

EL ÉXITO EN LA UNIVERSIDAD: UNA APROXIMACIÓN CUANTÍLICA*

OSCAR D. MARCENARO GUTIÉRREZ
Centre for Economics Performance

M.^a LUCÍA NAVARRO GÓMEZ
Universidad de Málaga

Este trabajo evalúa, mediante un conjunto de modelizaciones econométricas, 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 presta 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.). Los datos utilizados para sustentar este estudio proceden de la información individual de la cohorte de estudiantes matriculados por primera vez, durante el curso 1996/97, en la Universidad de Málaga.

Palabras clave: éxito académico, función de producción educativa, regresión cuantílica.

Clasificación JEL: 62P20.

El fuerte crecimiento de la demanda de estudios superiores desde comienzos 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. A ello han contribuido tanto el crecimiento en el número de centros y becas [Calero (1993)], como las facilidades que las normas de acceso a la Universidad han proporcionado. Por otro lado, los bajos precios de matriculación y en general el crecimiento de la renta *per cápita* en las familias han fomentado la permanencia del alumnado en la enseñanza superior.

A pesar de ese crecimiento continuado de la demanda¹ y de la precaria situación del mercado de trabajo nacional, siguen existiendo elevadas tasas de repetición

(*) Este trabajo se ha realizado en el marco del Proyecto SEC2003-08855-C03-01 del Programa Sectorial de Promoción General del Conocimiento (DGESIC. MEC). Los autores quieren expresar su agradecimiento al Servicio Central de Informática de la Universidad de Málaga y a la Junta de Andalucía por aportar la base de datos utilizada en este trabajo. Cualquier error u omisión es responsabilidad exclusiva de los autores. Este trabajo se ha visto beneficiado por los comentarios de dos evaluadores anónimos a los que los autores agradecen su contribución.

(1) Véase Marcenaro y Navarro (2001) para un análisis detallado de los determinantes de la demanda de educación superior en España.

y de abandono en la educación superior². En una situación de restricciones presupuestarias, esas elevadas tasas de repetición actúan como un lastre que de forma tácita acrecienta el coste unitario de los diplomados y licenciados universitarios, dificultando así potenciales mejoras cualitativas en ese nivel educativo. En ese contexto se circunscriben las recientes reformas educativas en nuestro país, que se plantean como objetivo fundamental la mejora de la calidad de la enseñanza. Sin duda, la articulación de medidas de carácter normativo y positivo que posibiliten ese avance cualitativo debe basarse en un profundo conocimiento del sistema educativo.

La Ley Orgánica de Universidades (LOU) de 26 de Diciembre de 2001, que derogó la Ley Orgánica 11/1983, de 25 de Agosto, de Reforma Universitaria (LRU), persigue este fin. Por tanto, hay un cambio de mentalidad respecto a la Universidad que debe tener manifestaciones en su propia estructura de funcionamiento.

En este sentido, resulta muy relevante el conocimiento de los factores que condicionan el éxito (fracaso) de los alumnos en la Universidad, en la medida en que permita identificar algunas de las facetas sobre las que deben incidir las políticas educativas orientadas a mejorar la eficiencia del sistema educativo. 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 medias obtenidas en los exámenes y probabilidad de aprobar). En particular, se persigue explicar el éxito o fracaso de los estudiantes universitarios como resultado de una combinación de características individuales y de algunas características organizativas del sistema, particularmente aquellas relacionadas con la selección en el acceso. Este último aspecto resulta de especial interés debido a la práctica inexistencia de estudios que, centrados en el sistema universitario español³, hayan evaluado la influencia de las condiciones de acceso en las diferentes titulaciones sobre el rendimiento posterior del joven⁴. La segunda aportación 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 las aplicaciones al campo de la economía de la educación. La comparación de los resultados obtenidos mediante la aplicación de este instrumento analítico a la función de producción educativa, con los que emanan de la estimación tradicional por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), ha permitido poner de manifiesto algunas limitaciones importantes de esta última, y el valor añadido al respecto de las técnicas de estimación cuantílicas en este área de investigación.

El resto del trabajo se estructura como sigue. En el siguiente apartado se realiza una descripción estadística de los datos y variables que han servido de fundamento a las estimaciones. En el segundo se describen de forma sucinta las especi-

(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 sufrieron más abandonos ya que el porcentaje de matriculados en este tipo de enseñanzas era, para ese mismo año, del 35,8% [Hernández (2000)].

(3) La única excepción la constituye el trabajo de García y San Segundo (2001).

(4) No obstante, es oportuno subrayar que en el ámbito internacional ha existido una continua preocupación por el diseño de mejores reglas de admisión. Véase, por ejemplo, Anderson *et al.* (1994).

ficaciones econométricas usadas para modelizar el éxito (fracaso) académico, realizando una aproximación metodológica que en algunos aspectos resulta muy novedosa respecto a los estudios empíricos aportados hasta el momento en la literatura al uso. Los resultados de éstas se presentan y discuten en el tercer apartado. Por último, se exponen las ideas más relevantes extraídas a modo de conclusiones.

1. DATOS Y VARIABLES UTILIZADAS

En España, la rareza de fuentes estadísticas que proporcionen información sobre los principales *inputs* y *outputs* que entran a formar parte de las funciones de producción educativas constituye una importante limitación en este tipo de investigaciones.

El análisis aquí presentado se fundamenta en la información contenida en los registros administrativos individuales (anonimizados) de la cohorte de estudiantes matriculados por primera vez, durante el curso 1996/97, en cualquiera del total de las diferentes titulaciones ofertadas por la Universidad de Málaga⁵. En concreto, la muestra de alumnos analizada hace referencia a 6732 individuos de primer curso, tras eliminar de la muestra total todas aquellas observaciones que no presentaban información respecto a una o más de las variables empleadas en las estimaciones. Las dificultades para acceder a los datos longitudinales imposibilitaron llevar a cabo un análisis de los estudiantes matriculados en segundo o posteriores cursos. No obstante, en la medida en que las calificaciones de acceso afectan de forma más inmediata a los alumnos de primer curso, la anterior limitación se ve, en cierto modo, minimizada.

De igual forma las medidas de *output* e *input* utilizadas están sujetas a las restricciones de la información contenida en la fuente de datos. De ahí que algunas variables relevantes para explicar la producción educativa de los estudiantes no se hayan podido considerar, por ejemplo el tiempo dedicado al estudio o la asistencia a clase⁶. Igualmente, hubiera sido interesante disponer de la información necesaria para analizar el efecto de estos *inputs* sobre un abanico más amplio de medidas del éxito académico (*output*), como por ejemplo el número de años en los que el estudiante finaliza la carrera.

En el cuadro 1 se muestran las medias y desviaciones estándar⁷ de las variables utilizadas en los modelos econométricos que se presentan en el apartado segundo de este trabajo.

(5) La correspondiente base de datos ha sido aportada por el Servicio Central de Informática de la Universidad de Málaga y por la Junta de Andalucía.

(6) Véase Lassibille y Navarro (1990) o Marcenaro (2002) para un análisis detallado de este tipo de variables.

(7) No se debe olvidar cuando se analicen las desviaciones estándar que éstas no tienen el mismo significado para variables continuas y discretas. En concreto, puesto que el valor medio de una variable ficticia dicotómica no es sino la proporción de casos con valor '1' (o sea la probabilidad (p) de observar un valor unitario para la variable), la desviación estándar se obtiene de la raíz cuadrada del producto de esa probabilidad por su complementaria. Por tanto la desviación estándar alcanzará su valor máximo (0,5) cuando la frecuencia de valores '1' y '0' sea la misma. En otras palabras, valores mayores de la desviación estándar en el caso de variables ficticias dicotómicas reflejarán mayor equilibrio entre las proporciones de los dos posibles valores de la variable.

Cuadro 1: DESCRIPCIÓN ESTADÍSTICA DE LAS VARIABLES QUE INTERVIENEN EN LA FUNCIÓN DE PRODUCCIÓN DE EDUCACIÓN

Variables	Hombres			Mujeres			Total		
	Media	Desv. Estándar		Media	Desv. Estándar		Media	Desv. Estándar	
Calificaciones:									
Calificación media de primer curso de carrera	0,469	0,62		0,758	0,75		0,608	0,70	
Aprobaba (= 1 si el estudiante obtiene al menos aprobado como calificación media)	0,159	0,37		0,317	0,46		0,238	0,43	
Calificación media de acceso a la universidad	6,307	1,10		6,403	1,11		6,355	1,11	
Características personales									
Sexo (Hombre = 1)	-	-		-	-		0,498	0,50	
Nivel de estudios de la madre									
Analfabeta o con estudios primarios incompletos*	0,182	0,39		0,201	0,40		0,019	0,39	
Estudios Primarios completos	0,414	0,49		0,455	0,50		0,434	0,50	
Bachillerato Elemental	0,161	0,37		0,145	0,35		0,153	0,36	
Bachillerato Superior	0,088	0,28		0,079	0,27		0,083	0,28	
Diplomada	0,112	0,32		0,091	0,29		0,101	0,30	
Licenciada, Ingeniero Sup. o Arquitecto	0,044	0,20		0,030	0,17		0,037	0,19	
Nivel de estudios del padre									
Analfabeta o con estudios primarios incompletos*	0,150	0,36		0,165	0,37		0,157	0,36	
Estudios Primarios completos	0,328	0,47		0,370	0,48		0,349	0,48	
Bachillerato Elemental	0,143	0,35		0,146	0,35		0,144	0,35	
Bachillerato Superior	0,127	0,33		0,106	0,31		0,117	0,32	
Diplomado	0,137	0,34		0,121	0,33		0,129	0,34	
Licenciada, Ingeniero Sup. o Arquitecto	0,115	0,31		0,092	0,29		0,103	0,30	

**Cuadro 1: DESCRIPCIÓN ESTADÍSTICA DE LAS VARIABLES
QUE INTERVIENEN EN LA FUNCIÓN DE PRODUCCIÓN DE EDUCACIÓN (continuación)**

Variables	Hombres		Mujeres		Total	
	Media	Dev. Estándar	Media	Dev. Estándar	Media	Dev. Estándar
Características académicas del estudiante						
Selectividad	0,820	0,38	0,819	0,39	0,820	0,38
Beca no solicitada*	0,426	0,49	0,355	0,48	0,391	0,49
Beca solicitada y concedida	0,425	0,49	0,499	0,50	0,462	0,50
Beca solicitada pero no concedida	0,149	0,36	0,145	0,35	0,147	0,35
Carrera de su elección	0,735	0,44	0,653	0,48	0,694	0,46
Retraso	0,303	0,46	0,278	0,45	0,291	0,45
Áreas de conocimiento						
Economía y Empresa*	0,108	0,31	0,109	0,31	0,109	0,31
Medicina	0,016	0,13	0,025	0,16	0,021	0,14
Ciencias Puras	0,083	0,28	0,115	0,32	0,099	0,30
Ciencias de la Información	0,050	0,22	0,078	0,27	0,064	0,24
Derecho	0,062	0,24	0,097	0,30	0,080	0,27
Psicología	0,022	0,15	0,084	0,28	0,053	0,22
Ingeniería Superior	0,365	0,48	0,058	0,23	0,211	0,41
Enfermería y Fisioterapia	0,008	0,09	0,027	0,17	0,018	0,13
Ingeniería Técnica	0,094	0,29	0,013	0,11	0,054	0,23
Empresariales, Turismo y Relaciones Laborales	0,106	0,31	0,174	0,38	0,140	0,35
Filosofía y Letras	0,040	0,20	0,072	0,26	0,056	0,23
Ciencias de la Educación	0,045	0,21	0,148	0,36	0,097	0,30
Número de observaciones	3356		3376		6732	

* Categorías de referencia en las estimaciones.

