

CONDICIONES DE ACCESO Y OTRAS CARACTERÍSTICAS DEL ESTUDIANTE COMO DETERMINANTES DEL ÉXITO EN EL PRIMER CURSO UNIVERSITARIO¹

Oscar D. Marcenaro Gutiérrez

London School of Economics (Centre for Economics Performance)

M^a Lucía Navarro Gómez

Departamento de Estadística y Econometría (Universidad de Málaga)

ABSTRACT

En un contexto como el actual, en el que la revisión de las políticas educativas está afectando a la estructura del funcionamiento de la educación superior, se hace especialmente necesario el conocimiento de los factores que condicionan el éxito de los alumnos en la Universidad. Este trabajo pretende arrojar luz al respecto, puesto que evalúa la influencia de las características personales, familiares y académicas del estudiante sobre diferentes medidas del *output* educativo (notas obtenidas en los exámenes y probabilidad de aprobar). En particular, se estudia el resultado en el primer curso universitario, prestando especial atención a la relación entre esas medidas del producto y las variables que recogen las condiciones de acceso a la Universidad (calificaciones de acceso, obtención de las primeras preferencias declaradas por el alumno, etc.). Este análisis permitirá identificar algunas de las facetas sobre las que deben incidir las políticas educativas orientadas a mejorar la eficiencia de la enseñanza superior. Los datos utilizados para sustentar este estudio proceden de la información individual anonimizada de la cohorte de estudiantes matriculados por primera vez, durante el curso 1996/97, en la Universidad de Málaga.

¹ Este trabajo se ha realizado en el marco del Proyecto PB98-1411-C03-01 del Programa Sectorial de Promoción General del Conocimiento (DGESIC. MEC). Los autores expresan su agradecimiento al Servicio Central de Informática de la Universidad de Málaga y a la Junta de Andalucía por proporcionar la base de datos utilizada en este trabajo.

1. INTRODUCCIÓN

El fuerte crecimiento de la demanda de estudios superiores desde comienzo de la década de los años 70 ha dado como resultado que el índice de matriculación en España sea uno de los más altos de Europa. Sin duda, a ello ha contribuido no sólo el crecimiento del número de centros y becas (Calero, 1993), sino también las facilidades que las normas de acceso a la universidad han proporcionado. Además, los bajos precios de matrícula y la compatibilización de los estudios con trabajos a tiempo parcial han fomentado la permanencia del alumnado en la enseñanza superior.

Ese crecimiento continuado de la demanda persiste con elevadas tasas de repetición y de abandono en la educación superior², lo que en una situación de restricciones presupuestarias, actúa como un lastre que acrecienta el coste unitario de los titulados universitarios, dificultando así potenciales mejoras cualitativas en este nivel de estudios. En este contexto se circunscriben las recientes reformas educativas en nuestro país, que se plantean como objetivo fundamental la mejora de la calidad de la enseñanza, para lo cual es necesario un profundo conocimiento del funcionamiento del propio sistema.

En este sentido, resulta relevante el análisis de los factores que condicionan el éxito de los alumnos en la Universidad, ya que permitirá identificar algunas facetas sobre las que deben incidir las políticas educativas orientadas a mejorar la eficiencia del sistema de enseñanza. Este trabajo pretende arrojar luz al respecto, puesto que evalúa la influencia de las características personales, familiares y académicas del estudiante sobre diferentes medidas del *output* educativo en el primer curso universitario (notas medias obtenidas en los exámenes y probabilidad de aprobar). En concreto, se persigue explicar el éxito de los alumnos como resultado de una combinación de sus características individuales y de algunas características organizativas del sistema, en particular aquellas relacionadas con la selección en el acceso. Este último aspecto reclama especialmente nuestra atención, debido a la práctica inexistencia de estudios que, centrados en el sistema universitario español, hayan evaluado la influencia de las condiciones de acceso en las diferentes titulaciones sobre el rendimiento posterior del joven³. La segunda finalidad de este trabajo gira en torno a la aplicación de una técnica de estimación econométrica, la regresión cuantílica, que a pesar de haber sido desarrollada hace casi tres décadas, no ha gozado de mucha difusión, especialmente en el campo de la economía de la

² En concreto, en 1998 el número total de abandonos alcanzó a casi 85.000 alumnos. De éstos el 39,3% correspondió a alumnos de ciclo corto, que en términos relativos es el colectivo que sufrió más abandonos, ya que el porcentaje de matriculados en este tipo de enseñanzas era, para ese mismo año, del 35,8% (Hernández, 2000).

³ En este sentido, hay que destacar el trabajo previo de Hernández y Cañada (2002). A nivel internacional, ha existido una continua preocupación por el diseño de mejores reglas de admisión. Véase, por ejemplo, Anderson et al. (1994).

educación. La utilización de este instrumento analítico permitirá enriquecer la estimación tradicional por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) de la función de producción educativa.

El resto del trabajo se estructura como sigue. En el siguiente apartado se realiza una descripción estadística de los datos y variables que sirven de fundamento a las estimaciones. En el tercero se describe de forma sucinta las especificaciones econométricas usadas para modelizar el éxito académico, cuyos resultados se presentan y discuten en el cuarto apartado. Por último, se exponen las ideas más relevantes extraídas a modo de conclusiones.

2. DATOS Y VARIABLES UTILIZADAS

El análisis que se presenta aquí se fundamenta en la información individual anonimizada de la cohorte de estudiantes matriculados por primera vez, durante el curso 1996/97, en las diferentes titulaciones ofertadas por la Universidad de Málaga⁴. En concreto, la muestra de alumnos se compone de 6732 individuos de primer curso, obtenida tras eliminar todas aquellas observaciones que no presentaban información respecto a una o más de las variables empleadas en las estimaciones correspondientes. La descripción estadística de estas variables, por sexo, aparece en la tabla 1.

En los análisis efectuados se utilizan dos formas de medir el éxito académico, que constituyen *proxies* del *output* educativo⁵. Una primera, continua, que emplea una escala de 0 a 4, muestra la puntuación promedio obtenida por el universitario en todas las convocatorias de exámenes a que puede acceder durante su primer año de estudios⁶. Y la segunda, de tipo

⁴ Como se ha indicado, esta base de datos ha sido suministrada por el Servicio Central de Informática de la Universidad de Málaga y por la Junta de Andalucía.

⁵ El carácter multiproducto de la enseñanza universitaria hace difícil de identificar y evaluar en su integridad su *output*, a lo que se añade la no existencia de precios de mercado para algunos de los elementos que lo conforman.

⁶ Esta escala es utilizada por el Ministerio de Educación para la evaluación de los expedientes, y se aplica en función del siguiente criterio: suspenso o no presentado=0, aprobado=1, notable=2, sobresaliente=3 y matrícula de honor=4.

Se ha realizado una media ponderada por el valor en créditos de cada asignatura, para tener en cuenta el peso relativo de cada una en el currículum del estudiante.

discreto, que permite caracterizar a aquellos alumnos que tienen en media una calificación igual o superior a aprobado, frente a los que no superan ese umbral.

