativos en su diseño actual no han facilitado la integración socioeconómica de los alumnos de los centros públicos y concertados de enseñanza secundaria. El análisis de los factores que determinan la elección de un centro concertado, realizado en la última sección del estudio mediante la especificación de un modelo probit, permite además apreciar una relación significativa entre el nivel académico y socioeconómico y la elección de centro privado concertado, indicando que la segregación intersectorial encontrada en el trabajo puede ser atribuida en parte al patrón de elección de los usuarios del sistema educativo.

Palabras clave: Conciertos educativos, segregación escolar, elección de centro educativo.

JEL: I21, I28.

1.- Introducción

Uno de los principales rasgos definatorios del sistema educativo español en los niveles no universitarios es su carácter mixto o dual, con una red pública mayoritaria y una red privada de magnitud considerable. Dentro de esta última ocupan un lugar destacado los denominados centros concertados, es decir, los centros cuyo titular es una persona física o jurídica de carácter privado pero que son sostenidos con fondos públicos en virtud del régimen de conciertos regulado en la Ley Orgánica Reguladora del Derecho a la Educación (LODE) de 1985.

El sistema de conciertos educativos, que sustituye a un mecanismo menos regulado de subvenciones públicas a los centros privados, se sustenta en una figura administrativa donde se establecen los derechos y obligaciones recíprocos del titular del establecimiento privado y de la Administración Educativa en cuanto a régimen económico, duración, prórroga y extinción del acuerdo y demás condiciones de impartición de las enseñanzas¹.

Desde un punto de vista formal, los conciertos educativos pueden ser contemplados como el instrumento a través del cual se hace extensivo a todas las capas sociales el derecho de libertad de elección de centro escolar reconocido implícitamente en el texto constitucional². Ciertamente, la existencia de colegios concertados ensancha formalmente la capacidad de elección de las familias con menores recursos económicos, al permitirles optar a una oferta educativa mucho más diversificada de la que podrían aspirar a tener en ausencia de este mecanismo de intervención pública. En este sentido, los conciertos educativos pueden ser contemplados como un instrumento nivelador de las oportunidades en las condiciones de acceso a los centros, lo que, potencialmente, puede contribuir a homogeneizar la composición social del alumnado de todas las escuelas y reducir, así, la segregación escolar asociada a los sistemas educativos donde el sector privado no es financiado por los poderes públicos.

¹ Entre las obligaciones de los centros se encuentran la de impartir gratuitamente las enseñanzas del nivel educativo acordado, someter las actividades extraescolares a un régimen optativo y no lucrativo, solicitar autorización para percibir cualquier cobro en concepto de actividades complementarias, impartir el currículum escolar oficial, mantener unas ratios alumno/profesor determinadas y aplicar los mismos criterios de admisión de alumnos que los centros públicos. Por su parte, la Administración se compromete a financiar la actividad del centro concertado mediante unos módulos económicos por unidad escolar establecidos en los Presupuestos Generales del Estado.

² En efecto, en el artículo 27.3 de la Carta Magna se recoge el derecho que asiste a los padres para que sus hijos reciban la formación religiosa y moral que esté de acuerdo con sus convicciones.

Estos beneficios potenciales del sistema de conciertos educativos no son, sin embargo, automáticos, en tanto en cuanto la regulación del derecho a la elección en sí misma no constituye garantía de su ejercicio. Ello se debe a que, tal y como ha sido puesto de manifiesto por los estudiosos de las políticas de fomento de la libertad de elección, el proceso de selección de escuela se ve afectado por importantes barreras informativas y económicas que afectan de manera especial a las familias de menor nivel socioeconómico. Desde la vertiente de la información se deben señalar los costes de obtener los datos adecuados sobre las escuelas disponibles. Con respecto a las barreras económicas es importante no perder de vista que la gratuidad de la matrícula no implica gratuidad de todos los costes derivados de la asistencia a un centro escolar.

Ante esta situación cobra relevancia valorar, desde una óptica empírica, el sistema de conciertos educativos con respecto a sus efectos sobre la igualdad de oportunidades de elección y sobre la distribución del alumnado entre centros educativos públicos y privados que propicia. ¿Contribuye este sistema a igualar las oportunidades de elección de todos los individuos? ¿Favorecen los conciertos la mezcla de estudiantes de diferente estrato socioeconómico y académico?, ¿Qué factores están detrás de la elección de centro educativo y, por tanto, de la distribución del tipo de alumnado entre centros públicos y concertados? son preguntas que tratarán de obtener respuesta en este trabajo, el cual constituye uno de los pocos estudios de estas características publicados en nuestro país³. Las enormes dificultades asociadas a la obtención de información sobre las características académicas y socioeconómicas de los alumnos que asisten a los diversos centros educativos españoles constituyen una posible explicación de la escasez de este tipo de trabajos.