Fuente: Elaboración propia.

En los análisis aportados se han utilizado dos formas de medir el éxito (fracaso) académico, que constituyen medidas resumen del *output* educativo⁸. Una primera, continua, que utilizando una escala de 0 a 4 muestra la puntuación promedio⁹ obtenida por el universitario en todas las convocatorias de exámenes a que puede acceder durante su primer año de estudios¹⁰. Y la segunda, de tipo 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 con esas medidas de rendimiento educativo, y según se observa en el cuadro 1, las mujeres presentan una calificación media casi 0,3 puntos superior a la de los hombres¹¹. Además, una mayor proporción de ellas obtiene una calificación promedio igual o superior al aprobado. Las diferencias relativas a la calificación media de acceso a la universidad son menores, ya que se reducen a una décima en una escala de 0 a 10, y con baja dispersión en ambas submuestras. De forma similar, existe equilibrio en cuanto a la proporción de mujeres y hombres que participan en la muestra.

Respecto al nivel de estudios de los padres del alumno, se observa una mayor proporción de padres que de madres con estudios superiores, especialmente de ciclo largo. Más relevante es el hecho que sólo 1/3 de las madres tienen un nivel de estudios igual o superior a Bachillerato elemental, aunque no resulte sorprendente debido a que históricamente las mujeres han participado menos en los estudios no obligatorios. Estas desproporciones pueden hacer esperar una influencia diferente del nivel de estudios de padre y madre sobre el rendimiento académico de sus hijos, tal como se pretenderá determinar cuando se analicen las especificaciones econométricas utilizadas.

Se han empleado cuatro grupos de variables para capturar la influencia de las características académicas del estudiante sobre su rendimiento. El primero hace referencia a la vía de acceso, que es mayoritariamente la prueba de selectividad. En concreto el 82% de los universitarios utilizan esta vía¹², frente a los que acceden desde la formación profesional, pruebas de acceso para mayores de 25 años, u otras. Respecto

(8) El carácter multiproducto del *output* educativo lo hace difícil de identificar y evaluar en su integridad, a lo que se añade la dificultad derivada de la no existencia de precios de mercado para algunos de los elementos que lo conforman. De ahí la necesidad de utilizar 'medidas resumen' para cuantificar el producto de la formación académica. Desafortunadamente la única información estadística con la que contamos al respecto es la calificación media del estudiante, que es por tanto la utilizada en nuestros análisis.

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

(10) Esta escala es utilizada por el Ministerio de Educación, y se aplica en función del siguiente criterio: suspenso o no presentado = 0, aprobado = 1, notable = 2, sobresaliente = 3 y matrícula de honor = 4.

(11) El coeficiente de variación es también menor en el caso de las mujeres, por tanto la dispersión relativa es menor y en consecuencia esa media resulta más representativa.

(12) Desafortunadamente la fuente de datos utilizada no permite distinguir entre los alumnos procedentes de BUP y los que proceden de ESO, lo que nos impide evaluar el potencial efecto que ese cambio en la educación secundaria ha podido tener sobre los alumnos que tras ésta se matriculan en la universidad.

a las becas, casi la mitad de los estudiantes disfrutaban de una, aunque ese porcentaje es ligeramente superior entre las mujeres que entre los hombres. Por otro lado, del cuadro 1 se deduce que los estudiantes varones son los que se matriculan en mayor porcentaje en la carrera que eligieron como preferida en el momento de formalizar la preinscripción, y también son éstos los que presentan unas mayores tasas de retraso. Esta última variable ha sido definida de forma que toma un valor igual a 1 si el estudiante tiene una edad dos o más años superior a la que teóricamente le correspondería según su vía de acceso a la universidad, y 0 en caso contrario.

Parece obvia, tal como destacaran Griliches y Mason (1972), la importancia de considerar la influencia de las características de la titulación que cursa el estudiante sobre su rendimiento. Ese factor será controlado en las estimaciones aportadas, aunque sólo parcialmente, mediante la inclusión de variables ficticias por titulaciones¹³. Éste constituye el último conjunto de variables consideradas, y permite establecer la existencia de notables diferencias en cuanto a participación relativa de hombres y mujeres en determinados tipos de titulaciones¹⁴. En efecto, tal como se puede observar en el cuadro 1, la proporción de mujeres matriculadas en Ciencias de la Educación es más de tres veces superior a la de hombres, en cambio en Ingeniería Superior e Ingeniería Técnica ellas sólo constituyen en torno a 1/7 de la representación masculina. Por tanto siguen existiendo titulaciones “típicamente de hombres” a pesar del creciente peso relativo de la mujer en el total de la matrícula universitaria.

2. MODELIZACIÓN ECONOMETRICA DEL ÉXITO DE LOS ESTUDIANTES UNIVERSITARIOS

Una vez elegidos los factores (*inputs*) y productos (*outputs*) susceptibles de caracterizar mejor, dada la información disponible, el proceso de aprendizaje es necesaria la estimación de los parámetros estructurales de la ecuación que representa ese proceso. Con este propósito se definirá una función de producción educativa¹⁵, entendiendo por tal un instrumento que describe la tecnología que usan los estudiantes para maximizar su rendimiento académico.

De manera precisa la forma estructural de este modelo se puede representar empleando las ecuaciones [2.1] y [2.2], que representan funciones de producción en dos momentos diferentes:

$$y_{i0} = \alpha_0 + X'_{i0} \beta_0 + \delta_0 \mu_{i0} + u_{i0} \quad \forall i = 1, \dots, n \quad [2.1]$$

$$y_{i1} = \alpha_1 + X'_{i1} \beta_1 + \delta_1 \mu_{i1} + u_{i1} \quad \forall i = 1, \dots, n \quad [2.2]$$

donde y_{i0} e y_{i1} son, respectivamente, las puntuaciones pre-universitarias y universitarias; X_{i0} y X_{i1} son las características familiares y socio-económicas (que se suponen no estocásticas) que influyen en el resultado en los exámenes en el periodo

(13) Por razones de espacio no se presentarán estimaciones separadas para las diferentes titulaciones.

(14) Las titulaciones que componen las diferentes áreas de conocimiento ofertadas por la Universidad de Málaga se muestran en el Anexo A.

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

0, antes de la universidad, y en el periodo 1, una vez en la universidad, respectivamente; μ_{i0} y μ_{i1} representan la capacidad intelectual del individuo "i" en los periodos 0 y 1 respectivamente; u_{i0} y u_{i1} son términos de perturbación aleatoria, que en general se suponen distribuidos según una $N[0, \sigma_u^2]$.

Esas expresiones resultan de considerar que la forma en que se combinan esos factores productivos para generar el *output* educativo esta condicionada por la capacidad intelectual del estudiante. Este último factor, la capacidad (habilidad o aptitud), tiene una naturaleza inobservable, lo cual se convierte en una fuente de sesgo que se puede presentar en nuestras estimaciones. Una posible solución para este problema es considerar las calificaciones pre-universitarias como indicadores de habilidad¹⁶. Obteniéndose así la siguiente expresión para la ecuación [2.2]¹⁷:

$$y_{i1} = \alpha_1 + X'_{i1} \beta_1 + \delta_1 y_{i0} + u_{i1} \quad \forall i = 1, \dots, n \quad [2.3]$$

Sin embargo, la estimación de la expresión [2.3] presenta un problema potencial de endogeneidad, puesto que los factores inobservables (como por ejemplo factores de motivación, y la determinación) –que desempeñan un papel importante en la determinación de los resultados pre-universitarios– pueden también ser explicativos de los resultados obtenidos en la universidad.

Si la habilidad innata está correlacionada con el coeficiente intelectual del alumno, lo que parece muy probable, y este coeficiente está vinculado de forma directa con los antecedentes familiares (ya sea como consecuencia del ambiente familiar o por transmisión genética), la omisión de la capacidad del estudiante en las estimaciones introduciría un sesgo que elevaría artificialmente la influencia de las características familiares sobre el rendimiento académico. Pero hay que tomar en consideración que la importancia de este sesgo será menor si se emplea una medida del crecimiento (o disminución) del rendimiento académico como *output*, puesto que al considerar esas "ganancias" se eliminarían los efectos de nivel y sólo el componente de crecimiento de la habilidad sería considerado¹⁸. Esa es la aproximación adoptada en este trabajo para solventar este potencial problema.

Desde un punto de vista analítico la expresión de ese modelo de "ganancias" (o efectos fijos) se obtiene al suponer que $\mu_{i0} = \mu_{i1}$, por tanto si bajo ese supuesto sustraemos las dos ecuaciones de la forma estructural, es decir realizando [2.2] – [2.1], obtenemos:

$$(y_{i1} - y_{i0}) = (\alpha_1 - \alpha_0) + X'_{i1} \beta_1 - X'_{i0} \beta_0 + \varepsilon_i \quad [2.4]$$

donde $\varepsilon_i = (u_{i1} - u_{i0})$. Si suponemos además que el vector de factores X que condiciona la producción académica en 't = 1' y en 't = 0' no cambia sustancialmente entre esos dos momentos temporales, la expresión [2.3] queda reducida a:

$$(y_{i1} - y_{i0}) = (\alpha_1 - \alpha_0) + X'_{i1} (\beta_1 - \beta_0) + \varepsilon_i \quad [2.5]$$

(16) En otros trabajos, como por ejemplo el de García (1997), se encuentra una fuerte relación estadística entre aprendizaje y calificación de acceso a la universidad.

(17) Tanto Figlio (1999) como Hanushek (1986) defienden la utilización del nivel de formación inicial como variable explicativa, aunque aludiendo a diferentes razones.

(18) En Boardman y Murnane (1979) se presenta una discusión más detallada de esta cuestión.

De esta forma habremos corregido, al menos parcialmente, el problema de los factores inobservables¹⁹.

Otra posible solución para la estimación de un modelo estructural, que es a menudo adoptada en el caso de errores de medida o de variables endógenas, es la técnica de las variables instrumentales. Sin embargo encontrar variables que condicionen la nota de acceso a la universidad pero que no estén correlacionadas con las calificaciones en el primer curso universitario es una tarea que si bien es ardua en general, en la fuente de datos de la que disponemos resulta imposible²⁰.

La estimación por MCO de las expresiones [2.2], [2.3] y [2.5] constituirá 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 condicional de la variable explicada.

Ese 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 calificaciones universitarias. De este modo podremos determinar si el efecto de las variables explicativas es significativo a lo largo de los distintos puntos de la distribución condicional de rendimientos del estudiante y si la cuantía del efecto es homogénea a lo largo de esa distribución. En la medida en que se consiga identificar con mas precisión la significatividad y amplitud de ese efecto para distintos grupos de estudiantes, se podrán ofrecer, sobre la base de los resultados obtenidos, recomendaciones de política educativa mas certeras.