En relación a esas medidas de rendimiento educativo, y según se observa en la tabla 1, la calificación media en la universidad es bastante baja, aprobando el curso completo sólo el 24% de los alumnos; las mujeres presentan una nota promedio casi 0,3 puntos superior a la de los hombres y, en consecuencia, una mayor proporción de ellas obtiene una calificación igual o superior al aprobado en su primer año. Las diferencias relativas a la nota media de acceso a la universidad son menores, por cuanto la proporción de alumnas con una calificación de acceso

Tabla 1: Descripción estadística de las variables que intervienen en la función de producción del primer curso universitario

Variables	Mujeres		Hombres		Total	
	Media	Desv. Estándar	Media	Desv. Estándar	Media	Desv. Estándar
Calificaciones:						
Calificación media de primer curso de carrera (0-4)	0,758	0,75	0,469	0,62	0,608	0,70
Aprueba (=1 si el estudiante obtiene al menos aprobado como calificación media en primer curso)	0,317	0,46	0,159	0,37	0,238	0,43
Buena calificación de acceso a la universidad (igual o superior a 7=1)	0,268	0,44	0,235	0,43	0,251	0,43
Características personales						
Sexo (Hombre=1)	-	-	-	-	0,498	0,50
Nivel de estudios de la madre						
Estudios Primarios completos	0,455	0,50	0,414	0,49	0,434	0,50
Bachillerato Elemental	0,145	0,35	0,161	0,37	0,153	0,36
Bachillerato Superior	0,079	0,27	0,088	0,28	0,083	0,28
Diplomado	0,091	0,29	0,112	0,32	0,101	0,30
Licenciado, Ingeniero Sup. o Arquitecto	0,030	0,17	0,044	0,20	0,037	0,19
Nivel de estudios del padre						
Estudios Primarios completos	0,370	0,48	0,328	0,47	0,349	0,48
Bachillerato Elemental	0,146	0,35	0,143	0,35	0,144	0,35
Bachillerato Superior	0,106	0,31	0,127	0,33	0,117	0,32
Diplomado	0,121	0,33	0,137	0,34	0,129	0,34
Licenciado, Ingeniero Sup. o Arquitecto	0,092	0,29	0,115	0,31	0,103	0,30
Características académicas del estudiante						
Hizo selectividad	0,819	0,39	0,820	0,38	0,820	0,38
Beca solicitada y concedida	0,499	0,50	0,425	0,49	0,462	0,50
Beca solicitada pero no concedida	0,145	0,35	0,149	0,36	0,147	0,35
Estudia la carrera de su elección	0,653	0,48	0,735	0,44	0,694	0,46
Tiene retraso (=1 si la edad es ≥ 2 años de la teórica)	0,278	0,45	0,303	0,46	0,291	0,45
Áreas de conocimiento						
Medicina	0,025	0,16	0,016	0,13	0,021	0,14
Ciencias Puras	0,115	0,32	0,083	0,28	0,099	0,30
Ciencias de la Información	0,078	0,27	0,050	0,22	0,064	0,24
Derecho	0,097	0,30	0,062	0,24	0,080	0,27
Psicología	0,084	0,28	0,022	0,15	0,053	0,22
Ingeniería Superior	0,058	0,23	0,365	0,48	0,211	0,41
Enfermería y Fisioterapia	0,027	0,17	0,008	0,09	0,018	0,13
Ingeniería Técnica	0,013	0,11	0,094	0,29	0,054	0,23
Empresariales, Turismo y Relaciones Laborales	0,174	0,38	0,106	0,31	0,140	0,35
Filosofía y Letras	0,072	0,26	0,040	0,20	0,056	0,23
Ciencias de la Educación	0,148	0,36	0,045	0,21	0,097	0,30
Número de observaciones		3376		3356		6732

igual o por encima de 7 (en una escala de 0 a 10) supera en sólo un 3% a la de alumnos⁷. De un modo similar, existe equilibrio entre mujeres y hombres en cuanto al grado de participación en la muestra.

Respecto al nivel de estudios de los padres del estudiante, se constata una mayor proporción de padres que de madres con estudios superiores, especialmente de ciclo largo. Más relevante es el hecho de que sólo un tercio de las madres tienen un nivel de estudios igual o superior a Bachillerato elemental, lo que refleja que históricamente las mujeres han participado menos en los niveles de enseñanza no obligatorios. En cualquier caso, el colectivo masculino de alumnos tienen padres con mayor formación que el femenino.

Se han empleado cuatro grupos de variables para capturar la influencia del historial académico del estudiante sobre su rendimiento. El primero hace referencia a la vía de acceso, que es mayoritariamente a través de la prueba de selectividad; en concreto, el 82% de los universitarios utilizan esta vía para entrar en la universidad, frente a los que acceden desde la formación profesional, pruebas de acceso para mayores de 25 años, u otras. El segundo grupo engloba a las becas solicitadas, sean concedidas o no; casi la mitad de los estudiantes disfrutaban de una, aunque ese porcentaje es ligeramente superior entre las mujeres que entre los hombres, posiblemente por las mayores calificaciones obtenidas por éstas en los cursos previos al acceso a la universidad. El tercer grupo se refiere a la concesión de la carrera deseada, deduciéndose que son los varones los que se matriculan en mayor porcentaje en los estudios que eligieron como preferidos en el momento de formalizar la preinscripción, y que son también ellos los que presentan unas mayores tasas de retraso, que es el último grupo contemplado de esta categoría⁸.

Finalmente, a fin de tomar en cuenta, aunque sólo sea parcialmente, la influencia de la calidad de la formación académica recibida por el estudiante sobre su rendimiento (Griliches, 1972), se controlan las estimaciones por las titulaciones en que están inscritos⁹. Según la tabla 1, existen notables diferencias en cuanto a participación relativa de hombres y mujeres en determinadas áreas de conocimientos. Así, la proporción de mujeres matriculadas en Ciencias de la Educación triplica a la de hombres, en cambio en ambos tipos de Ingenierías este hecho se invierte, puesto que ellas sólo constituyen en torno a la séptima parte de la representación masculina. Parece pues que siguen existiendo titulaciones ‘típicamente femeninas’ y otras

⁷ Se ha utilizado una variable discreta para recoger el efecto de la calificación de acceso sobre el rendimiento académico, con el objetivo de evitar los potenciales problemas que pueden surgir por las diferencias de escala entre las calificaciones de acceso y las calificaciones durante el primer curso universitario.

⁸ Se considera que el alumno tiene retraso si su edad es dos o más años superior a la que teóricamente le correspondería, según su vía de acceso a la universidad.

⁹ Por razones de espacio no se presentan en este trabajo estimaciones separadas para las diferentes titulaciones.

'masculinas', a pesar del creciente peso relativo de la mujer en el total de la matrícula universitaria.