En nuestro caso, dichas carencias informativas han sido subsanadas mediante la realización de una encuesta a 17.297 estudiantes (75% de la matrícula aproximadamente) que cursaban 2º de Bachillerato en el curso 2001-2002 en las comunidades autónomas de Aragón, Asturias y Extremadura.

El trabajo se organiza de la forma siguiente. En el epígrafe que sigue se comparan los perfiles académicos y socioeconómicos de los alumnos de los centros públicos y concertados de las comunidades autónomas objeto de estudio. En el epígrafe 3 se plantea un modelo de elección discreta que permite identificar los factores que condicionan la elección de centro educativo y, por tanto, la distribución de los alumnos entre la enseñanza pública y concertada. La sección final recoge las principales conclusiones del trabajo.

³ Otros estudios donde se hace referencia a alguna de estas cuestiones son San Segundo (1991), Calero y Bonal (1999) y Villarroya (2003).

2.- La distribución socioeconómica y académica del alumnado en los centros públicos y concertados de educación secundaria. Una aproximación al grado de segregación intersectorial

En este apartado trataremos de contrastar si el sistema de conciertos educativos, establecido en 1985 al objeto de garantizar la igualdad de todos los ciudadanos en la elección de centro escolar, ha contribuido a nivelar la composición socioeconómica y académica de los alumnos que asisten a los centros públicos y concertados de enseñanza secundaria.

Para ello se van a analizar los resultados de una encuesta realizada a 17.297 estudiantes que en el curso 2001-2002 se encontraban en 2º de bachillerato en las comunidades autónomas de Aragón, Asturias y Extremadura. La encuesta aplicada constaba de 54 preguntas organizadas en varios bloques. Para cumplir el objetivo de este apartado se utilizarán únicamente las que hacen referencia al tipo de alumno: sus características socioeconómicas familiares (nivel de ingresos familiar, profesión y nivel de estudios de los padres), características académicas (expediente académico previo, ambición académica, autoconfianza, organización del tiempo de estudio, etc.) y características personales (edad y sexo). La naturaleza cualitativa de los datos obliga a utilizar tablas de contingencia y el contraste de la chi- cuadrado de Pearson⁴.

En primer lugar, analizaremos las diferencias en las variables relativas al potencial académico de los estudiantes. La tabla 1 recoge los resultados al respecto.

TABLA 1

El contenido de la tabla y el valor de los test de la chi-cuadrado permiten deducir que la *cualificación académica* de los estudiantes (resultados curso anterior y nota 1º bachillerato) de los centros públicos y concertados es significativamente distinta, con unas diferencias favorables a los centros concertados en las tres comunidades autónomas consideradas. Así, en el total de la muestra el porcentaje de repetidores es muy superior en los institutos de enseñanza secundaria (13.2%) que en los colegios concertados (4.8%). De la misma manera, en estos últimos se concentran muchos más alumnos que tienen aprobadas todas las asignaturas del curso anterior y que obtuvieron en él altas calificaciones. El patrón es el mismo en las tres comunidades autónomas analizadas, si bien las mayores desigualdades en estas variables se producen en Asturias y las menores en la comunidad aragonesa.

⁴ Una tabla de contingencia es un recuento de los casos para dos variables cruzadas. Sobre ella se pueden aplicar diversos contrastes que permiten apreciar si existe o no una relación entre las variables y la dirección de la misma. En concreto, el contraste de la chi-cuadrado permite contrastar la hipótesis nula de independencia entre las dos variables. Un mayor desarrollo de las cuestiones estadísticas tratadas puede verse en, Hair et al. (1999) o Visauta (2002).

Resultados similares se obtienen para las variables *ambición académica* (deseos de cursar estudios universitarios) y *autoconfianza* (percepción de la capacidad propia para superar la universidad), siendo de nuevo Aragón la comunidad donde las diferencias en las categorías extremas de las preguntas tienen una menor entidad.

Los alumnos de colegios concertados analizados también tienen una mejor *percepción del respaldo académico familiar y del grado de confianza de sus padres en su éxito académico*. Como se desprende los resultados suministrados por la tabla 1, casi un 85% de los alumnos encuestados en estos centros consideran que sus padres desean que curse estudios universitarios, frente a un 77% para el caso de los institutos públicos. Las diferencias se acentúan en Asturias (84,9% y 70,1%, respectivamente) y son menores en Aragón (81,3% en la concertada y 75,3% en la pública). En un mismo sentido, un 42.6% de los alumnos entrevistados en estos centros responden que sus padres tienen total seguridad de la superación de sus estudios universitarios con buenas notas, mientras que este porcentaje se reduce al 32.7% para el caso de alumnos de la pública.

Vista la distribución de las cualidades académicas del alumnado, veamos a continuación qué ocurre con relación al perfil socioeconómico familiar de los estudiantes de cada tipo de centro. Para ello nos valdremos de las preguntas de la encuesta relativas a: nivel de estudios de los padres, nivel de ingresos familiar y ocupación de los padres. La tabla 2 recoge los resultados de la comparación.