Esta metodología tiene además otros aspectos ventajosos respecto a la estimación por MCO. Por un lado, las estimaciones mediante regresión cuantílica conceden menos peso a los valores extremos (*outliers*) de la variable explicada, debilitando así el impacto de estos valores sobre los resultados. Por otro lado, al no imponer la constancia a las estimaciones de los parámetros, puesto que se les permite diferir entre deciles, los coeficientes obtenidos serán robustos respecto a problemas de heterocedasticidad. Una última cualidad de la regresión cuantílica (respecto a MCO) hace referencia a que cuando estemos en presencia de términos de perturbación que no se distribuyan según una Normal los estimadores obtenidos mediante regresión cuantílica serán más eficientes que los resultantes de aplicar MCO. En resumen, sin duda la principal ventaja es que al tratarse de un método de estimación de naturaleza semi-paramétrica permite relajar la restricción impuesta por MCO de constancia de los parámetros a lo largo de la distribución de valores de la variable dependiente.

(19) Algunos autores [por ejemplo, Ehrenberg y Brewer (1994)] argumentan que cuando se estiman funciones de producción educativas se debe centrar la atención en las ganancias en términos de rendimiento académico.

(20) Véase Todd y Wolpin (2003) para un análisis exhaustivo de este tipo de modelizaciones.

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

$$y_i = x_i' \beta_\theta + u_{\theta i} \quad \text{con Cuantil } \theta(y_i|x_i) = x_i' \beta_\theta \quad \forall i = 1, \dots, n.; \theta \in (0,1) \quad [2.6]$$

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

Partiendo de la expresión [2.6], el estimador de regresión cuantílica de β_θ se obtiene al minimizar la suma de las desviaciones absolutas de los residuos. Es decir, resulta de resolver el siguiente problema de optimización:

$$\min_{\beta} \frac{1}{n} \left\{ \sum_{i: y_i \geq x_i' \beta} \theta |y_i - x_i' \beta_\theta| + \sum_{i: y_i < x_i' \beta} (1-\theta) |y_i - x_i' \beta_\theta| \right\} \quad [2.7]$$

donde y_i es la variable dependiente (puntuaciones universitarias); X_i es el vector de variables explicativas (características familiares y socio-económicas) del resultado en los exámenes de primer curso universitario, y θ es el cuantil a ser estimado. El vector de coeficientes β adoptará diferentes valores según el cuantil que en particular se esté estimando. En el caso concreto de las estimaciones presentadas más adelante se obtendrá un valor para cada uno de los deciles de la distribución condicional de calificaciones en la universidad. Un análisis detallado de este tipo de modelos puede verse, por ejemplo, en Koenker y Bassett (1978), o más recientemente en Koenker y Hallock (2001).

Por último se considera la producción educativa pero empleando esta vez una medida discreta del éxito académico, lo que implica recurrir a los modelos econométricos de respuesta cualitativa. En concreto, los resultados presentados en el cuadro 4 provienen de la estimación de un modelo tipo *probit*.

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

$$P(Z_i = 1) = P(\delta' X_i + u_i > 0) = \Phi \left(\frac{\delta' X_i}{\sigma_{u_i}} \right) \quad \forall i = 1, \dots, n \quad [2.8]$$

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 $[0, \sigma_u^2]$. Los coeficientes obtenidos de la estimación de este tipo de modelos no tienen una interpretación directa, por lo que se ha optado por presentar los efectos marginales que se obtienen al evaluar, en los puntos medios de las variables explicativas, la derivada de la probabilidad respecto al vector de características individuales:

$$\frac{\partial P(Z = 1)}{\partial X_j} = \phi(\delta' X) * \delta_j \quad [2.9]$$

3. RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES

En esta sección se comentan los resultados obtenidos al aplicar las diferentes aproximaciones econométricas antes subrayadas a los datos descritos en la sección primera. En concreto, en los cuadros 2 y 3, se presentan los resultados alcanzados al aplicar las tres especificaciones teóricas analizadas a una función de producción educativa que considera medidas continuas del éxito académico²¹. En cambio, en el cuadro 4 ese éxito será aproximado mediante una variable discreta que recogerá si el alumno supera o no una calificación media de aprobado durante su primer año de carrera universitaria.

3.1. *El éxito del estudiante como variable continua*

3.1.1. Resultados de la estimación por MCO

En los cuadros 2 y 3 se exhiben los coeficientes (y valores del estadístico “t”) resultantes de la estimación por MCO de las diferentes especificaciones aportadas. Los coeficientes de determinación obtenidos adoptan valores comprendidos entre 0,26 y 0,42, lo que indica un considerable poder explicativo de la modelización realizada, especialmente si se tiene en cuenta la dificultad para capturar la heterogeneidad de factores que afectan al proceso de producción educativo.

En el cuadro 2 se presentan análisis separados para determinar la influencia del nivel de estudios de la madre y el padre del estudiante²². No se han considerado conjuntamente los niveles de estudios de ambos progenitores para evitar problemas de multicolinealidad²³. De la observación de los coeficientes estimados en la especificación I de ese cuadro se deduce que las mujeres, *ceteris paribus*, obtienen mayor rendimiento que los hombres durante su primer año de carrera²⁴, en línea con lo observado en el análisis descriptivo. Esto induce a pensar en la posible existencia de características diferenciales entre las funciones de producción de ambos colectivos, de ahí que se hayan aportado estimaciones separadas por género.

Con relación a las características socio-económicas familiares, los resultados de cualquiera de las especificaciones consideradas muestran un comportamiento diferente de las variables que recogen el nivel educativo de la madre y el padre, respectivamente²⁵. Así las madres con título universitario ejercen una influencia positiva y significativa sobre las calificaciones de sus descendientes, respecto a la de aquellas con estudios primarios incompletos o sin estudios, siendo este efecto

(21) Las especificaciones analizadas (I, II y III) se corresponden con las ecuaciones 2.2, 2.3 y 2.5 respectivamente.

(22) Por razones de espacio, y debido a la similitud de efectos sobre hijos e hijas cuando se consideran los estudios del padre y de la madre, en el cuadro 3 sólo se presentan los coeficientes para el nivel de estudios materno. El lector interesado puede consultar los resultados para el nivel de estudios paterno requiriéndolos a los autores.

(23) Esto es consecuencia de la significativa correlación entre esas variables. En concreto, en la muestra aquí utilizada esa variación conjunta se eleva a 0,67, resultando estadísticamente significativa.

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

(25) Estos resultados son comparables con los aportados, por ejemplo, por Plug y Oosterbeek (1999), a nivel internacional, o Albert (1998), para el caso español.

Cuadro 2: FUNCIÓN DE PRODUCCIÓN EDUCATIVA (MCO)

Variables ^a	Especificación I							
	Total				Mujeres			
	E. Madre	E. Padre	E. Madre	E. Padre	E. Madre	E. Padre	E. Madre	E. Padre
Constante	0,181 (5,08)***	0,180 (4,91)***	0,211 (4,58)***	0,186 (3,96)***	0,116 (2,20)**	0,136 (2,52)**		
Características personales								
Sexo (Hombre = 1)	-0,043 (2,80)***	-0,042 (2,74)***						
NIVEL DE ESTUDIOS DE LA MADRE/PADRE								
Estudios Primarios completos	0,030 (1,59)	0,038 (1,84)*	-0,022 (0,88)	0,039 (1,42)	0,079 (2,87)***	0,037 (1,20)		
Bachillerato Elemental	0,033 (1,37)	0,063 (2,50)**	0,018 (0,59)	0,059 (1,77)*	0,040 (1,11)	0,068 (1,80)*		
Bachillerato Superior	0,001 (0,04)	0,044 (1,63)	-0,051 (1,35)	0,045 (1,30)	0,054 (1,20)	0,042 (1,01)		
Diplomada/o	0,086 (3,07)***	0,027 (1,00)	0,033 (0,94)	-0,014 (0,40)	0,142 (3,23)***	0,069 (1,66)*		
Licenciada/o, Ingeniero sup. o Arquitecto	0,171 (4,24)***	0,082 (2,78)***	0,118 (2,38)**	0,074 (1,97)**	0,230 (3,49)***	0,087 (1,89)*		
CARACTERÍSTICAS ACADÉMICAS DEL ESTUDIANTE								
Selectividad	0,194 (9,94)***	0,193 (9,89)***	0,173 (6,90)***	0,168 (6,71)***	0,218 (7,19)***	0,220 (7,23)***		
Beca solicitada y concedida	0,031 (1,88)*	0,021 (1,27)	0,028 (1,32)	0,013 (0,63)	0,033 (1,33)	0,027 (1,06)		
Beca solicitada pero no concedida	-0,025 (1,17)	-0,034 (1,57)	-0,012 (0,43)	-0,025 (0,92)	-0,035 (1,07)	-0,043 (1,29)		
Carrera de su elección	0,199 (13,26)***	0,200 (13,29)***	0,170 (8,33)***	0,168 (8,22)***	0,221 (10,08)***	0,224 (10,20)***		

Variables ^a	Especificación I									
	Total			Hombres			Mujeres			
	E. Madre	E. Padre	E. Madre	E. Padre	E. Madre	E. Padre	E. Madre	E. Padre	E. Madre	E. Padre
ÁREAS DE CONOCIMIENTO										
Medicina	0,801 (15,54)***	0,815 (15,83)***	0,774 (10,41)***	0,793 (10,68)***	0,806 (11,18)***	0,827 (11,44)***	-0,087 (-0,084)	-0,059 (-0,051)	-0,111 (-0,111)	-0,107 (-0,107)
Ciencias Puras	(2,91)***	(2,81)***	(1,45)	(1,24)	(2,56)**	(2,46)**	0,860 (25,36)***	0,856 (17,84)***	0,858 (17,85)***	0,854 (17,72)***
Ciencias de la Información	-0,063 (1,98)**	-0,061 (1,93)*	-0,014 (0,31)	-0,011 (0,24)	-0,102 (2,25)**	-0,098 (2,15)**	0,403	0,327	0,423	0,420
Psicología	(11,13)***	(11,03)***	(5,00)***	(4,95)***	(8,97)***	(8,87)***	-0,267 (10,24)***	-0,258 (8,38)***	-0,252 (8,18)***	-0,315 (6,05)***
Ingeniería Superior	0,951	0,953	0,964	0,966	0,950	0,951	(17,14)***	(17,14)***	(9,44)***	(13,53)***
Enfermería y Fisioterapia	-0,232	-0,235	-0,230	-0,231	-0,293	-0,288	(6,32)***	(5,71)***	(5,73)***	(3,06)***
Ingeniería Técnica	-0,138	-0,140	-0,118	-0,123	-0,145	-0,144	(4,80)***	(3,01)***	(3,11)***	(3,42)***
Empresariales, Turismo y Relaciones Laborales	0,477	0,477	0,414	0,417	0,507	0,508	(13,49)***	(7,96)***	(8,01)***	(10,29)***
Filosofía y Letras	0,761	0,761	0,665	0,666	0,794	0,793	(24,74)***	(13,26)***	(13,28)***	(18,90)***
Ciencias de la Educación										
<i>R² corregido</i>	0,38	0,37	0,33	0,33	0,37	0,37				
<i>F</i>	192,58***	191,49***	81,60***	81,28***	98,88***	97,66***				
<i>Criterio de Información de Akaike</i>	11198,6	11213,2	5046,4	5050,7	6084,0	6099,5				
Número de observaciones	6736			3356			3376			

Categoría de referencia: Mujer, padre/madre sin estudios o estudios primarios sin acabar, accedió a la universidad por una vía distinta de la selectividad, cursando carrera distinta a la solicitada como primera opción, sin retraso en sus estudios, y matriculado en la Licenciatura de Ciencias Económicas o Empresariales. 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%. Fuente: Elaboración propia.

más acusado en el caso de las chicas. Sin embargo esas diferencias por género no son tan notables en lo concerniente al nivel de estudios del padre, cuya influencia resulta inferior. En particular, son los padres que declaran haber alcanzado Bachillerato (elemental o superior) y, en similar medida, los que acreditan poseer un título de licenciado, Ingeniero Superior o Arquitecto, los que muestran un efecto positivo significativamente superior al que ejercen los padres sin estudios o con estudios primarios no finalizados. La menor proporción de madres que de padres con estudios superiores podría explicar este resultado²⁶. También se podría esgrimir el argumento aportado por Murnane *et al.* (1981), quienes conjeturan que las madres con alto nivel educativo están muy capacitadas para conducir la vida de sus hijos, y que este hecho, junto con el mayor tiempo que les suelen dedicar y la mayor calidad de ese tiempo, constituye un elemento determinante de la alta capacidad académica de esos jóvenes.