3. MODELIZACIÓN ECONOMETRICA DEL ÉXITO DE LOS ESTUDIANTES EN EL PRIMER CURSO UNIVERSITARIO

Una vez elegidos los factores (*inputs*) y productos (*outputs*) que son susceptibles de caracterizar mejor el proceso de aprendizaje, dada la información disponible, se hace necesaria la estimación de los parámetros estructurales de la ecuación que representa ese proceso. Para ello se define una función de producción educativa, entendiendo por tal un instrumento que describe la tecnología que usan los alumnos para maximizar su rendimiento académico¹⁰.

Desde una perspectiva general, el proceso de producción educativo se puede representar a partir de la siguiente expresión algebraica:

$$y_i = \alpha + \sum_{j=1}^K \beta_j x_{ji} + u_i \quad \forall i = 1, \dots, n. \quad (3.1)$$

donde y representa el producto, x_1, \dots, x_k los factores productivos, y u_i un término de perturbación aleatoria, que en general se supone normalmente distribuido con media cero y varianza σ_u^2 .

La utilización de este tipo de modelos lleva aparejada la necesidad de argumentar acerca de la conveniencia o no de considerar el nivel inicial de formación del estudiante como variable explicativa, es decir como un factor productivo más, o directamente tomar la diferencia entre el valor actual de formación y el inicial como variable dependiente o explicada. Tanto Figlio (1999) como Hanushek (1986) defienden la utilización del nivel de formación inicial como variable explicativa, aunque aludiendo a diferentes razones. El primero argumenta como motivo fundamental la mayor flexibilidad del modelo si se incluye como un regresor más, al no forzar a que la relación entre el nivel final e inicial tengan un coeficiente unitario. Hanushek (1986), también considera esa forma funcional como la más beneficiosa debido a tres razones:

- a) Posibilidad de que existan diferencias en cuanto a la escala entre la medida de rendimiento previo y la utilizada como *output* (tests, calificaciones en los exámenes, etc...).
- b) Los niveles de logro inicial pueden afectar al valor añadido.
- c) Los errores en las medidas de los logros inicial y final pueden estar correlacionados.

¹⁰ En Marcenaro (2002) se presenta una revisión detallada de las posibles formas funcionales que puede adoptar una función de producción educativa.

En base a esos argumentos, en este trabajo se ha optado por incluir las calificaciones de acceso a la universidad (m) como una variable explicativa en el modelo; es decir, un modelo de “valor añadido”, fundamentado en la asunción de que las calificaciones pre-universitarias son una *proxy* adecuada para medir la capacidad inobservada. Este modelo se puede formalizar a través de la siguiente expresión:

$$y_i = \alpha + X_i' \beta + \gamma m_i + u_i \quad \forall i = 1, \dots, n. \quad (3.2)$$

Para evitar problemas derivados de la utilización de diferentes escalas para medir las calificaciones finales y las de acceso, se ha empleado una variable ficticia para recoger el efecto de éstas últimas, lo que supone una variación respecto a las especificaciones tradicionales de estos modelos¹¹.

La estimación por MCO de la expresión (3.2) constituye la primera etapa del análisis empírico planteado en este trabajo. Sin embargo, ese tipo de estimación no refleja de forma precisa el rango de variación del efecto de algunas variables sobre las calificaciones universitarias, puesto que sólo proporciona una cifra ‘resumen’ de la relación de causalidad para las medias de las distribuciones correspondientes al conjunto de variables explicativas. Así, Mosteller y Tukey (1977, pág. 266) afirman que para tener una visión más completa de esos efectos habría que obtener regresiones en diferentes puntos de la distribución de la variable explicada. Este último objetivo es el que se ha perseguido mediante la aplicación de los principios de regresión cuantílica, al obtener una regresión para cada decil de la distribución condicional de las calificaciones universitarias.

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

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

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

Partiendo de la expresión (3.3), el estimador de regresión cuantílica de β_θ resulta de resolver el siguiente problema de optimización:

$$\min \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \rho_\theta(y_i - x_i' \beta_\theta) \quad (3.4)$$

donde ρ_θ es la función de ‘valor absoluto inclinada’ que produce el θ -ésimo cuantil muestral como solución¹².

La última estimación de la producción educativa efectuada emplea esta vez una medida discreta del éxito académico, lo que implica, desde un punto de vista econométrico, recurrir a los modelos de respuesta cualitativa; en concreto se elige una especificación de tipo *probit*.

¹¹ Véase Todd y Wolpin (2003) para un análisis exhaustivo de los modelos de valor añadido.

¹² Un análisis detallado de este tipo de modelos puede verse, por ejemplo, en Koenker y Basset (1978), o mas recientemente en Koenker y Hallock (2001).

De esta forma, la probabilidad de aprobar vendrá definida por la siguiente distribución:

$$P(Z_i=1) = P(\delta'X_i + u_i > 0) = \Phi\left(\frac{\delta'X_i}{\sigma_{u_i}}\right) \quad \forall i = 1, \dots, n. \quad (3.5)$$

siendo Z_i una variable ficticia que tomará el valor uno cuando el individuo obtiene una calificación media de al menos aprobado, y cero en caso contrario, X_i un vector de características individuales, y u_i un término de perturbación aleatoria que se distribuye según una Normal $[0, \sigma_{u_i}^2]$. Los coeficientes obtenidos de la estimación por máxima verosimilitud de este tipo de modelos econométricos no tienen una interpretación directa, por lo que se presentan también los efectos marginales que se calculan evaluando, en los puntos medios de las variables explicativas, la derivada de la probabilidad respecto al vector de características individuales:

$$\frac{\partial P(Z=1)}{\partial X_j} = \phi(\delta'X) * \delta_j.$$

4. RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES

En esta sección se comentan los resultados obtenidos de la estimación de la función de producción anteriormente definida, para las medidas continua y discreta del rendimiento académico de los alumnos de primer curso. Para ambas medidas, se dan tres especificaciones alternativas, a fin de delimitar el efecto de los diferentes factores que afectan al éxito académico, así como las potenciales relaciones entre los mismos. En cada especificación se realiza un análisis separado para determinar la influencia del nivel de estudios de la madre y del padre del estudiante; no se consideran conjuntamente para evitar problemas de multicolinealidad, debido a la significativa correlación entre esas variables¹³.

4.1. El éxito del estudiante como variable continua

Como se expuso en la sección anterior, se han efectuado dos tipos de regresiones, por MCO y cuantílica, cuyos resultados se presentan sucesivamente ahora.

a) Regresión por MCO

En las columnas de la tabla 2 se exhiben los coeficientes (y valores del estadístico t) de la estimación por MCO de la calificación media de los estudiantes de primer curso universitario, para las diferentes especificaciones señaladas. Los coeficientes de determinación presentan valores comprendidos entre 0,37 y 0,45, según la especificación, lo que indica un considerable

¹³ En concreto, en la muestra aquí utilizada esa variación conjunta se eleva a 0,67, resultando estadísticamente significativa.

poder explicativo de la modelización realizada, especialmente si se tiene en cuenta la dificultad para capturar la heterogeneidad de los factores que afectan al proceso de producción educativo.