TABLA 2

En cuanto al nivel de estudios de los padres cabe decir que mientras que en los centros concertados analizados existe una distribución bastante homogénea con relación al *nivel de estudios* del padre (básicos, medios y superiores, cada uno en torno a 33%), en los públicos la distribución está sesgada hacia los de estudios básicos (un 52.9% frente a un 16.1% que tiene estudios superiores en el conjunto de los centros estudiados)⁵. Aunque en las tres comunidades la conclusión es similar, las mayores diferencias se encuentran ahora en la comunidad extremeña, siendo de nuevo Aragón la comunidad con menores diferencias relativas en el perfil académico del progenitor de los alumnos de la enseñanza pública y concertada. El nivel de estudios de la madre resulta también muy diferenciador por tipo de centro en la totalidad de la muestra analizada.

Con respecto a las variables más relacionadas con los aspectos económicos del ámbito familiar, el *nivel de ingresos* y la *profesión* de los padres, en la totalidad de colegios concertados de la muestra se concentra un mayor porcentaje de estudiantes cuya familia dispone de unos ingresos superiores a

⁵ Esta conclusión es similar a la obtenida en Pérez-Díaz et al. (2001).

1800€ por mes. Las mayores desigualdades en esta variable se encuentran de nuevo en la comunidad extremeña y las menores en la aragonesa.

En cuanto a la profesión de los padres, el análisis de la tabla 2 permite también llegar a conclusiones similares. En los centros concertados se concentran muchos más alumnos cuyo padre tiene un trabajo cualificado (64.6% frente al 35.4% de trabajo no cualificado en la totalidad de la muestra) mientras que en la pública los porcentajes son a la inversa (60.3% trabajo no cualificado y 39.7% trabajo cualificado). Las menores diferencias por tipo de centro se encuentran de nuevo en Aragón.

En definitiva, el análisis desarrollado permite constatar la existencia de procesos de segregación académica y socioeconómica en nuestro sistema educativo que favorecen a los centros de titularidad privada. Los alumnos de 2º de bachillerato LOGSE de los centros concertados tienen un mejor expediente académico previo, una mayor ambición académica propia y familiar, una mayor autoconfianza y una mejor percepción del grado de confianza que sus padres tienen depositada en su éxito académico futuro. Del mismo modo, en los colegios concertados se concentra una mayor proporción de estudiantes cuyos progenitores desempeñan una profesión cualificada, han cursado estudios superiores y disponen de unos ingresos mensuales superiores a 1800 euros. Estos resultados son similares a los obtenidos en muchos trabajos que comparan el perfil académico y económico de los alumnos de los centros educativos públicos y privados⁶. Otro aspecto a destacar es la consistencia en los resultados en las tres regiones consideradas y la menor segregación relativa encontrada en el sistema educativo aragonés, especialmente en las variables de entorno socioeconómico familiar. En estos aspectos la comunidad menos integradora es la extremeña, justamente la que menor presencia tiene de la enseñanza concertada en el nivel de educación secundaria. Nuestros resultados difieren en este aspecto de los obtenidos en Calero y Bonal (1999) donde se comprueba que las comunidades autónomas con mayor presencia de la enseñanza privada (en este caso no sólo concertada) son aquellas con mayor división social entre enseñanza pública y privada⁷.

El bajo valor del p-value obtenido en todos los casos analizados indica además que las variables analizadas y el tipo de centro mantienen una relación de dependencia.

⁶ Estas comparaciones son habituales en los estudios que comparan el performance relativo de escuelas privadas y públicas (véanse Jiménez et al., 1991, Williams and Carpenter, 1991, Witte, 1992, o Figlio y Stone, 1997), así como en los que analizan el impacto de las políticas de *school choice* sobre la segregación escolar (Levin, 1998, Coobb y Glass, 1999, Lankford y Wyckoff, 2001, Dee y Fu, 2004, entre otros).

⁷ Las comunidades incluidas en nuestro trabajo aparecen agrupadas en el trabajo de estos autores en el grupo "Territorio MEC". Sus conclusiones se refieren al alto nivel de estratificación social encontrado en País Vasco, Navarra y Cataluña, justamente aquellas en las que existe una mayor participación de la enseñanza privada.

3.-Análisis de los determinantes de la elección de tipo de centro educativo

El análisis realizado en la sección anterior mediante las tablas de contingencia ha permitido detectar una relación de dependencia entre el tipo de alumno y el tipo de centro educativo, si bien con la información disponible no se puede identificar la dirección de la misma. Dicho de otra forma, no se puede concluir si son los mejores alumnos los que eligen los centros concertados, o si son estos centros los que seleccionan a los estudiantes más selectos. Dicho de otra forma: ¿el pertenecer a un entorno más selecto favorece la elección de un centro concertado o son los centros los que practican políticas de exclusión de riesgos?.