En relación con las características del historial educativo del estudiante, el coeficiente de la variable ‘selectividad’ indica que esos que accedieron a la educación superior tras pasar este examen 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) u otras vías suelen estar, en general, menos ‘académicamente orientados’ que los que realizaron BUP y COU.

Los beneficiarios de una beca obtienen mayores calificaciones que los no becarios, aunque esta variable resulta estadísticamente significativa sólo a un 10% en la estimación conjunta²⁷ (y resulta no significativa cuando se estima separadamente para hombres y mujeres). *A priori* cabía esperar ese signo positivo, pues los estudiantes que obtienen beca dependen, en general, de ésta para poder continuar con sus estudios, y por tanto tienen que tratar de maximizar el rendimiento en sus exámenes para tener garantías de renovación de la misma; se volverá sobre este punto en la subsección 3.2 de este trabajo. 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 éstas y las variables que miden tanto las calificaciones de acceso a la universidad como el retraso en los estudios. Esta variación conjunta es consecuencia de la importancia de los criterios académicos en la decisión de concesión o no de beca a un estudiante²⁸.

Los estudiantes que no pudieron acceder a la carrera universitaria que querían (los que tienen un valor cero en la variable carrera de su elección) muestran un

(26) Sin olvidar las posibles consecuencias de la existencia de homogamia, es decir que las/los mujeres/hombres forman pareja, mayoritariamente, con hombres/mujeres de un nivel educativo igual o superior al alcanzado por ellas/ellos. En tal caso la mayor influencia de un alto nivel de estudios de la madre podría estar recogiendo, al menos parcialmente, el hecho de que en esos hogares ambos padres poseen estudios superiores.

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

(28) En concreto en el caso de los alumnos de primer curso la calificación media pre-universitaria es el referente evaluado por las autoridades académicas, junto a un criterio basado en los ingresos familiares, para otorgar o no este tipo de ayudas al estudio.

rendimiento significativo inferior a esos otros que sí lo consiguieron. 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 carreras.

Tal como se subrayó en el epígrafe tercero, la imposibilidad de observar la capacidad innata del estudiante y los problemas derivados de la inclusión de las calificaciones de acceso como *proxy* de esa capacidad en la especificación I conducen a la necesidad de estimar las ecuaciones [2.3] y [2.5], cuyos resultados se muestran en el cuadro 3. En las columnas primera y segunda de ese cuadro se presentan los coeficientes obtenidos al incluir las calificaciones de acceso como regresor adicional, mientras que en las columnas tercera y cuarta los coeficientes obtenidos al estimar un modelo en el que la variable dependiente son las ganancias de rendimiento académico (calculadas como la diferencia entre la calificación media de primer curso y la calificación de acceso²⁹). En las dos últimas columnas la variable dependiente representa ganancias de rendimiento académico pero en términos de percentiles. De esta forma se pretenden superar los potenciales problemas metodológicos que pudieran surgir por las diferencias, en cuanto a la forma de la distribución de frecuencias, entre las calificaciones de acceso y las calificaciones durante el primer curso universitario³⁰.

De los resultados obtenidos al estimar la especificación II (cuadro 3) se puede inferir que la calificación de acceso ejerce una influencia significativa sobre el rendimiento académico universitario de la persona, y que éste no difiere entre mujeres y hombres. El elevado peso de esta variable se podría considerar un indicador de la fuerte relevancia de las condiciones de acceso a la universidad en el rendimiento del alumno en sus estudios universitarios. 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 países³¹.

Es razonable esperar que la calificación de acceso y la titulación específica elegida por el estudiante mantengan un vínculo. Por tanto, la inclusión de variables ficticias por áreas de conocimiento, si bien revela las diferencias de calificaciones en nivel entre éstas y la considerada como referencia (Licenciatura en CC. Económicas y Empresariales), no permite discernir el efecto marginal que la interacción entre la calificación de acceso y la titulación ejerce sobre el rendimiento del estudiante. Para solventar esto se ha estimado la especificación II pero incluyendo los citados términos de interacción³². De esos resultados cabe destacar que

(29) Se ha cambiado la escala de la calificación de acceso para que oscile entre los valores de 0 y 4 y de este modo hacerla compatible con la utilizada para la calificación media del primer curso.

(30) La utilización de la diferencia de percentiles en lugar de la diferencia de valores absolutos permite obtener una distribución de frecuencias más simétrica en torno a los valores de la media.

(31) Así, por ejemplo, para el caso de Estados Unidos Heckman y Vytlačil (2001) encuentran una fuerte correlación entre capacidad innata (habilidad) y logro educativo. No obstante, también en el ámbito anglo-sajón Galindo y Vignoles (2003) y Marcenaro y Vignoles (2003), encuentran 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 sus padres ha incrementado su influencia.

(32) El correspondiente cuadro no se aporta por razones de espacio, pero puede ser requerido a los autores.

Cuadro 3: FUNCIÓN DE PRODUCCIÓN EDUCATIVA (MCO)

Variables ^a	Variable dependiente = Calificación media de primer curso universitario		Variable dependiente = Diferencia entre calificaciones de primer curso-acceso		Variable dependiente = Diferencia entre percentiles calificaciones primer curso-acceso	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
Constante	-0,555 (8,48)***	-0,735 (9,10)***	-2,074 (42,92)***	-2,369 (45,21)***	-0,231 (11,33)***	-0,327 (15,53)***
NIVEL DE ESTUDIOS DE LA MADRE						
Estudios Primarios completos	-0,031 (1,31)	0,076 (2,88)***	-0,023 (0,84)	0,082 (2,86)***	-0,013 (1,19)	0,029 (2,50)**
Bachillerato Elemental	0,014 (0,48)	0,050 (1,46)	0,037 (1,12)	0,071 (1,90)*	-0,001 (0,07)	0,017 (1,12)
Bachillerato Superior	-0,064 (1,83)*	0,060 (1,43)	-0,058 (1,47)	0,102 (2,22)**	-0,033 (2,00)**	0,039 (2,11)**
Diplomada	0,003 (0,11)	0,109 (2,72)***	0,007 (0,18)	0,076 (1,74)*	-0,017 (1,08)	0,019 (1,11)
Licenciada, Ingeniero sup. o Arquitecto	0,070 (1,55)	0,192 (3,11)***	0,033 (0,63)	0,160 (2,38)**	-0,021 (0,98)	0,044 (1,62)
CARACTERÍSTICAS ACADÉMICAS DEL ESTUDIANTE						
Selectividad	0,147 (6,06)***	0,228 (7,59)***	0,190 (6,92)***	0,343 (10,60)***	0,177 (15,28)***	0,230 (17,69)***
Carrera de su elección	0,106 (5,39)***	0,172 (8,04)***	0,003 (0,14)	0,085 (3,69)***	0,003 (0,28)	0,012 (1,35)
Retraso	-0,086 (4,22)***	-0,119 (4,92)***	0,068 (3,03)***	0,034 (1,34)	-0,002 (0,23)	-0,007 (0,66)
ÁREAS DE CONOCIMIENTO						
Medicina	0,558 (7,84)***	0,566 (8,01)***	0,237 (2,97)***	0,214 (2,83)***	0,002 (0,05)	-0,003 (0,10)
Ciencias Puras	-0,098 (2,53)**	-0,137 (3,29)***	-0,146 (3,33)***	-0,172 (3,78)***	-0,096 (5,20)***	-0,106 (5,83)***
Ciencias de la Información	0,732 (15,97)***	0,757 (16,25)***	0,526 (10,26)***	0,587 (11,68)***	0,218 (10,10)***	0,237 (11,73)***

Variables ^a	Especificación II		Especificación III		Especificación III	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
Derecho	-0,010 (0,24)	-0,086 (1,97)**	-0,013 (0,28)	-0,053 (1,12)	-0,058 (2,91)**	-0,060 (3,17)**
Psicología	0,258 (4,17)**	0,396 (8,74)**	0,112 (1,61)	0,328 (6,65)**	0,062 (2,11)**	0,151 (7,61)**
Ingeniería Superior	-0,332 (11,30)**	-0,396 (7,82)**	-0,441 (13,37)**	-0,521 (9,47)**	-0,224 (16,14)**	-0,277 (12,56)**
Enfermería y Fisioterapia	0,725 (7,43)**	0,721 (10,46)**	0,319 (2,92)**	0,343 (4,68)**	0,073 (1,59)	0,090 (3,06)**
Ingeniería Técnica	-0,265 (6,92)**	-0,249 (2,75)**	-0,362 (8,37)**	-0,254 (2,58)**	-0,165 (9,03)**	-0,129 (3,26)**
Empresariales, Turismo y Relaciones Laborales	-0,081 (2,15)**	-0,089 (2,19)**	-0,090 (2,13)**	-0,058 (1,30)	-0,020 (1,11)	-0,018 (1,03)
Filosofía y Letras	0,381 (7,72)**	0,470 (9,92)**	0,275 (4,93)**	0,387 (7,52)**	0,128 (5,46)**	0,153 (7,41)**
Ciencias de la Educación	0,634 (13,28)**	0,758 (18,73)**	0,519 (9,63)**	0,645 (14,71)**	0,250 (11,04)**	0,302 (17,13)**
CALIFICACIONES PRE-UNIVERSITARIAS						
Calificación de acceso a la Universidad	0,147 (17,76)**	0,148 (14,83)**				
<i>R² corregido</i>	0,40	0,42	0,26	0,26	0,34	0,35
<i>F</i>	110,72**	122,23**	62,69**	61,12**	90,90**	93,02**
<i>Criterio de Información de Akaike</i>	4674,3	5800,6	5503,4	6382,9	6306,6	6523,9
Número de observaciones	3356	3376	3356	3356	3356	3376

Categoría de referencia: Madre sin estudios o estudios primarios sin acabar, accedió a la universidad por una vía distinta de la selectividad, cursando carrera distinta a la solicitada como primera opción, sin retraso en sus estudios, y matriculado en la Licenciatura de Ciencias Económicas o Empresariales. 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%. Fuente: Elaboración propia.

los parámetros que miden la influencia del nivel de estudios de la madre y las características académicas del estudiante, no se ven sustancialmente alterados por la inclusión de los términos de interacción, salvo para el caso de la variable 'selectividad' que ve reducido ligeramente su efecto. En cambio, la capacidad explicativa y magnitud de algunas de las variables que recogen el efecto de la titulación se ven modificados. Así, el coeficiente positivo y significativo para los estudiantes (hombres) de medicina (que refleja un mayor nivel medio de calificaciones de estos respecto a los de económicas y empresariales) pierde su capacidad explicativa cuando se añade a la especificación el correspondiente término de interacción³³. Algo muy similar les ocurre a los estudiantes de psicología y filosofía y letras. El resto de los coeficientes para las diferentes titulaciones no sufren grandes cambios, mostrando que los estudiantes de ingeniería (ya procedan de escuelas técnicas o superiores) obtienen menores calificaciones medias.