Tabla 2. Estimación de las calificaciones de los alumnos de primer curso universitario (MCO)

Variables ^a	Especificación I		Especificación II		Especificación III	
	E. Madre	E. Padre	E. Madre	E. Padre	E. Madre	E. Padre
Constante	0,181 (5,08)***	0,180 (4,91)***	0,132 (4,03)***	0,123 (3,70)***	0,123 (3,74)***	0,114 (3,40)***
Características personales						
Sexo (Hombre=1)	-0,043 (2,80)***	-0,042 (2,74)***	-0,011 (0,78)	-0,010 (0,72)	0,004 (0,23)	0,004 (0,28)
Nivel de estudios de la madre/padre						
Estudios Primarios completos	0,030 (1,59)	0,038 (1,84)*	0,024 (1,37)	0,032 (1,64)	0,024 (1,37)	0,032 (1,67)*
Bachillerato Elemental	0,033 (1,37)	0,063 (2,50)**	0,031 (1,38)	0,058 (2,49)**	0,031 (1,38)	0,059 (2,51)**
Bachillerato Superior	0,001 (0,04)	0,044 (1,63)	-0,004 (0,17)	0,043 (1,74)*	-0,004 (0,14)	0,043 (1,74)*
Diplomado	0,086 (3,07)***	0,027 (1,00)	0,038 (1,50)	0,011 (0,46)	0,038 (1,49)	0,012 (0,48)
Licenciado, Ingeniero sup. o Arquitecto	0,171 (4,24)***	0,082 (2,78)***	0,103 (2,79)***	0,048 (1,83)*	0,104 (2,82)***	0,048 (1,83)*
Características académicas del estudiante						
Hizo selectividad	0,194 (9,94)***	0,193 (9,89)***	0,263 (13,63)***	0,263 (13,59)***	0,264 (13,65)***	0,264 (13,62)***
Beca solicitada y concedida	0,031 (1,88)*	0,021 (1,27)				
Beca solicitada pero no concedida	-0,025 (1,17)	-0,034 (1,57)				
Estudia la carrera de su elección	0,199 (13,26)***	0,200 (13,29)	0,136 (9,48)***	0,136 (9,47)***	0,136 (9,48)***	0,136 (9,47)***
Tiene retraso			-0,141 (9,27)***	-0,142 (9,34)***	-0,141 (9,29)***	-0,142 (9,36)***
Áreas de conocimiento						
Medicina	0,801 (15,54)***	0,815 (15,83)***	0,459 (9,17)***	0,465 (9,30)***	0,454 (9,08)***	0,461 (9,21)***
Ciencias Puras	-0,087 (2,91)***	-0,084 (2,81)***	-0,112 (3,98)***	-0,111 (3,95)***	-0,111 (3,95)***	-0,110 (3,92)***
Ciencias de la Información	0,860 (25,36)***	0,862 (25,39)***	0,747 (23,24)***	0,748 (23,24)***	0,746 (23,19)***	0,746 (23,20)***
Derecho	-0,063 (1,98)**	-0,061 (1,93)*	-0,052 (1,75)*	-0,052 (1,73)*	-0,050 (1,69)*	-0,050 (1,67)*
Psicología	0,403 (11,13)***	0,400 (11,03)***	0,399 (11,68)***	0,395 (11,58)***	0,401 (11,74)***	0,397 (11,64)***
Ingeniería Superior	-0,267 (10,24)***	-0,265 (10,16)***	-0,336 (13,67)***	-0,336 (13,65)***	-0,335 (13,58)***	-0,334 (13,57)***
Enfermería y Fisioterapia	0,951 (17,14)***	0,953 (17,14)***	0,617 (11,48)***	0,616 (11,46)***	0,605 (11,22)***	0,605 (11,20)***
Ingeniería Técnica	-0,232 (6,32)***	-0,235 (6,40)***	-0,213 (6,16)***	-0,216 (6,23)***	-0,213 (6,14)***	-0,215 (6,22)***
Empresariales, Turismo y Relaciones Laborales	-0,138 (4,80)***	-0,140 (4,87)***	-0,052 (1,89)*	-0,052 (1,92)*	-0,050 (1,83)*	-0,051 (1,86)*
Filosofía y Letras	0,477 (13,49)***	0,477 (13,48)***	0,421 (12,58)***	0,420 (12,54)***	0,420 (12,54)***	0,418 (12,50)***
Ciencias de la Educación	0,761 (24,74)	0,761 (24,70)***	0,747 (25,62)***	0,746 (25,59)***	0,746 (25,59)***	0,745 (25,56)***
Calificaciones pre-universitarias						
Buena calificación de acceso a la Universidad			0,441 (26,47)***	0,443 (26,66)***	0,472 (21,18)***	0,474 (21,29)***
Interacción entre sexo y calificación de acceso					-0,063 (2,11)**	-0,062 (2,09)**
R ² corregido	0,38	0,37	0,45	0,45	0,45	0,45
Número de observaciones	6732					

Nota a: Valor absoluto de los estadísticos 't' entre paréntesis.

*Coeficiente significativamente diferente de cero a un nivel de confianza del 10%; ** al 5%; *** al 1%.

De la observación de los coeficientes estimados en la especificación I para la variable género, se deduce que las mujeres, *ceteris paribus*, obtienen mayor rendimiento que los hombres durante su primer curso de estudios universitarios¹⁴, en línea con lo observado a nivel descriptivo. Sin embargo, el poder explicativo de esta variable desaparece cuando se adopta una especificación de valor añadido (especificación II), lo que induce a pensar en la posible existencia de algún tipo de efecto conjunto entre ambas variables. Por ello, se introduce un término de interacción entre el sexo y la nota de acceso del estudiante, que permita identificar correctamente el efecto de estas variables; en las columnas 5 y 6 se presenta una ampliación de la especificación II en la que se recoge ese nuevo término. En ellas, se puede apreciar que existe un efecto diferencial por sexo de la nota de acceso sobre el rendimiento académico universitario del alumno. En concreto, se aprecia que entre aquellos estudiantes que obtienen una buena nota para acceder a la universidad, los hombres obtienen por término medio 0,063 puntos menos de calificación universitaria que las mujeres. Este resultado parece consistente, pues la nota de acceso mantiene un coeficiente muy similar en cuanto a tamaño, signo y capacidad explicativa antes y después de incluir el término de interacción. El elevado peso de esta última variable es un primer indicador de la gran importancia de las condiciones de acceso a la universidad en el rendimiento del alumno, a lo largo de su carrera universitaria. Además, si se considera esa variable como una proxy de la capacidad intelectual del estudiante, ese resultado corroboraría la relación encontrada en estudios recientes llevados a cabo en otros países. Así, por ejemplo, para el caso de Estados Unidos, Heckman y Vytlačil (2001) encuentran un fuerte vínculo entre capacidad innata (habilidad) y logro educativo. No obstante, también en el ámbito anglo-sajón, Galindo y Vignoles (2003) hallan que el efecto de la capacidad innata sobre el máximo nivel de estudios alcanzado por los británicos ha descendido, mientras que el de la posición socio-económica de los padres ha incrementado su influencia.