3.1.- Especificación del modelo

El objetivo específico de esta sección es estudiar qué factores explican la asistencia a un centro privado concertado. La naturaleza cualitativa y discreta de la variable dependiente (asistencia a un centro concertado) explica que para ello utilicemos un modelo con variable dependiente discreta. Dentro de las alternativas existentes, optamos por aplicar un modelo probit.

En estos modelos se trata de modelizar la probabilidad de que un estudiante i se encuentre matriculado en un centro privado concertado ($P_i=1$) (frente a la alternativa de un centro público, $P_i=0$). En nuestro caso, dicha probabilidad será analizada en función de un conjunto de variables socioeconómicas (S_i), del historial académico y hábitos de estudio (H_i) y de otras características (O_i), que serán extraídas de la encuesta anteriormente comentada. En el grupo O_i se recogen un conjunto de variables que tratan de medir la relevancia de ciertas características personales (sexo) de los alumnos, así como su percepción del centro educativo, y los motivos que le llevaron a seleccionar su centro escolar.

Para poder trabajar numéricamente con el modelo debemos contar con una variable latente continua que representaría la utilidad que le reporta al estudiante estar matriculado en su centro. Sin embargo, esta variable no es observable, sino que únicamente disponemos de la pertenencia a un tipo de centro u otro. Por lo tanto, debemos hacer una transformación según la cual $P_i=1$ si $P_i^* > 0$ y $P_i=0$ si $P_i^* < 0$. De esta forma el modelo puede representarse algebraicamente como sigue:

$$P_i^* = \alpha + \beta_S S_i + \beta_H H_i + \beta_O O_i + \varepsilon_i$$

Los datos disponibles para la estimación son los procedentes de la encuesta anteriormente comentada. Dada la naturaleza del problema que ahora se pretende resolver se han excluido del

análisis a aquellos individuos que pertenecen a centros situados en localidades donde no existe una alternativa escolar distinta al tipo de centro (público o concertado) donde ellos están matriculados (dado que en este caso no existe posibilidad de elección). Ello ha reducido el tamaño muestral a casi 10.000 casos, frente a los más de diecisiete mil individuos con los que contábamos inicialmente. Las variables exógenas han sido seleccionadas tomando como referencia algunos trabajos previos realizados sobre el tema (San Segundo, 1991, Kingdon, 1996, Bedi y Garg, 2000, Figlio y Stone, 2001, Lankford y Wyckoff, 2001, Epple, Figlio y Romano, 2004).

Para aproximar el nivel socioeconómico de la familia del estudiante (ingresos familiares, nivel de estudios y profesión de los padres) se ha optado por construir un indicador socioeconómico que representa la variabilidad conjunta de todas estas variables. Para ello se ha utilizado el análisis de correspondencias múltiple. La aplicación de este método de reducción de información a dichas variables da lugar a una única dimensión que denominamos indicador socioeconómico (ISOC) y que explica un 54,45% de la información categórica relativa al *background* socioeconómico familiar. Este indicador constituye la variable a incorporar en el modelo probit como aproximación a las variables socioeconómicas (S_i).

Con respecto a las variables de carácter académico (H_i) incluidas en la encuesta a priori se podrían agrupar en tres grandes grupos: aquéllas indicativas del expediente académico previo del alumno, las relativas a la organización del tiempo de estudio y asistencia a clase y, por último, aquéllas relacionadas con la ambición académica del alumno, su nivel de auto confianza y la percepción de la confianza que tienen depositada sus padres y profesores en su éxito académico. Para reducir esta información utilizamos el análisis de correlación canónica no lineal cuya filosofía es similar a la del análisis de correspondencias múltiples pero que resulta más adecuado en los casos, como el que ahora nos ocupa, donde las variables objeto de reducción pueden agruparse según criterios teóricos (en este caso, los tres grupos indicados en el párrafo anterior).

La aplicación de esta técnica de reducción de información a las variables académicas contenidas en la encuesta nos lleva a identificar dos dimensiones que explican el 49,65% de la información académica existente en las ocho preguntas de la encuesta relativas a estos aspectos. La primera dimensión (IACAD1) agrupa a las variables que hacen referencia al expediente académico del curso anterior. La segunda dimensión (IACAD2) agrupa a las variables relativas a la ambición académica del estudiante y a las expectativas de padres y profesores y las relativas a los hábitos de estudio. Serán las variables IACAD1 e IACAD2 las que se incorporen a la regresión.

Finalmente, se incluyen en el modelo las variables: sexo, nivel de satisfacción con el centro, motivos de elección, tiempo de permanencia en el centro y comunidad autónoma.