Por otra parte, los coeficientes mostrados en las columnas 3 y 4 del cuadro 3 muestran que la realización de la carrera elegida por los hombres es un factor explicativo de su progreso, en lo que respecta al rendimiento académico, pero no así en el caso de las mujeres. Además, estas diferencias por género desaparecen totalmente cuando se considera como variable explicada el cambio del estudiante, en cuanto a su posición relativa en la distribución de frecuencias de calificaciones, a final del primer curso y en el momento de acceso a la Universidad (o sea cuando se miden los cambios en la posición relativa entre las dos distribuciones percentílicas). De ese modo se refuerza la idea expuesta anteriormente de que la posibilidad de realizar la carrera preferida por el estudiante no tiene un efecto positivo fácilmente identificable en términos de rendimiento académico.

3.1.2. Resultados de la estimación de regresiones cuantílicas

Hasta el momento se ha realizado una aproximación por MCO para analizar la influencia de un conjunto de factores sobre las calificaciones de los universitarios. No obstante, y tal como se subrayó en la sección 2, ese tipo de estimación no refleja de forma precisa el rango de variación del efecto de algunas variables sobre la variable explicada, al ser sólo una medida resumen de esa variación. Para soslayar esta dificultad se ha recurrido en este trabajo a la estimación de regresiones cuantílicas. La comparación de estos resultados con los obtenidos por MCO ha permitido conocer en mayor profundidad el comportamiento de determinadas variables de especial relevancia, y establecer hasta qué punto la regresión cuantílica constituye un instrumento enriquecedor en este área de investigación.

Como consecuencia, en lo que sigue se comparan, con la ayuda de algunos gráficos, los resultados obtenidos al estimar el efecto de las variables en los deciles de la distribución condicional de calificaciones universitarias³⁴ con los previamente obtenidos por MCO, utilizando las especificaciones I y II como base para las es-

(33) Aunque para el caso de las mujeres la significatividad de la variable se mantiene.

(34) En los cuadros B1, B2 y B3 del Anexo B se presentan los resultados obtenidos en las correspondientes estimaciones, aunque por razones de espacio solamente se muestran los coeficientes estimados para las variables más relevantes.

timaciones³⁵. De este modo se podrá determinar el efecto diferencial de variaciones en las características de los estudiantes sobre el rendimiento de aquellos que muestran diferentes niveles de este *output*. Además, utilizando este tipo de aproximación se puede aislar el comportamiento de los estudiantes que se encuentran en los extremos de la distribución de las calificaciones, por cuanto el rendimiento de este tipo de alumnos puede ser consecuencia de la influencia de factores “excesivamente particulares”.

Para recoger esto último, en los gráficos 1 a 3 se representan los coeficientes obtenidos de las estimaciones mediante regresión cuantílica, sin incluir los valores del primer y último decil de la distribución (o sea sólo se representan valores de θ comprendidos entre 0,2 y 0,9)³⁶. Es importante subrayar que la interpretación de este tipo de coeficientes es similar a la de los obtenidos mediante MCO. En este sentido, para cada regresor los puntos representados en los gráficos deben interpretarse como el efecto de un cambio unitario de la correspondiente variable explicativa (sexo, nota de acceso y obtención de carrera de su elección, respectivamente) sobre la calificación del estudiante, en el correspondiente decil de la distribución condicional de calificaciones, manteniendo constante el valor de las restantes variables explicativas. En el eje vertical, en consecuencia, aparecen las puntuaciones medias obtenidas por los estudiantes durante su primer curso universitario y en el eje de abscisas los deciles.

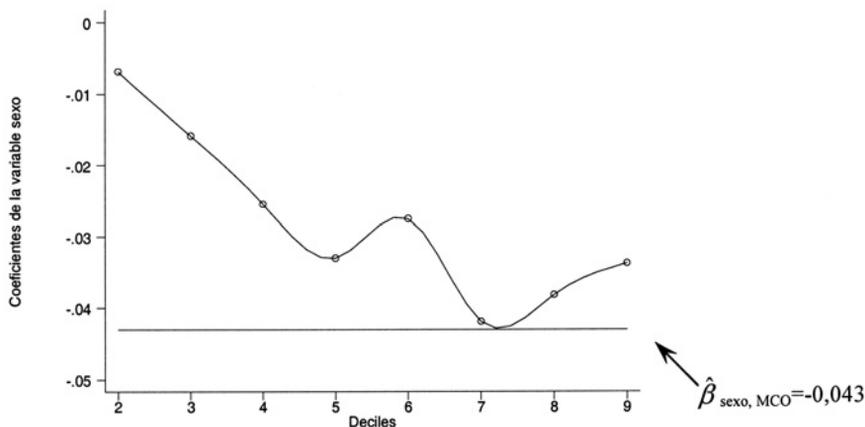
Las mujeres, *ceteris paribus*, obtienen 0,043 puntos más que sus compañeros hombres, si atendemos a los resultados de la estimación por MCO. Sin embargo, si se presta atención a los resultados de las regresiones cuantílicas, representados en el gráfico 1, la disparidad de calificaciones entre ambos sexos es prácticamente nula para los universitarios clasificados en el segundo y tercer decil de calificaciones, y sólo es de una cuantía relevante entre aquellos situados en la cola superior de la distribución condicional de rendimiento universitario. Para poder discernir hasta qué punto podemos hablar de homogeneidad o no de efectos de la variable género sobre las calificaciones alcanzadas por el estudiante, se ha testado la posible igualdad estadística de los coeficientes en los distintos puntos de la distribución condicional de calificaciones. Los correspondientes valores para el test de la igualdad de parámetros se muestran en el cuadro B4 (Anexo B), en el que se comparan los coeficientes para los diferentes deciles con los del quinto (mitad izquierda del cuadro) y noveno decil (mitad derecha del cuadro), respectivamente. Estos contrastes muestran que la cuantía de los efectos a partir del cuarto decil no es significativamente distinta a la del correspondiente coeficiente para la mediana, y

(35) Los mayores valores obtenidos tanto para el estadístico R^2 corregido como para el estadístico F , en las especificaciones I y II, junto a los menores valores de éstas en cuanto al criterio de información de Akaike, nos hicieron decantarnos por las dos primeras especificaciones para la comparación de los resultados de MCO y regresión cuantílica.

(36) Además los resultados de las estimaciones en esos puntos extremos presentan, para los tres regresores analizados aquí, valores no significativos de los correspondientes coeficientes. El contraste de significatividad de estos coeficientes se ha realizado utilizando errores estándar 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.

que ninguno de ellos resulta diferente del encontrado para el noveno decil. Por tanto, en el caso de la variable género los resultados no difieren significativamente de los encontrados al aplicar MCO.

Gráfico 1: APROXIMACIÓN MEDIANTE REGRESIÓN CUANTÍLICA AL EFECTO DE LA VARIABLE SEXO



Fuente: Elaboración propia.

En cambio, resulta significativa la diferencia de efectos, a lo largo de la distribución condicional, de las variables que describen ser hijo/a de madre con titulación universitaria, puesto que ya sean éstas diplomadas³⁷ o licenciadas el efecto sobre el rendimiento de sus hijos es muy superior en el noveno que en el segundo decil (cuadro B1)³⁸. Este resultado apunta a que un elemento fundamental para explicar niveles superiores de éxito, en términos académicos, por parte de algunos estudiantes reside en la influencia especialmente positiva de ser hijos/as de madres con elevados niveles educativos.

Igualmente interesantes resultan los coeficientes mostrados en el cuadro B1 para la variable beca solicitada y concedida. Estos permiten afirmar que son los estudiantes con calificaciones universitarias por debajo del valor mediano (quinto decil) los que se benefician de forma significativa de la obtención de una beca. Este resultado implica que la concesión de ayudas, en forma de becas, a los alumnos con menores niveles de éxito (en primer curso de carrera universitaria) les

(37) Aunque si atendemos a los resultados mostrados el cuadro B2, correspondientes a la especificación II, el efecto de las madres diplomadas no es relevante en el caso de que los estudiantes sean hombres.

(38) El correspondiente *test* estadístico obtenido mostró que la diferencia entre estos dos coeficientes es estadísticamente significativa.

puede ayudar a mejorar su rendimiento, y por tanto contribuirá a reducir el nivel de fracaso universitario. Esta conclusión se verá reforzada cuando se analicen, en la próxima sección, los resultados encontrados al estimar los factores que condicionan la probabilidad de aprobar del alumno.

Por su parte, el perfil de influencia de las notas de acceso sobre las calificaciones universitarias muestra un comportamiento diferenciado para hombres y mujeres, en lo que a los resultados de las regresiones cuantílicas se refiere. En concreto, en el caso de los hombres se produce un crecimiento continuado a lo largo del recorrido de la distribución condicional de la variable explicada, por debajo del valor medio estimado por MCO, hasta el séptimo decil (gráfico 2a). Mientras en el caso de las jóvenes estudiantes este perfil es más irregular al mostrar coeficientes por encima del valor de la estimación por MCO a partir del valor mediano y superiores a éste pero decrecientes a partir del decil 7, que es donde el coeficiente alcanza un valor máximo de 0,2 (gráfico 2b). En otras palabras, el fuerte vínculo entre ambos tipos de calificaciones sólo tiene un comportamiento de cuantía comparable para hombres y mujeres a partir del séptimo decil, es decir entre aquellos alumnos que rinden más, contrastando así con lo observado en los resultados por MCO. En este sentido las notas de acceso deben considerarse mejor predictor de las calificaciones obtenidas en la universidad para aquellos estudiantes más capacitados. Sirva como ejemplo de esto que un incremento unitario³⁹ de la calificación de acceso para una mujer supone un aumento del 21,0% en la calificación media obtenida en la universidad para las estudiantes situadas en el noveno decil, y de un 37,3% en el caso de los hombres; sin embargo estos efectos se reducen al 10,3% y 8,5%, para mujeres y hombres, respectivamente, cuando la atención se centra en los estudiantes del segundo decil de la distribución condicional de calificaciones universitarias.