En relación a las características socio-económicas familiares, en los resultados obtenidos en cualquiera de las especificaciones consideradas, se observa un comportamiento diferente de las variables que recogen el nivel educativo de la madre, respecto al de las que representan el nivel de estudios del padre, en cuanto a su influjo en el rendimiento educativo de los hijos¹⁵. De modo más explícito, sólo las madres que poseen un título universitario de ciclo largo ejercen una influencia positiva y significativa sobre las calificaciones de sus

¹⁴ En Lassibille y Navarro (1990), entre otros, se aporta también evidencia empírica de unos mejores resultados académicos a nivel universitario de las mujeres.

¹⁵ Estos resultados son comparables con los aportados, por ejemplo, por Plug y Oosterbeek (1999), a nivel internacional, o Albert (1996), para el caso español.

descendientes¹⁶. En cambio, para los padres, además de los que acreditan estas titulaciones, también los que declaran haber alcanzado el nivel de Bachillerato (elemental o superior) tienen esa influencia positiva. No obstante, en el caso de los padres, el tamaño de los coeficientes resulta comparativamente inferior al observado en el caso del efecto materno. Una posible explicación de ello puede provenir del hecho que las madres con alto nivel educativo están muy capacitadas para conducir la vida de sus hijos, y que esto, junto con el mayor tiempo que ellas les dedican, así como la mayor calidad de ese tiempo, constituye un elemento determinante de la gran capacidad académica de esos jóvenes (Murnane et al., 1981).

Respecto a las características del estudiante relativas a su historial educativo, se observa, en primer lugar, que aquellos que accedieron a la educación superior tras pasar el examen de selectividad muestran un mayor rendimiento respecto a los que utilizaron otra vía de acceso. Este resultado parece lógico si se tiene en cuenta que los alumnos que proceden de la Formación Profesional (FP), mayores de 25 años u otras vías suelen estar, en general, menos capacitados desde el punto de vista académico que los que hicieron BUP y COU.

En segundo lugar, los beneficiarios de una beca obtienen mayores calificaciones que los no becarios¹⁷. Este signo positivo es el esperado, pues los estudiantes que obtienen fondos de este tipo dependen, en general, de éstos para poder continuar sus estudios, y por tanto tienen que tratar de maximizar el rendimiento en sus exámenes para tener garantías de renovación de la beca. Esto sugiere que las cuantías dedicadas a financiar las becas de los estudiantes pueden ser utilizadas como instrumento desde el punto de vista de las políticas educativas. En las especificaciones II y III no se han incluido las variables relativas a las becas, para evitar los problemas de colinealidad que surgen entre ellas y la variable que mide las calificaciones de acceso a la universidad. Esta variación conjunta es consecuencia de la importancia de los criterios académicos en la decisión de concesión de becas; en concreto, en el caso de los alumnos de primer curso, la calificación media pre-universitaria es el referente considerado por las autoridades académicas, junto a un criterio basado en los ingresos familiares, para otorgar o no este tipo de ayudas al estudio.

En tercer lugar, los estudiantes que no pudieron acceder a la carrera universitaria que deseaban muestran un rendimiento (significativo) inferior a los que sí lo consiguieron; este resultado corrobora el argumento sostenido por Latiesa (1989), por ejemplo. Por tanto, parece que la existencia de números *clausus* en algunas titulaciones actúa en contra del rendimiento académico posterior de aquellos que, por no superar ese filtro, tienen que matricularse en otras

¹⁶ A la excepción de las madres diplomadas para la especificación I, que también tienen un efecto positivo sobre el rendimiento escolar de sus hijos.

¹⁷ Lassibille y Navarro (1990) y Stratton et al. (1994), entre otros, encontraron el mismo signo para esa variable.

Por otra parte, la beca solicitada pero no concedida no ejerce ningún efecto diferencial.

carreras. Pero, obviamente, eso no implica que si éstos hubieran accedido a la carrera que señalaron como primera opción hubieran obtenido un alto rendimiento, relativizándose así el posible efecto negativo de la existencia de una preselección universitaria. Además, ese efecto negativo encontrado también puede estar reflejando simplemente el hecho de que a las carreras sin *numerus clausus* van los peores alumnos.

Por último, dentro de este bloque de historial académico, como se podría esperar a priori, los alumnos que sufren algún tipo de retraso rinden menos, pues detrás de esa variable subyacen un conjunto de factores que determinan un menor rendimiento previo del alumno (poca capacidad para estudiar, falta de motivación, problemas familiares, etc.,...).

Finalmente, dentro del grupo de características académicas, diez variables ficticias han sido incluidas para medir el impacto diferencial sobre el output de estar realizando diferentes tipos de titulaciones. Los resultados muestran que los estudiantes matriculados en una carrera del área de Ciencias de la Salud y los de 'Letras' consiguen más altas puntuaciones en sus exámenes que los inscritos en la licenciatura de Economía o Dirección y Administración de Empresas, que es el grupo de referencia, aunque seguramente por razones diferentes. En efecto, mientras que los primeros alumnos están muy filtrados por el sistema y de ahí su mejor rendimiento, en las carreras de Letras este hecho puede deberse a criterios de puntuación más laxos por parte de sus profesores (ver Lassibille y Navarro (1990) para una discusión de este tema). Por el contrario, los alumnos de Ciencias Puras e Ingeniería (Superior y Escuelas Universitarias Técnicas) obtienen menores calificaciones que aquellos, lo que parece demostrar que las carreras conocidas genéricamente como de 'Ciencias' mantienen un mayor grado de exigencia a sus alumnos¹⁸.

b) Regresión cuantílica

Tal como se subrayó en la sección 3, el tipo de estimación por MCO efectuada no refleja de forma precisa el rango de variación del efecto de algunas variables de interés sobre el output; para soslayar esta dificultad se ha recurrido en este trabajo a la estimación de regresiones cuantílicas, que sí lo permite. En particular, se presenta de forma gráfica los resultados obtenidos al estimar el efecto del sexo, nota de acceso e interacción entre ambas sobre los deciles de la distribución condicional de las calificaciones universitarias. De este modo, se podrá determinar el efecto diferencial de variaciones en esas características de los estudiantes sobre el rendimiento de aquellos que muestran diversos niveles de este output. Además, utilizando este tipo de aproximación se puede observar el comportamiento de los estudiantes que no se encuentran en los extremos de la distribución de las calificaciones, por