3.2.- Resultados

Como se ha comentado anteriormente se han estimado modelos probit y logit. En la tabla 3 se muestran los resultados del modelo probit. La primera columna recoge el nombre de las variables exógenas, la segunda el coeficiente estimado de éstas (coef), la tercera el t-ratio (t) y, por último, la cuarta la estimación de los efectos marginales (dF/dx)⁸.

Tabla 3: Modelo de elección de centro educativo (probit)

Variable exógena	coef	t	dF/dx
Indicador socioeconómico (ISOC)	0,159	10,56	0,058
Expediente académico (IACAD1)	0,220	13,48	0,080
Ambición académica y hábitos estudio (IACAD2)	0,188	12,41	0,069
Participación actividades extraescolares	0,361	7,08	0,138
Antigüedad en el centro	0,716	22,94	0,259
Recomendaría centro	-0,218	-6,17	-0,082
Elección centro (Prestigio)	0,788	19,83	0,302
Elección centro (Tradicición)	0,724	13,84	0,281
Elección centro (Proximidad)	-0,725	-18,80	-0,246
Sexo (Hombre)	0,094	3,11	0,035
CC.AA. (Aragón)	0,230	6,60	0,085
CC.AA. (Extremadura)	-0,379	-9,88	-0,134
Constante	-0,645	-14,31	

Nota: logL=-4653,99; pseudo R²=27,12; observaciones=9.642.

Al analizar los parámetros estimados y su significatividad destaca la importancia de la variable socioeconómica, las académicas, la antigüedad en el centro y las variables que identifican las razones de elección del centro educativo.

Así, puede observarse una clara relación positiva entre el nivel socioeconómico (ISOC) y la probabilidad de asistir a un centro concertado. En concreto un incremento infinitesimal en este indicador implicaría un aumento de un 5,8% en la probabilidad de asistir a centro concertado. Esto viene a confirmar los resultados obtenidos en los trabajos previos tanto para el caso español como para otros estudios internacionales. Además, y al igual que ocurre en San Segundo, 1991, se observa que los alumnos de comunidades autónomas con un mayor nivel de renta per cápita y mayor presencia relativa de centros concertados (Aragón y Asturias) tienen una mayor probabilidad de

⁸ Hay que tener en cuenta que en los modelos probit los parámetros estimados del modelo no son iguales a los efectos marginales. Estos hacen referencia a la variación de la probabilidad de que ocurra el suceso j que se produce cuando el valor de dicha explicativa varía infinitesimalmente. En el caso, como es el de muchas de nuestras variables, de que la explicativa sea una variable dummy, la interpretación se transforma a términos discretos. Bajo estas circunstancias el efecto marginal se mostraría ante un cambio de 0 a 1 del valor de la variable exógena, y no ante uno infinitesimal pues no existe.

asistir a un centro concertado. Dicho con otras palabras, la decisión de irse a vivir a Extremadura reduciría en un 13,4% la probabilidad de que el estudiante eligiera allí un centro concertado. Sin embargo, mudarse a Aragón aumentaría esta probabilidad en un 8,5%⁹. A diferencia de los resultados que se obtienen en otros trabajos (San Segundo, 1991) las variables académicas sí que parecen tener una relación clara con la elección de centro concertado o público¹⁰. Así, la relación entre la variable IACAD1 y del tipo de centro es positiva, indicando que los estudiantes con mejor expediente académico tienen mayor probabilidad de asistir a centros concertados. El indicador que agrupa las variables relacionadas con la ambición académica y los hábitos de estudio (IACAD2) muestra también un sentido positivo en su relación con la probabilidad de pertenecer a centro concertado. Se observa también que la probabilidad de que un alumno esté matriculado en un centro concertado (en lugar de en uno público) tiene una relación positiva con el hecho de que su familia eligiera dicho centro por motivos de prestigio o tradición familiar, pero una relación negativa con el hecho de elegir centro por motivos de proximidad. La antigüedad en el centro, medida como aquellos estudiantes que llevan matriculados en el centro más de 5 años, también guarda una relación positiva con el hecho de pertenecer a un centro concertado. Por lo tanto, se da en los centros públicos una mayor movilidad de los estudiantes entre centros.¹¹

4.- Conclusiones

El análisis realizado a lo largo de los epígrafes anteriores cuestiona seriamente la capacidad de los conciertos educativos para igualar las oportunidades de elección de centro educativo para todas las familias. Después de casi veinticinco años de vigencia del sistema, la distribución de los alumnos entre la enseñanza pública y privada sigue respondiendo a un claro patrón socioeconómico que

⁹ En la tabla no se muestran los resultados para Asturias. Esto se debe a que no se pueden incluir en la misma regresión las tres variables dummy de identificación de comunidad autónoma puesto que se produciría multicolinealidad perfecta. Las regresiones que se han realizado incluyendo Asturias y excluyendo otra de las dummy han dado como resultado una relación positiva entre esta variable y la elección de centro concertado. Los resultados de estos modelos están a disposición de los lectores.