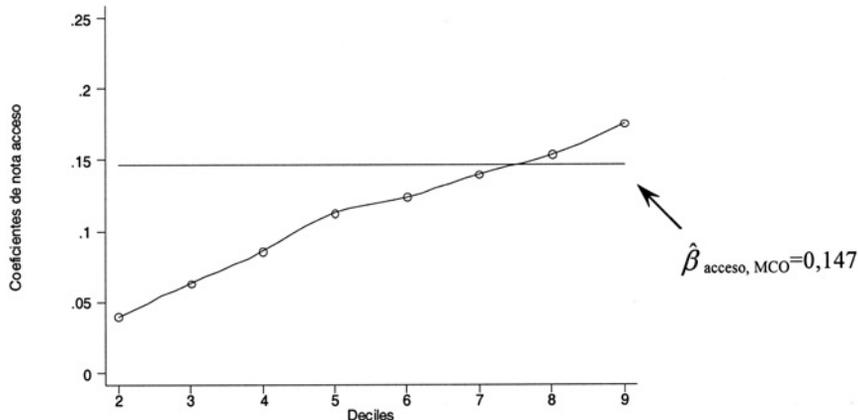
Los cuadros B2 y B3 permiten determinar que el efecto de la variable ‘retraso’ resulta significativo en todos los deciles excepto en los más altos, tanto para hombres como para mujeres. Pero en todos los casos esa influencia es menor que la observada al estimar MCO. Además, los contrastes presentados en los cuadros B5 y B6 muestran una elevada homogeneidad de los valores a lo largo de la distribución de calificaciones. Por tanto el efecto negativo del retraso de los alumnos parece estar sobrestimado en los resultados por MCO. Algo similar ocurre con la variable ‘selectividad’, cuyo efecto es menor, especialmente en el caso de los hombres, que el encontrado cuando se emplean MCO. Estos ejemplos inciden directamente sobre la importancia de enriquecer los análisis, al menos en esta área de investigación, con la metodología de regresión cuantílica.

Finalmente, en los gráficos 3a y 3b se han representado los coeficientes de la variable ‘carrera de su elección’. Los perfiles obtenidos permiten concluir que el efecto de esa variable está por debajo del observado en la estimación por MCO para todos los estudiantes (de ambos sexos), salvo para los situados en el extremo superior de la distribución condicional de calificaciones (noveno decil)⁴⁰. Por tanto, sería un error considerar, al menos con la información de la que se dispone

(39) En una escala de 0 a 4.

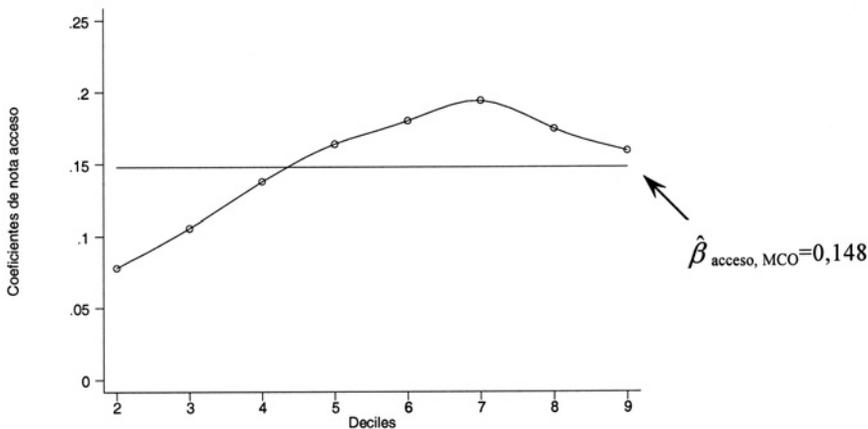
(40) Los coeficientes para los diferentes deciles son significativamente distintos de los encontrados para el noveno decil, tanto para las mujeres como los hombres (véase cuadros B5 y B6).

Gráfico 2a: APROXIMACIÓN MEDIANTE REGRESIÓN CUANTÍLICA AL EFECTO DE LA VARIABLE NOTA DE ACCESO (HOMBRES)



Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 2b: APROXIMACIÓN MEDIANTE REGRESIÓN CUANTÍLICA AL EFECTO DE LA VARIABLE NOTA DE ACCESO (MUJERES)

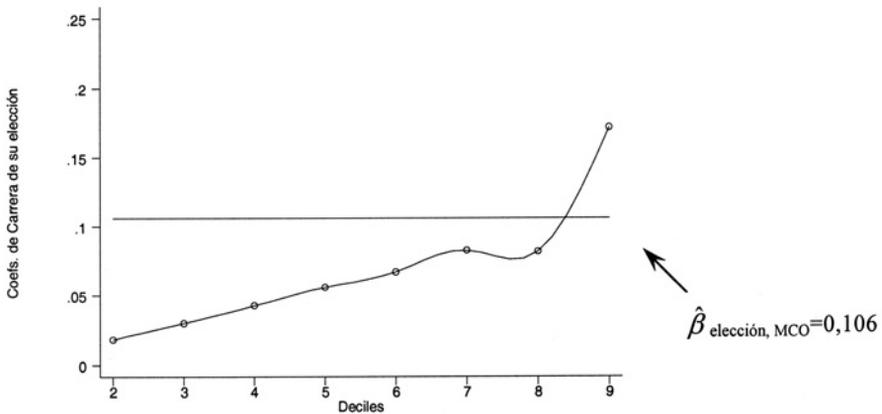


Fuente: Elaboración propia.

en la base de datos utilizada, que cursar los estudios preferidos en el momento de realizar la preinscripción universitaria aumenta de forma considerable el rendimiento posterior de todos los alumnos que consiguen finalmente matricularse en la carrera que declaran como preferida. Esto sólo sería cierto para un grupo reducido

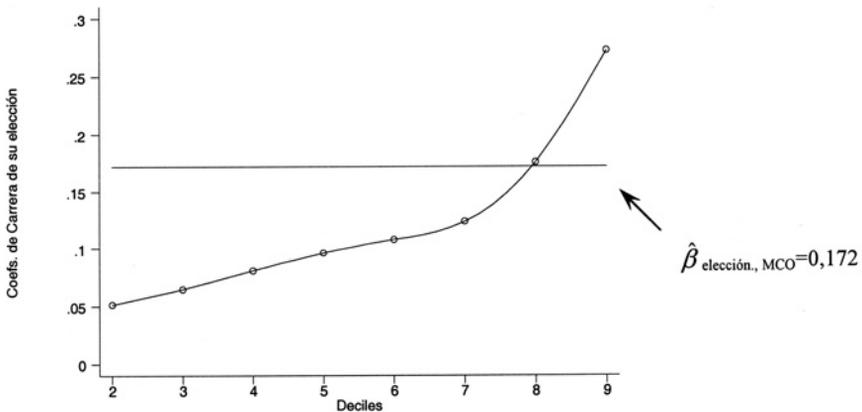
de estudiantes que se encuentran en la zona más alta de la distribución condicional de calificaciones. En consecuencia, cualquier política orientada a facilitar el acceso a la carrera que elige el alumno como primera opción debe tomar en consideración que los aparentes efectos beneficiosos de tal medida no se repartirán de forma homogénea entre todos los estudiantes que consigan el acceso a la carrera deseada.

Gráfico 3a: APROXIMACIÓN MEDIANTE REGRESIÓN CUANTÍLICA AL EFECTO DE LA VARIABLE “CARRERA DE SU ELECCIÓN” (HOMBRES)



Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 3b: APROXIMACIÓN MEDIANTE REGRESIÓN CUANTÍLICA AL EFECTO DE LA VARIABLE “CARRERA DE SU ELECCIÓN” (MUJERES)



Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 4: ESTIMACIÓN, PROBIT, DE LA PROBABILIDAD DE ÉXITO EN EL PRIMER CURSO UNIVERSITARIO

Variables ^a	Efectos Marginales					
	Especificación I		Especificación I		Especificación II	
	E. Madre	E. Padre	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
CARACTERÍSTICAS PERSONALES						
Sexo (Hombre = 1)	-0,025 (2,27)**	-0,024 (2,20)**				
NIVEL DE ESTUDIOS DE LA MADRE/PADRE^b						
Estudios Primarios completos	0,026 (1,82)*	0,033 (2,06)**	-0,004 (0,26)	0,057 (2,45)**	-0,013 (0,93)	0,061 (2,62)**
Bachillerato Elemental	0,019 (1,06)	0,059 (2,95)**	0,018 (0,89)	0,010 (0,33)	0,006 (0,37)	0,010 (0,34)
Bachillerato Superior	0,003 (0,15)	0,038 (1,78)*	-0,015 (0,68)	0,025 (0,66)	-0,028 (1,60)	0,022 (0,60)
Diplomada/o	0,074 (3,31)**	0,037 (1,76)*	0,038 (1,61)	0,108 (2,83)**	0,006 (0,34)	0,070 (1,93)*
Licenciada/o, Ingeniero sup. o Arquitecto	0,109 (3,34)**	0,078 (3,30)**	0,048 (1,49)	0,176 (3,04)**	-0,003 (0,11)	0,143 (2,54)**
CARACTERÍSTICAS ACADÉMICAS DEL ESTUDIANTE						
Selectividad	0,109 (7,91)**	0,108 (7,81)**	0,073 (4,78)**	0,146 (6,20)**	0,066 (4,99)**	0,139 (5,77)**
Beca solicitada y concedida	0,039 (3,23)**	0,037 (3,01)**	0,025 (1,91)*	0,054 (2,66)**		
Beca solicitada pero no concedida	-0,003 (0,20)	-0,006 (0,37)	-0,000 (0,00)	-0,005 (0,19)		
Carrera de su elección	0,091 (8,61)**	0,091 (8,68)**	0,054 (4,59)**	0,131 (7,39)**	0,020 (1,80)*	0,111 (6,16)**
Retraso					-0,021 (1,87)*	-0,088 (4,27)**
ÁREAS DE CONOCIMIENTO						
Medicina	0,378 (8,91)**	0,387 (9,10)**	0,325 (5,82)**	0,405 (6,69)**	0,081 (2,07)**	0,246 (3,99)**
Ciencias Puras	-0,036 (1,88)*	-0,034 (1,73)*	-0,019 (0,93)	-0,057 (1,66)*	-0,033 (2,07)**	-0,067 (1,97)**

Cuadro 4: ESTIMACIÓN, PROBIT, DE LA PROBABILIDAD DE ÉXITO EN EL PRIMER CURSO UNIVERSITARIO (continuación)

Variables ^a	Efectos Marginales					
	Especificación I			Especificación II		
	E. Madre	E. Padre	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
Ciencias de la Información	0,555 (18,38)***	0,555 (18,37)***	0,515 (12,30)***	0,565 (13,60)***	0,377 (9,75)***	0,543 (12,55)***
Derecho	-0,040 (2,00)**	-0,040 (1,99)**	-0,021 (0,96)	-0,063 (1,79)*	-0,022 (1,20)	-0,061 (1,73)*
Psicología	0,210 (7,50)***	0,208 (7,43)***	0,129 (3,15)***	0,260 (6,49)***	0,073 (2,20)**	0,263 (6,50)***
Ingeniería Superior	-0,170 (10,14)***	-0,169 (10,09)***	-0,135 (8,27)***	-0,222 (5,07)***	-0,149 (10,28)***	-0,238 (5,78)***
Enfermería y Fisioterapia	0,569 (11,63)***	0,571 (11,68)***	0,504 (5,82)***	0,581 (9,85)***	0,209 (3,10)***	0,480 (7,64)***
Ingeniería Técnica	-0,141 (5,64)***	-0,143 (5,69)***	-0,090 (4,75)***	-0,214 (2,50)**	-0,079 (5,16)***	-0,201 (2,30)**
Empresariales, Turismo y Relaciones Laborales	-0,080 (4,22)**	-0,080 (4,23)**	-0,042 (2,11)**	-0,128 (3,74)***	-0,019 (1,05)	-0,090 (2,53)**
Filosofía y Letras	0,241 (8,75)***	0,243 (8,80)***	0,150 (4,54)***	0,306 (7,34)***	0,115 (3,96)***	0,304 (7,11)***
Ciencias de la Educación	0,498 (18,31)***	0,500 (18,34)***	0,389 (9,62)***	0,545 (14,86)***	0,343 (9,05)***	0,549 (14,57)***
CALIFICACIONES PRE-UNIVERSITARIAS						
Calificación de acceso a la Universidad	2284,86*** 2278,79*** 876,77***			1182,34*** 1084,13*** 1329,75***		
-2 (log _R - log _{NR})	6732			3376		
Número de observaciones	6732			3376		

Categoría de referencia: Mujer, padre/madre sin estudios o estudios primarios sin acabar, accedió a la universidad por una vía distinta de la selectividad, beca no solicitada, cursando carrera distinta a la solicitada como primera opción, sin retraso en sus estudios, y matriculado en la Licenciatura de Ciencias Económicas o Empresariales. Notas a: Valor absoluto de los estadísticos 't' entre paréntesis; b: Los valores de los coeficientes mostrados en las columnas 4 a 7 se refieren al nivel de estudios de la madre. * Coeficiente significativamente diferente de cero a un nivel de confianza del 10%; ** al 5%; *** al 1%. Fuente: Elaboración propia.