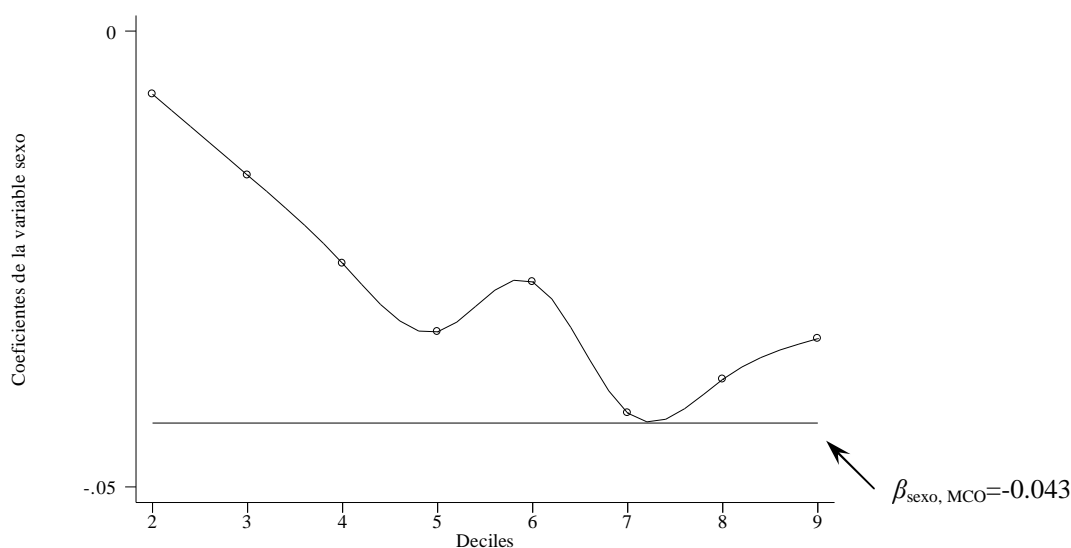
¹⁸ Este mismo resultado se observa también en las carreras de Derecho y en las Escuelas de Empresariales, Turismo y Relaciones Laborales.

cuanto el rendimiento de este tipo de alumnos puede ser consecuencia de la influencia de factores “excesivamente particulares”.

Para recoger este último hecho, en los gráficos 1 a 3 se representan los coeficientes resultantes de las estimaciones mediante la regresión cuantílica, sin incluir los valores del primer y último decil de la distribución¹⁹. Para cada regresor los puntos representados en el gráfico deben interpretarse como el efecto de un cambio unitario de la correspondiente variable explicativa sobre la calificación del estudiante, manteniendo constante el valor de las restantes variables explicativas²⁰. En el eje vertical, por tanto, aparecen las puntuaciones medias obtenidas por los estudiantes durante su primer curso universitario y en el eje de abscisas los deciles.

Las mujeres obtienen 0,043 puntos más que sus compañeros, si atendemos a los resultados de la estimación por MCO. Sin embargo, si se presta atención a los de las regresiones cuantílicas representados en el gráfico 1, la disparidad de notas entre ambos sexos es prácticamente nula entre los universitarios clasificados en el segundo y tercer decil de calificaciones, y sólo es de una cuantía realmente relevante entre aquellos situados en la cola superior de la distribución condicional de rendimiento universitario.

Gráfico 1. Aproximación mediante regresión cuantílica al efecto de la variable sexo



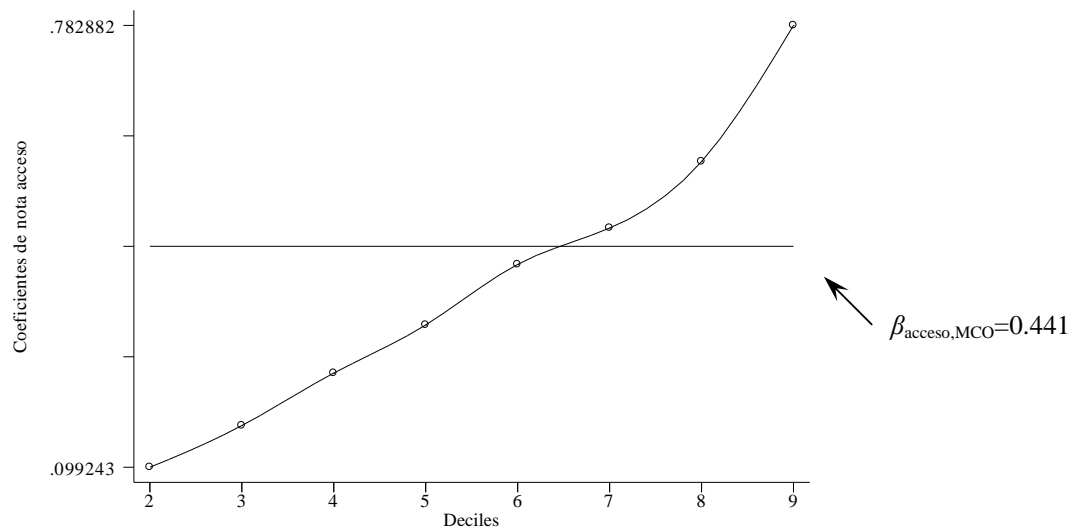
¹⁹ Además los resultados de las estimaciones en esos puntos extremos (0,2 y 0,9) presentan, para los tres regresores analizados aquí, valores no significativos de los correspondientes coeficientes. El contraste de significatividad se ha realizado utilizando errores estándar para los coeficientes obtenidos mediante *bootstrap* que, tal como Butchinsky (1994) muestra, resulta una mejor aproximación (que los errores estándar ordinarios) en el caso de la regresión cuantílica.

Los resultados detallados de las regresiones cuantílicas están a disposición del lector que los solicite.

²⁰ Siguiendo a Koenker y Hallock (2001) el coeficiente “...es la respuesta a un cambio en un x sobre y homogéneo (en torno a la media: coeficiente de la estimación por MCO) a lo largo de la distribución condicional de x respecto a las otras variables explicativas (x)”.

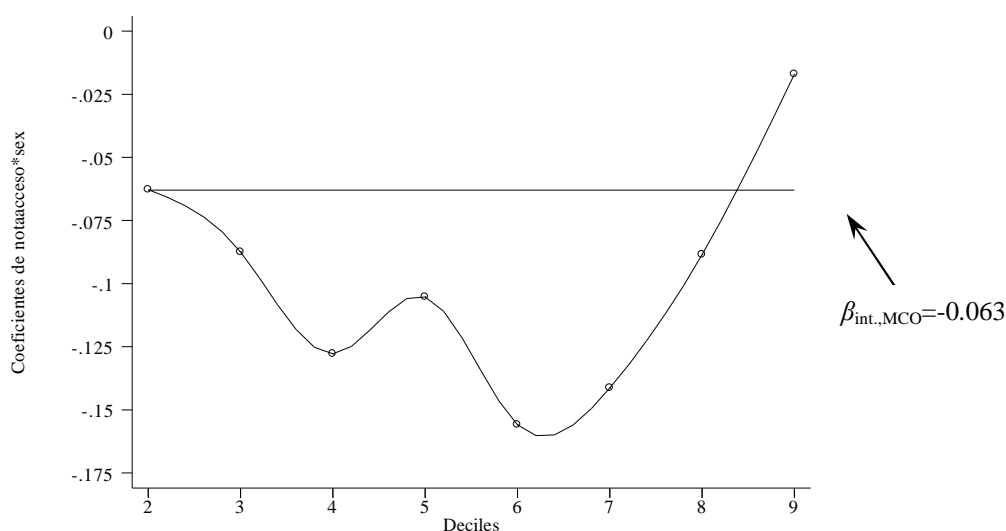
En cambio, el perfil de influencia de las calificaciones de acceso sobre las notas universitarias es más estable, produciéndose un crecimiento continuado a lo largo del recorrido de la distribución condicional de la variable explicada. En otras palabras, el efecto observado en el gráfico 2 es más uniforme, y permite subrayar que el fuerte vínculo entre ambos tipos de calificaciones tiene especial importancia entre aquellos alumnos que rinden más.