¹⁰ Esto puede deberse a que en los trabajos previos se incluían en las regresiones distintos indicadores del historial académico que pueden estar altamente correlacionados lo que puede generar problemas en las regresiones y que los parámetros estimados no recojan adecuadamente los efectos. Este problema ha sido salvado en este trabajo mediante la reducción de la información académica a dos indicadores según se ha comentado anteriormente.

¹¹ Esta variable trata de corregir, al menos en parte, el hecho de disponer sólo de datos de estudiantes de 2º de bachillerato LOGSE, dado que en la mayoría de los centros concertados este nivel de estudios no está financiado por fondos públicos. Otra forma que también se ha estudiado por parte de los autores ha sido el seleccionar únicamente los casos en los que el estudiante ha permanecido más de 5 años en el centro (4.492 individuos) y estimar los modelos únicamente con estos datos. De esta forma se estudia el comportamiento de los estudiantes que no han variado de opción educativa (pública/concertada/privada) al pasar de la enseñanza obligatoria al bachillerato, controlándose así que los alumnos entrevistados pertenecen efectivamente a los modelos público o concertado objeto de atención en este trabajo. Los resultados son casi idénticos a los obtenidos en la tabla 3, estando a disposición de los lectores.

favorece a los centros de titularidad privada. En éstos se concentran de manera mayoritaria los estudiantes cuyas familias disponen de mayores ingresos, profesiones que requieren mayor cualificación y nivel de estudios más alto. En consonancia con ello, son estudiantes que cuentan con mejores actitudes hacia el aprendizaje (mayores aspiraciones educativas y más confianza en sí mismos) y que se sienten más respaldados académicamente por sus familias. Por el contrario, en los centros públicos se concentran en mayor proporción los alumnos procedentes de los entornos familiares menos selectos. Estos resultados confirman, por tanto, la existencia de procesos de *cream skinning* en el mercado educativo español, fenómeno éste que ha sido detectado también en varios trabajos que han analizado los sistemas educativos británico y americano.

Referencias bibliográficas:

Bedi, A.S. y Garg, A. (2000), "The effectiveness of private versus public schools: the case of Indonesia", *Journal of Development Economics*, 61: 463-494.

Calero, J. y Bonal, X. (1999), *Política educativa y gasto público en educación. Aspectos teóricos y una aplicación al caso español*. Barcelona. Ed. Pomares- Corredor.

Cobb, C.D. y Glass, G. (1999), "Ethnic segregation in Arizona Charter Schools", *Education Policy Analysis Archives*, 7(1), en <http://epaa.asu.edu/epaa/v7n1>.

Dee, T.S. y Fu, H. (2004), "Do charter schools skim students or drain resources?", *Economics of Education Review*, 23: 259-271.

Epple, D., Figlio, D. y Romano, R. (2004), "Competition between private and public schools: testing stratification and pricing predictions", *Journal of Public Economics*, 88 (7-8): 1215-1245.

Figlio, D.N. and Stone, J.A. (1997), School choice and student performance. Are private schools really better?. Discussion Paper 1141-97. Institute for Research on Poverty

Figlio, D.N. y Stone, J.A. (2001), "Can public policy affect private school cream skinning?", *Journal of Urban Economics*, 49: 240-266.

Hair, J.F., Anderson, R.E., Tatham, R.L. y Black, W.C. (1999), *Análisis multivariante*. Madrid. Ed. Prentice Hall.

Jimenez, E., Lockheed, M.E. and Paqueo, V. (1991), "The relative efficiency of private and public schools in developing countries", *The World Bank Research Observer*, 6 (2): 205-218.

Kingdon, G. (1996), "The quality and efficiency of private and public education: a case-study of urban India", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58 (1): 57-82.

Lankford, H. y Wyckoff, J. (2001), "Who would be left behind by enhanced private school choice?", *Journal of Urban Economics*, 50: 288-312.

Levin, H. M. (1998), "Educational vouchers: effectiveness, choice and costs", *Journal of Policy Analysis and Management*, 17 (3): 373-392.

Pérez-Díaz, V., Rodríguez, J.C. y Sánchez Ferrer, L. (2001), *La familia española ante la educación de sus hijos*. Barcelona.Fundación La Caixa.

San Segundo, M.J. (1991), “Evaluación del sistema educativo a partir de datos individuales”, *Economía Industrial*, 278: 23-37.

Villarroya, A. (2003), “La financiación pública de la enseñanza privada no universitaria”, *Revista de Educación*, 330: 187-204.

Visauta Vinacua, B. (2002), *Análisis estadístico con SPSS para Windows*, Madrid. McGraw Hill.

Williams, T. and Carpenter, P. (1991), “Private schooling and public achievement in Australia”, *International Journal of Educational Research*, 5: 411-431.