3.2. *Estimación de la probabilidad de éxito*

Los análisis empíricos realizados en la subsección anterior consideran el rendimiento del estudiante como una variable continua. En el presente apartado se plantea la alternativa de suponer que lo que le interesa al alumno es superar sus exámenes, con independencia de que la calificación media obtenida sea más o menos alta, es decir se valora el éxito en términos discretos. Esta simplificación estaría acorde con los postulados de la teoría del filtro, según la cual los empleadores basan principalmente en la obtención del título las decisiones sobre contratación de los estudiantes.

En el cuadro 4 se pueden contemplar los resultados alcanzados en la estimación de la probabilidad de éxito de los universitarios de la muestra. Los resultados son muy similares a los que aparecen en la estimación continua⁴¹ (cuadros 2 y 3). Las principales diferencias que se pueden apreciar conciernen a la variable beca. Puesto que la obtención de beca muestra un efecto positivo y altamente significativo sobre el éxito académico. Este resultado sustenta la idea de que los estudiantes que reciben este tipo de transferencia estatal tienen que hacer todo lo posible para garantizar el aprobado que le permita renovar esos fondos que reciben, resultándoles menos relevante alcanzar o no una calificación muy superior al aprobado, como muestran los resultados aportados en el cuadro 2. En particular, la relación mostrada en el cuadro 4 implica que para aquellos estudiantes universitarios que obtienen una beca la probabilidad de aprobar aumenta en casi un 4%, respecto a la de esos otros alumnos que no reciben una transferencia de este tipo (bien porque no la solicite, o porque aún solicitándola no se la concedan). Por último, y en relación con ese efecto, resulta igualmente relevante destacar que esta correlación entre obtención de beca y éxito académico es más acentuada en el caso de las mujeres.

Con relación al resto de resultados de este último cuadro merece especial atención el coeficiente aportado para la variable que recoge la nota de acceso. Según ese valor, un incremento de un punto en la nota de acceso del estudiante se traduce en un aumento de entre un 6,9% y un 8,5% en la probabilidad de éste de aprobar.

4. CONCLUSIONES

Este trabajo ha pretendido realizar dos contribuciones fundamentales. La primera, clarificar la relación existente entre las condiciones de acceso a la universidad, y otras características de los estudiantes de primer curso universitario, y el éxito académico de éstos, utilizando tanto una medida continua como discreta de sus logros. Y en segundo lugar, profundizar algo más desde un punto de vista económico en las relaciones entre esas variables.

Los principales resultados que surgen del análisis empírico realizado permiten concluir que la relación entre las condiciones de acceso a la universidad y el éxito del estudiante durante el primer curso académico no son tan obvias como parece inferirse en general. Y que, por tanto, las reformas que se diseñen para op-

(41) Los resultados sólo son comparables en términos de signo y significatividad, debido a los supuestos diferenciales que subyacen en ambos tipos de estimaciones.

timizar el rendimiento de los jóvenes universitarios deben evaluar en profundidad esta influencia si quieren ser efectivas. Además, los coeficientes obtenidos en las regresiones muestran que existe un efecto diferencial de las condiciones de acceso entre los miembros de ambos géneros. Igualmente resulta relevante resaltar la importancia de las ayudas estatales en forma de becas para favorecer al menos unos niveles mínimos de éxito académico, especialmente si se tiene en cuenta que son los alumnos menos aventajados, académicamente, los que se benefician más del efecto positivo de este tipo de transferencias. Ésta y otras relaciones no homogéneas en cuantía y significatividad han podido ser detectadas gracias al uso de modelos de regresión cuantílica, que nos han permitido determinar no sólo si hay algún efecto sino para quién es ese efecto relevante.

Adicionalmente, la modelización mediante regresión cuantílica de la relación entre el éxito del alumno y algunas de las restantes variables que lo condicionan ha permitido establecer que la utilización de MCO aporta una imagen excesivamente simplista, en algunos casos, de los correspondientes efectos⁴². De esta forma se puede contrastar que el vínculo entre la calificación de acceso y el rendimiento en el primer curso universitario es especialmente relevante entre aquellos alumnos que rinden más. Además la ligazón entre ‘realización de la carrera elegida’ y rendimiento medio en el primer curso universitario es inferior, salvo para los alumnos con un rendimiento especialmente alto, de lo que se podría inferir de los resultados aportados en la estimación por MCO.

Por tanto, parece claro de estos resultados que cualquiera de las reformas que se planteen respecto a la forma de realizar el filtro de acceso a la universidad deben tener en cuenta que es muy posible que sus potenciales efectos no se distribuyan uniformemente entre los estudiantes. Así la evidencia aportada en este trabajo apunta a que la flexibilización del acceso a la carrera elegida favorecerá más a los alumnos con mayor rendimiento en la universidad. Otro aspecto fundamental sobre el que deben incidir las reformas educativas es el de la importancia de proveer a los jóvenes de una educación primaria y secundaria de la máxima calidad. Puesto que si se considera la calificación de acceso a la universidad como una medida de la formación recibida por los jóvenes durante su paso por los niveles educativos previos, unos mayores estándares de esta formación le reportará efectos muy beneficiosos al individuo, en términos de éxito académico, durante sus estudios superiores.

(42) Lo que no implica la invalidez de los MCO, pues éstos, en algunos casos, permiten dar una medida resumen del signo y cuantía de las relaciones entre variables en este área de investigación.

ANEXO A

Las titulaciones que componen las diferentes áreas de conocimiento consideradas son las siguientes:

- Economía y Empresa (área de referencia en las estimaciones): Licenciados en Ciencias Económicas o Empresariales.
- Medicina.
- Ciencias Puras: Biología, Matemáticas, Química.
- Ciencias de la Información: Periodismo, Publicidad y Relaciones públicas, y Comunicación audio-visual.
- Derecho.
- Psicología: Psicología y Logopedia.
- Ingeniería Superior: Ingeniería Superior en Informática, Ingeniería Superior en Telecomunicaciones, Ingeniería Superior Civil, Ingeniería Superior Industrial.
- Enfermería y Fisioterapia.
- Ingeniería Técnica: Ingeniería Técnica (Industrial, Civil, Informática, Telecomunicaciones).
- Diplomatura en Empresariales, Turismo y Relaciones Laborales.
- Filosofía y Letras: Filología inglesa, Filología hispánica, Filosofía, Historia, Historia del Arte, Geografía, Traducción.
- Ciencias de la Educación: Pedagogía y diferentes especiales de Magisterio.

ANEXO B

Cuadro B1: ESTIMACIÓN MEDIANTE REGRESIÓN CUANTÍLICA DE LA ESPECIFICACIÓN I

Variables	Deciles								
	2	3	4	5	6	7	8	9	
Sexo (Hombre=1)	-0,007 (2,01)**	-0,016 (2,68)***	-0,025 (3,50)***	-0,033 (3,50)***	-0,028 (1,97)**	-0,042 (2,94)***	-0,038 (1,85)*	-0,034 (1,87)*	
Madre Diplomada	0,014 (2,32)**	0,025 (2,36)**	0,040 (3,00)***	0,058 (3,36)***	0,077 (3,02)***	0,090 (3,47)***	0,121 (3,21)***	0,145 (2,53)**	
Madre Licenciada, Ingeniera sup. o Arquitecto	0,033 (3,70)***	0,071 (4,62)***	0,107 (5,63)***	0,122 (4,93)***	0,154 (4,21)***	0,138 (3,70)***	0,244 (4,53)***	0,366 (4,44)***	
Selectividad	0,048 (11,20)***	0,079 (10,80)***	0,100 (10,91)***	0,120 (9,99)***	0,141 (7,86)***	0,144 (7,84)***	0,177 (6,65)***	0,207 (5,07)***	
Beca solicitada y concedida	0,007 (1,91)*	0,016 (2,56)**	0,017 (2,21)**	0,014 (1,36)	0,011 (0,74)	-0,001 (0,10)	0,021 (0,98)	0,027 (0,79)	
Carrera de su elección	0,036 (11,00)***	0,063 (11,09)***	0,090 (12,70)***	0,117 (12,74)***	0,142 (10,35)***	0,183 (13,06)***	0,244 (11,99)***	0,315 (10,18)***	
R ² corregido	0,14	0,19	0,23	0,27	0,30	0,32	0,32	0,28	

Nota: Estimaciones basadas en la especificación I. Otras variables de control incluidas en las estimaciones pero no presentadas son: Madre con estudios primarios; bachillerato elemental o superior; beca solicitada pero no concedida; áreas de conocimiento.

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro B2: ESTIMACIÓN MEDIANTE REGRESIÓN CUANTÍLICA DE LA ESPECIFICACIÓN II, HOMBRES

Variables	Deciles								
	2	3	4	5	6	7	8	9	
Madre Diplomada	0,006 (0,66)	0,015 (1,23)	0,015 (1,07)	0,024 (1,19)	0,006 (0,26)	0,017 (0,51)	0,018 (0,35)	0,135 (1,82)*	
Madre Licenciada, Ingeniera sup. o Arquitecto	0,011 (0,82)	0,025 (1,52)	0,034 (1,78)*	0,053 (1,85)*	0,085 (2,66)***	0,107 (2,33)**	0,121 (1,71)*	0,167 (1,65)*	
Selectividad	0,063 (8,80)***	0,094 (10,55)***	0,111 (10,71)***	0,120 (7,86)***	0,114 (6,56)***	0,117 (4,65)***	0,117 (2,97)***	0,092 (1,54)	
Carrera de su elección	0,018 (3,11)***	0,030 (4,15)***	0,043 (5,08)***	0,056 (4,51)***	0,067 (4,83)***	0,082 (4,17)***	0,082 (2,64)***	0,172 (3,85)***	
Retraso	-0,027 (4,31)***	-0,044 (5,73)***	-0,053 (6,01)***	-0,065 (5,04)***	-0,060 (4,24)***	-0,052 (2,62)***	-0,049 (1,62)	-0,038 (0,91)	
Calificación de acceso a la Universidad	0,040 (17,15)***	0,063 (22,70)***	0,086 (25,73)***	0,113 (21,62)***	0,124 (19,50)***	0,140 (13,61)***	0,154 (8,23)***	0,175 (5,34)***	
R ² corregido	0,10	0,15	0,20	0,24	0,28	0,31	0,34	0,34	

Nota: Estimaciones basadas en la especificación II. Otras variables de control incluidas en las estimaciones pero no presentadas son: Madre con estudios primarios, bachillerato elemental o superior, áreas de conocimiento.