Gráfico 2. Aproximación mediante regresión cuantílica al efecto de la variable nota de acceso



Finalmente, el análisis del gráfico 3, en el que se ha representado el valor de los coeficientes de la variable de interacción entre sexo y nota de acceso, permite concluir que si bien el efecto de la variable de interacción en los estudiantes situados en los extremos de la distribución condicional de calificaciones está muy próximo al obtenido mediante MCO, las jóvenes localizadas en torno al centro de esa distribución muestran un rendimiento significativamente superior al de sus compañeros.

Gráfico 3. Aproximación mediante regresión cuantílica al efecto de la variable de interacción entre sexo y nota de acceso



4. 2. Estimación de la probabilidad de éxito

Los análisis empíricos realizados en la sección 4.1 consideran el rendimiento del estudiante como una variable continua, ahora se plantea la alternativa de valorar el éxito en términos discretos, es decir si el alumno supera sus exámenes, con independencia de que la calificación media obtenida sea más o menos alta. Esta simplificación estaría acorde con los postulados de la teoría del filtro, para la cual es la posesión del título en lo que los empleadores basan principalmente sus decisiones para la contratación de los individuos.

En la tabla 3 pueden verse los efectos estimados de las variables que influyen en la probabilidad de aprobar los universitarios de primer curso, que son bastante similares a los encontrados en la estimación continua del rendimiento²¹ (tabla 2). Las principales diferencias que se pueden apreciar conciernen a la variable beca y a la de interacción entre el sexo del estudiante y la nota de acceso. Respecto a la primera, la obtención de una beca tiene un mayor efecto significativo sobre la probabilidad de aprobar que sobre la nota. Parece que los estudiantes que reciben este tipo de ayudas hacen todo lo posible para garantizarse el aprobado que les permitirá renovar la beca, resultándoles menos relevante alcanzar o no una buena calificación. En concreto, un estudiante que obtiene una beca aumenta en casi un 4% la probabilidad de aprobar, respecto a un alumno que no recibe una transferencia de este tipo (bien porque no la solicita, o porque aún solicitándola no se la conceden).

²¹ Los resultados sólo son comparables en términos de signo y significatividad, debido a los supuestos diferentes que subyacen en ambos tipos de estimaciones.

Tabla 3: Estimación (probit) de la probabilidad de éxito en el primer curso universitario^a

Variables ^a	Efectos Marginales					
	Especificación I		Especificación II		Especificación III	
	E. Madre	E. Padre	E. Madre	E. Padre	E. Madre	E. Padre
Características personales						
Sexo (Hombre=1)	-0,025 (2,27)**	-0,024 (2,20)**	-0,009 (0,89)	-0,008 (0,83)	-0,020 (1,63)	-0,019 (1,58)
Nivel de estudios de la madre/padre						
Estudios Primarios completos	0,026 (1,82)*	0,033 (2,06)**	0,026 (1,91)*	0,033 (2,20)**	0,025 (1,91)*	0,033 (2,19)**
Bachillerato Elemental	0,019 (1,06)	0,059 (2,95)**	0,016 (0,94)	0,054 (2,88)**	0,016 (0,94)	0,054 (2,88)**
Bachillerato Superior	0,003 (0,15)	0,038 (1,78)*	-0,007 (0,33)	0,032 (1,57)	-0,007 (0,37)	0,031 (1,56)
Diplomado	0,074 (3,31)**	0,037 (1,76)*	0,034 (1,72)*	0,017 (0,90)	0,034 (1,73)*	0,016 (0,87)
Licenciado, Ingeniero sup. o Arquitecto	0,109 (3,34)**	0,078 (3,30)**	0,048 (1,70)*	0,041 (1,97)**	0,047 (1,66)*	0,041 (1,98)**
Características académicas del estudiante						
Hizo selectividad	0,109 (7,91)**	0,108 (7,81)**	0,134 (10,51)**	0,133 (10,45)**	0,132 (10,43)**	0,131 (10,36)**
Beca solicitada y concedida	0,039 (3,23)**	0,037 (3,01)**				
Beca solicitada pero no concedida	-0,003 (0,20)	-0,006 (0,37)				
Estudia la carrera de su elección	0,091 (8,61)**	0,091 (8,68)**	0,058 (5,65)**	0,058 (5,65)**	0,057 (5,64)**	0,057 (5,63)**
Tiene retraso			-0,068 (6,19)**	-0,069 (6,26)**	-0,067 (6,19)**	-0,068 (6,26)**
Áreas de conocimiento						
Medicina	0,378 (8,91)**	0,387 (9,10)**	0,101 (2,87)**	0,103 (2,92)**	0,100 (2,86)**	0,102 (2,90)**
Ciencias Puras	-0,036 (1,88)*	-0,034 (1,73)*	-0,050 (2,79)**	-0,048 (2,70)**	-0,050 (2,82)**	-0,048 (2,73)**
Ciencias de la Información	0,555 (18,38)**	0,555 (18,37)**	0,513 (16,62)**	0,513 (16,59)**	0,512 (16,60)**	0,512 (16,57)**
Derecho	-0,040 (2,00)**	-0,040 (1,99)**	-0,038 (2,01)**	-0,038 (2,00)**	-0,039 (2,06)**	-0,039 (2,05)**
Psicología	0,210 (7,50)**	0,208 (7,43)**	0,221 (8,02)**	0,219 (7,95)**	0,217 (7,91)**	0,215 (7,84)**
Ingeniería Superior	-0,170 (10,14)**	-0,169 (10,09)**	-0,188 (12,37)**	-0,188 (12,38)**	-0,190 (12,36)**	-0,189 (12,36)**
Enfermería y Fisioterapia	0,569 (11,63)**	0,571 (11,68)**	0,332 (6,91)**	0,332 (6,92)**	0,335 (6,98)**	0,335 (6,99)**
Ingeniería Técnica	-0,141 (5,64)**	-0,143 (5,69)**	-0,127 (5,43)**	-0,128 (5,45)**	-0,127 (5,49)**	-0,128 (5,51)**
Empresariales, Turismo y Relaciones Laborales	-0,080 (4,22)**	-0,080 (4,23)**	-0,032 (1,66)*	-0,031 (1,58)	-0,033 (1,69)*	-0,031 (1,62)
Filosofía y Letras	0,241 (8,75)**	0,243 (8,80)**	0,205 (7,65)**	0,205 (7,64)**	0,204 (7,65)**	0,204 (7,64)**
Ciencias de la Educación	0,498 (18,31)**	0,500 (18,34)**	0,508 (18,53)**	0,510 (18,55)**	0,506 (18,49)**	0,507 (18,51)**
Calificaciones pre-universitarias						
Buena calificación de acceso a la Universidad			0,269 (18,30)**	0,271 (18,42)**	0,247 (14,01)**	0,249 (14,10)**
Interacción entre sexo y calificación de acceso					0,037 (1,67)*	0,037 (1,68)*
-2 (log _R - log _{NR})	2284,86***	2278,79***	2701,51***	2703,39***	2704,32***	2706,22***
Número de observaciones	6732					

Notas a: Valor absoluto de los estadísticos 't' entre paréntesis.