Witte, J.F. (1992), “Private school versus public school achievement: are there findings that should affect the educational choice debate?”, *Economics of Education Review*, 11 (4): 371-394.

Tabla 1. Tablas de contingencia Variables académicas y personales

Pregunta encuesta	Opciones de respuesta	ARAGÓN			ASTURIAS			EXTREMADURA			TRES CC.AA.		
		Centro público	Centro concertado	Total	Centro público	Centro concertado	Total	Centro público	Centro concertado	Total	Centro público	Centro concertado	Total
Calificaciones curso pasado (a)	Aprobé todo	61,3%	73,4%	65,2%	58,6%	82,9%	64,7%	56,9%	78,8%	59,8%	58,8%	77,6%	63,1%
	Me quedan asignaturas pendientes	27,0%	20,9%	25,1%	27,9%	14,4%	24,5%	28,8%	15,1%	27,0%	28,0%	17,6%	25,6%
	Estoy repitiendo	11,6%	5,6%	9,7%	13,5%	2,8%	10,8%	14,3%	6,2%	13,2%	13,2%	4,8%	11,3%
Nota 1º Bachillerato (b)	Notable o superior	34,2%	38,1%	35,4%	33,4%	48,3%	37,2%	34,2%	46,6%	35,8%	34,0%	43,2%	36,1%
	Bien o suficiente	41,7%	43,7%	42,3%	41,3%	39,4%	40,9%	42,1%	40,0%	41,9%	41,8%	41,5%	41,7%
	Me quedan pendientes	24,1%	18,3%	22,2%	25,2%	12,2%	22,0%	23,7%	13,4%	22,3%	24,3%	15,3%	22,2%
¿Deseas cursar estudios universitarios? (c)	Sí, licenciatura	40,5%	54,0%	44,8%	37,5%	62,8%	43,8%	43,5%	67,2%	46,6%	40,8%	59,6%	45,2%
	Sí, diplomatura	36,0%	28,5%	33,6%	30,2%	25,8%	29,1%	37,7%	26,3%	36,1%	35,0%	27,2%	33,2%
	No	23,5%	17,5%	21,6%	32,4%	11,4%	27,1%	18,9%	6,5%	17,2%	24,3%	13,2%	21,7%
¿Te consideras capacitado para cursar con buenas notas una carrera universitaria? (d)	Sí	30,9%	37,8%	33,1%	28,5%	40,2%	31,4%	33,5%	46,7%	35,3%	31,2%	40,4%	33,4%
	Será complicado pero aumentaré el esfuerzo	41,5%	41,3%	41,4%	37,3%	38,8%	37,7%	44,3%	40,2%	43,8%	41,4%	40,3%	41,1%
	Capacitado sólo para aprobar	18,1%	13,6%	16,6%	19,7%	15,7%	18,7%	15,8%	11,0%	15,2%	17,6%	13,8%	16,7%
	No	9,6%	7,3%	8,8%	14,5%	5,2%	12,2%	6,3%	2,1%	5,8%	9,7%	5,5%	8,8%
¿Desean tus padres que curses una carrera universitaria? (e)	Sí	75,3%	81,3%	72,2%	70,1%	84,9%	73,8%	84,7%	92,8%	85,7%	77,5%	84,8%	79,2%
	No	2,4%	1,7%	2,1%	3,8%	1,8%	3,3%	1,9%	1,0%	1,8%	2,6%	1,6%	2,4%
	No opinan	22,3%	17,1%	20,6%	26,0%	13,3%	22,8%	13,4%	6,2%	12,4%	19,8%	13,6%	18,4%
¿Qué grado de confianza crees que tienen tus padres en que acabes tu educación universitaria con buenas notas? (f)	Total seguridad	34,4%	42,8%	37,1%	30,4%	40,4%	32,9%	33,1%	45,8%	34,8%	32,7%	42,6%	35,0%
	Difícil pero posible	26,1%	25,3%	25,9%	27,5%	24,3%	26,7%	26,5%	21,2%	25,8%	26,7%	24,1%	26,1%
	Con que termine ya estarían satisfechos	39,5%	31,8%	37,1%	42,0%	35,4%	40,4%	40,3%	33,0%	39,4%	40,6%	33,2%	38,9%

(a) Test chi-cuadrado: Aragón = 93,827 (p-value = 0,000), Asturias = 264,33 (p-value = 0,000), Extremadura = 140,38 (p-value = 0,000), Tres CC.AA. = 492,75 (p-value = 0,000)

(b) Test chi-cuadrado: Aragón = 25,817 (p-value = 0,000), Asturias = 134,44 (p-value = 0,000), Extremadura = 64,70 (p-value = 0,000), Tres CC.AA. = 182,9 (p-value = 0,000)

(c) Test chi-cuadrado: Aragón= 173,99 (p-value = 0,000), Asturias = 306,99 (p-value = 0,000), Extremadura= 173,99 (p-value = 0,000), Tres CC.AA.= 465,15 (p-value = 0,000)