*Coeficiente significativamente diferente de cero a un nivel de confianza del 10%; ** al 5%; *** al 1%.

La segunda diferencia importante entre las estimaciones de las tablas 2 y 3 es la relativa al signo y significatividad de la variable de interacción, mientras que en el caso de que se defina el éxito en términos discretos, los varones que tienen una buena nota de acceso tienen mayor probabilidad de aprobar que sus compañeras con el mismo nivel de nota de acceso, ocurre lo contrario y más significativamente cuando se considera el éxito en términos continuos.

En cuanto al resto de resultados de la tabla 3, merece especial atención el coeficiente de la variable ficticia que recoge la nota de acceso. Según ese valor, los estudiantes que acceden a la universidad con una calificación media igual o superior a 7 puntos muestran casi un 25% más probabilidad de aprobar el primer curso universitario que aquellos que lo hacen con una nota inferior. Así, las reformas que se planteen respecto a la manera de realizar el filtro de acceso a la universidad deberían tener en cuenta este hecho, para lograr un mayor rendimiento de los alumnos.

5. CONCLUSIONES

Este trabajo ha pretendido arrojar evidencia sobre la relación existente entre las condiciones de acceso a la universidad y otras características de los estudiantes, y su éxito académico durante el primer curso universitario. Para ello, se ha utilizado tanto una medida continua como discreta de sus logros escolares.

Los principales resultados del análisis econométrico realizado confirman que existe una fuerte relación entre las condiciones de acceso a la universidad y el éxito del estudiante durante el primer curso académico, de lo que puede deducirse que las reformas que se diseñen para optimizar el rendimiento de los jóvenes universitarios deben tener en cuenta este hecho, si quieren ser efectivas. Igualmente resulta relevante resaltar la importancia de las becas para garantizar al menos unos niveles mínimos de éxito escolar.

Por otro lado, la modelización mediante regresión cuantílica efectuada ha permitido ampliar el análisis por MCO, al permitir valorar la influencia de ciertas variables como el sexo, la nota de acceso y la interacción entre ambas, sobre el resultado académico para alumnos de distintos niveles de conocimientos.

6. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALBERT, C. (1996): La demanda de educación superior en España: diferencias por sexo. *Tesis Doctoral*. Universidad Complutense.
- ANDERSON, G., BENJAMÍN, D., y FUSS, M. A. (1994). "The determinants of success in university introductory economic courses". *Journal of Economic Education*, 25(2), pp. 99-119.

- BUTCHINSKY, M. (1994). "Changes in the US wage structure 1963-1987: application of quantile regression". *Econometrica*, vol. 62, n° 2, pp. 405-458.
- CALERO, J. (1993). *Efectos del gasto público educativo. El sistema de becas universitarias*. Universidad de Barcelona.
- FIGLIO, D. N. (1999). "Functional form and the estimated effects of school resources". *Economics of Education Review*, 18, pp. 241-252.
- GALINDO, F. y VIGNOLES, A. (2003). "Class ridden or meritocratic?: an economic analysis of recent changes in Britain". CEP discussion paper.
- GRILICHES, Z. y MASON, W. (1972). "Education, Income and Ability". *The Journal of Political Economy*, vol. 80 (3), pp. S252-S255.
- HANUSHEK, E. (1986). "The Economics of Schooling Production and Efficiency in Public Schools". *Journal of Economic Literature*, XXIV, n°3, pp. 1141-1177.
- HECKMAN, J. y VYTLACIL, E. (2001). "Identifying the role of cognitive ability in explaining the level of and change in the return to schooling". *The Review of Economics and Statistics*, vol 83 (1), pp. 1-12.
- HERNÁNDEZ, J. (2000). *Información académica, productiva y financiera de las universidades públicas de España, año 1998. Curso académico 1998-1999*. Editado por la Conferencia de Rectores de Universidades Españolas (CRUE).
- HERNÁNDEZ, M. y Cañada, J. (2002). "Eficiencia escolar en la superación del primer curso de universidad. Uso de convocatorias, pago de matriculas y calificaciones en la ULPGC". *Actas de las XI Jornadas de la AEDE*.
- KOENKER, R. y HALLOCK, K. F. (2001). "Quantile Regression". *Journal of Economic Perspectives*, vol 15, n° 4, pp. 143-156.
- KOENKER, R. y BASSET (1978). "Regression Quantiles". *Econometrica*, vol 46 (1), pp. 33-50.
- LASSIBILLE, G. y NAVARRO, L. (1990). *El valor del tiempo en la universidad*. Textos mínimos. Universidad de Málaga.
- LATIESA, M. (1989). "Demanda de educación superior: evaluaciones y condicionamientos de los estudiantes en la elección de carrera". *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, vol. 46, págs. 101-139.
- MARCENARO, O. D. (2002). *Los Estudiantes Universitarios y el uso de su Tiempo: una Función de Producción Educativa*. Tesis doctoral, Universidad de Málaga.
- MOSTELLER, F. Y TUKEY, J. (1977). *Data Analysis and Regression*. Cambridge, MA: Addison-Wesley (Ed.).
- MURNANE, R. J., MAYNARD, R. A. Y OHLS, J. C. (1981). "Home resources and children's achievement". *Review of Economics and Statistics*, vol. 63, págs. 369-377.

OCDE (2002). *Education at a Glance: OECD Indicators 2002*. OCDE, 2002.

PLUG, E. Y OOSTERBEEK, H. (1999). "Is schooling a family thing? Effects of grandparents, parents, brothers and sisters on school choices". Working Paper 15-99, TSER meeting, Amsterdam.

STRATTON, R. W., MYERS, S. C. Y KING, R. H. (1994). "Faculty behavior, faculty and student evaluations". *The Journal of Economic Education*, vol. 25, nº 1, págs. 5-15.

TODD, P. y WOLPIN, K. (2003). "On the Specification and Estimation of the Production Function for Cognitive Achievement". *The Economic Journal*, vol. 113, pp. F3-F33.