(d) Test chi-cuadrado: Aragón = 41,699 (p-value = 0,000), Asturias= 121,18 (p-value = 0,000), Extremadura = 70,62 (p-value = 0,000), Tres CC.AA.= 167,98 (p-value = 0,000)

(e) Test chi-cuadrado: Aragón= 26,042 (p-value = 0,000), Asturias = 110,64 (p-value = 0,000), Extremadura = 38,42 (p-value = 0,000), Tres CC.AA.= 99,68 (p-value = 0,000)

(f) Test chi-cuadrado: Aragón = 44,782 (p-value = 0,000), Asturias = 43,76 (p-value = 0,000), Extremadura = 49,8 (p-value = 0,000), Tres CC.AA.= 135,82 (p-value = 0,000)

Tabla 2: Tablas de contingencia Variables socioeconómicas

Pregunta encuesta	Opciones de respuesta	ARAGÓN			ASTURIAS			EXTREMADURA			TRES CC.AA		
		Centro público	Centro concertado	Total	Centro público	Centro concertado	Total	Centro público	Centro concertado	Total	Centro público	Centro concertado	Total
Estudios del padre (a)	Básicos	48,0%	33,5%	43,4%	48,2%	26,7%	42,8%	60,0%	34,9%	56,7%	52,9%	31,6%	48,0%
	Medios	32,8%	33,5%	33,0%	37,2%	35,2%	36,7%	25,0%	29,2%	25,6%	31,0%	33,2%	31,5%
	Superiores	19,2%	33,0%	23,5%	14,6%	38,1%	20,5%	15,0%	35,9%	17,8%	16,1%	35,2%	20,6%
Estudios de la madre (b)	Básicos	55,7%	43,2%	51,7%	51,5%	32,2%	46,6%	67,1%	41,5%	63,7%	59,1%	39,2%	54,5%
	Medios	27,3%	31,8%	28,7%	34,8%	35,4%	35,0%	19,8%	22,4%	20,2%	26,5%	31,1%	27,6%
	Superiores	17,0%	25,1%	19,6%	13,7%	32,4%	18,4%	13,1%	36,2%	16,1%	14,4%	29,7%	18,0%
Ingresos familiares (c)	Menos de 1200 euros	16,8%	9,8%	14,5%	21,7%	8,9%	18,5%	38,8%	16,4%	35,9%	27,1%	10,8%	23,3%
	Entre 1200 y 1800 euros	48,0%	43,0%	46,4%	48,5%	39,3%	46,2%	40,0%	35,8%	39,5%	45,0%	40,4%	43,9%
	Más de 1800 euros	35,2%	47,2%	39,1%	29,8%	51,8%	35,4%	21,2%	47,9%	24,7%	27,9%	48,9%	32,8%
Profesión del padre (d)	Empleo no cualificado	56,8%	37,4%	50,6%	63,7%	34,8%	56,5%	60,2%	31,9%	56,5%	60,3%	35,4%	54,5%
	Empleo cualificado	43,2%	62,6%	49,4%	36,3%	65,2%	43,5%	39,8%	68,1%	43,5%	39,7%	64,6%	45,5%
Profesión de la madre (e)	Empleo no cualificado	77,8%	66,8%	74,3%	80,0%	61,5%	75,4%	81,5%	56,0%	78,2%	80,0%	62,9%	76,0%
	Empleo cualificado	22,2%	33,2%	25,7%	20,0%	38,5%	24,6%	18,5%	44,0%	21,8%	20,0%	37,1%	24,0%

(a) Test chi-cuadrado: Aragón= 163,464 (p-value = 0,000), Asturias= 368,1 (p-value = 0,000), Extremadura= 257,12 (p-value = 0,000), Tres CC.AA.= 834,97 (p-value = 0,000)

(b) Test chi-cuadrado: Aragón = 89,450 (p-value = 0,000), Asturias = 262,16 (p-value = 0,000), Extremadura= 308,47 (p-value = 0,000), Tres CC.AA.= 640,35 (p-value = 0,000)

(c) Test chi-cuadrado: Aragón= 93,916 (p-value = 0,000), Asturias= 236,63 (p-value = 0,000), Extremadura= 289,84 (p-value = 0,000), Tres CC.AA.= 750,34 (p-value = 0,000)

(d) Test chi-cuadrado: Aragón= 189,606 (p-value = 0,000), Asturias= 332,25 (p-value = 0,000), Extremadura = 228,47 (p-value = 0,000), Tres CC.AA.= 754,45 (p-value = 0,000)

(e) Test chi-cuadrado: Aragón= 79,381 (p-value = 0,000), Asturias= 179,74 (p-value = 0,000), Extremadura= 267,81 (p-value = 0,000), Tres CC.AA.= 487,62 (p-value = 0,000)