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro B3: ESTIMACIÓN MEDIANTE REGRESIÓN CUANTÍLICA DE LA ESPECIFICACIÓN II, MUJERES

Variables	Deciles								
	2	3	4	5	6	7	8	9	
Madre Diplomada	0,055 (3,01)***	0,054 (2,50)**	0,067 (2,47)**	0,075 (2,24)**	0,102 (2,27)**	0,121 (2,36)**	0,134 (1,97)**	0,075 (0,89)	
Madre Licenciada, Ingeniera sup. o Arquitecto	0,053 (1,86)*	0,066 (1,97)**	0,138 (3,29)***	0,119 (2,33)**	0,213 (3,12)***	0,172 (2,20)**	0,328 (3,14)***	0,289 (2,27)**	
Selectividad	0,157 (11,61)***	0,190 (11,90)***	0,233 (11,63)***	0,244 (9,77)**	0,237 (6,93)***	0,184 (4,52)***	0,133 (2,38)**	0,106 (1,42)	
Carrera de su elección	0,051 (5,24)***	0,065 (5,57)***	0,081 (5,59)***	0,096 (5,42)***	0,108 (4,53)***	0,124 (4,57)***	0,176 (4,88)***	0,272 (6,07)***	
Retraso	-0,065 (5,51)***	-0,058 (4,24)***	-0,060 (3,59)***	-0,055 (2,74)**	-0,065 (2,46)**	-0,092 (3,11)***	-0,072 (1,91)*	-0,068 (1,53)	
Calificación de acceso a la Universidad	0,078 (19,40)***	0,105 (21,91)***	0,138 (21,90)***	0,164 (19,68)***	0,180 (14,63)***	0,194 (12,09)***	0,175 (6,93)***	0,159 (4,10)***	
R ² corregido	0,18	0,24	0,28	0,31	0,33	0,33	0,31	0,27	

Nota: Estimaciones basadas en la especificación II. Otras variables de control incluidas en las estimaciones pero no presentadas son: Madre con estudios primarios, bachillerato elemental o superior; áreas de conocimiento.

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro B4: CONTRASTE DE SIGNIFICACIÓN DE IGUALDAD DE LOS COEFICIENTES

Comparación con 5º decil							
Deciles	2	3	4	6	7	8	9
Sexo (Hombre = 1)	6,09 ⁺⁺	2,74 ⁺	0,43	0,30	0,40	0,05	0,00
Madre Diplomada	5,49 ⁺⁺	4,76 ⁺⁺	2,83 ⁺	0,79	1,30	3,01 ⁺⁺	1,16
Madre Lda., Ing. sup. o Ar.	14,31	5,19	0,68	1,49	0,20	4,26 ⁺⁺	8,28
Selectividad	32,93	19,93	12,23	4,49 ⁺⁺	3,50 ⁺⁺	6,24 ⁺⁺	5,78 ⁺⁺
Beca solicitada y concedida	2,63	3,86 ⁺⁺	3,20 ⁺	1,06	0,99	0,22	1,17
Carrera de su elección	86,87	50,80	34,10	11,10	54,11	72,52	61,41

Comparación con 9º decil							
Deciles	2	3	4	6	7	8	9
Sexo (Hombre = 1)	0,46	0,21	0,04	0,00	0,02	0,04	0,02
Madre Diplomada	2,80 ⁺	2,65 ⁺	1,72	1,16	0,86	0,54	0,17
Madre Lda., Ing. sup. o Ar.	13,78	11,74	9,89	8,28	5,86 ⁺⁺	8,21	5,21 ⁺⁺
Selectividad	20,30	13,48	8,94	5,78 ⁺⁺	2,91 ⁺	3,51 ⁺	1,19
Beca solicitada y concedida	0,36	2,71 ⁺	2,89 ⁺	0,17	0,34	1,03	0,05
Carrera de su elección	110,24	95,82	83,92	61,41	54,68	30,74	6,90

Nota: Los valores mostrados en el cuadro resultan de calcular el *test* $F_{(1,6710)}$ sobre la especificación I del cuadro 2 (columnas 3 y 5).

Valores ⁺⁺ significativamente distintos al 1%, ⁺ significativamente distintos al 10%.

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro B5: CONTRASTE DE SIGNIFICACIÓN DE IGUALDAD DE LOS COEFICIENTES, HOMBRES

Comparación con 5º decil							
Deciles	2	3	4	6	7	8	9
Madre Diplomada	1,51	0,66	1,55	3,23 ⁺	4,72 ⁺⁺	0,74	7,77
Madre Lda., Ing. sup. o Ar.	1,52	0,85	0,90	0,55	0,69	0,55	1,05
Selectividad	19,29	5,13 ⁺⁺	0,72	0,25	0,02	0,01	0,22
Carrera de su elección	19,13	8,58	2,77 ⁺	2,48	4,19 ⁺⁺	1,82	14,90
Retraso	15,89	6,58	1,85	0,20	0,72	0,19	0,24
Calificación de acceso	77,52	49,11	21,17	2,89 ⁺	10,59	8,57	6,56 ⁺⁺

Comparación con 9º decil							
Deciles	2	3	4	6	7	8	9
Madre Diplomada	5,07 ⁺⁺	6,31 ⁺⁺	6,36 ⁺⁺	7,77	5,40 ⁺⁺	5,49 ⁺⁺	5,21 ⁺⁺
Madre Lda., Ing. sup. o Ar.	2,82 ⁺	1,98	1,34	1,05	0,54	0,24	0,14
Selectividad	0,22	0,00	0,09	0,22	0,13	0,23	0,20
Carrera de su elección	22,72	21,06	17,41	14,90	13,16	10,19	8,15
Retraso	0,04	0,01	0,08	0,24	0,21	0,09	0,06
Calificación de acceso	37,57	22,37	13,77	6,56 ⁺⁺	4,28 ⁺⁺	2,65 ⁺	1,39

Nota: Los valores mostrados en el cuadro resultan de calcular el *test* $F_{(1, 3335)}$ sobre la especificación I del cuadro 3 (columnas 1 y 2).

Valores ⁺⁺ significativamente distintos al 1%, ⁺ significativamente distintos al 10%.

Fuente: Elaboración propia.

**Cuadro B6: CONTRASTE DE SIGNIFICACIÓN DE IGUALDAD
DE LOS COEFICIENTES, MUJERES**

Comparación con 5º decil							
Deciles	2	3	4	6	7	8	9
Madre Diplomada	0,47	0,66	0,11	0,65	1,02	2,04	0,00
Madre Lda., Ing. sup. o Ar.	0,63	0,46	0,13	3,25	0,40	1,87	1,75
Selectividad	8,01	6,51 ⁺⁺	0,59	0,25	1,86	5,92 ⁺⁺	5,69 ⁺⁺
Carrera de su elección	6,83	4,83 ⁺⁺	2,32	0,71	2,11	20,73	31,25
Retraso	0,46	0,03	0,15	0,60	4,59 ⁺⁺	0,16	0,05
Calificación de acceso	40,68	21,86	5,76 ⁺⁺	1,68	5,63 ⁺⁺	0,44	0,06

Comparación con 9º decil							
Deciles	2	3	4	6	7	8	9
Madre Diplomada	0,05	0,06	0,01	0,00	0,08	0,26	0,48
Madre Lda., Ing. sup. o Ar.	3,10 ⁺⁺	2,74 ⁺	1,11	1,75	0,35	0,97	0,08
Selectividad	0,49	1,64	4,43 ⁺⁺	5,69 ⁺⁺	5,62 ⁺⁺	2,84 ⁺	0,48
Carrera de su elección	50,51	39,82	35,90	31,25	25,70	26,31	7,54
Retraso	0,00	0,03	0,02	0,05	0,00	0,20	0,01
Calificación de acceso	15,19	9,49	1,33	0,06	1,57	4,10 ⁺⁺	0,61

Nota: Los valores mostrados en el cuadro resultan de calcular el *test* $F_{(1, 3335)}$ sobre la especificación II del cuadro 3 (columnas 3 y 4).

Valores ⁺⁺ significativamente distintos al 1%, ⁺ significativamente distintos al 10%.

Fuente: Elaboración propia.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Albert, C. (1998): *La demanda de educación superior en España: 1977-1994*. CIDE, Ministerio de Educación y Cultura.
- Anderson, G., D. Benjamín y M.A. Fuss (1994): "The determinants of success in university introductory economic courses", *Journal of Economic Education*, vol. 25, n.º 2, págs. 99-119.
- Boardman, A.E. y R.J. Murnane (1979): "Using panel data to improve estimates of the determinants of educational achievement", *Sociology of Education*, vol. 52, págs. 113-121.
- Butchinsky, M. (1994): "Changes in the US wage structure 1963-1987: application of quantile regression", *Econometrica*, vol. 62, n.º 2, págs. 405-458.
- Calero, J. (1993): *Efectos del gasto público educativo. El sistema de becas universitarias*. Universidad de Barcelona.
- Ehrenberg, R.G. y D.J. Brewer (1994): "Do school and teacher characteristics matter?. Evidence from high school and beyond", *Economics of Education Review*, n.º 13, págs. 1-17.
- Figlio, D.N. (1999): "Functional form and the estimated effects of school resources", *Economics of Education Review*, vol. 18, págs. 241-252.
- Galindo, F. y A. Vignoles (2003): "Class ridden or meritocratic?: an economic analysis of recent changes in Britain", CEP discussion paper.
- García, M. (1997): *La enseñanza de la economía: una aplicación de las funciones de producción educativas*. Tesis doctoral. Universidad de Oviedo.
- García, M. y M.J. San Segundo (2001): "El rendimiento académico en el primer curso universitario", X Jornadas AEDE, U. Murcia, págs. 435-445.
- Greene, W. (2000): *Econometric Analysis*. Fourth edition, Edited by Prentice Hall, Inc.
- Griliches, Z. y W. Mason (1972): "Education, Income and Ability", *The Journal of Political Economy*, vol. 80, n.º 3, págs. S252-S255.
- Hanushek, E. (1986): "The Economics of Schooling Production and Efficiency in Public Schools", *Journal of Economic Literature*, vol. XXIV, n.º 3, págs. 1141-1177.
- Heckman, J. y E. Vytlacil (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, n.º 1, págs. 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).
- Koenker, R. y K.F. Hallock (2001): "Quantile Regression", *Journal of Economic Perspectives*, vol 15, n.º. 4, págs. 143-156.
- Koenker, R. y Basset (1978): "Regression Quantiles". *Econometrica*, vol 46, n.º 1, págs. 33-50.
- Lassibille, G. y L. Navarro (1990): *El valor del tiempo en la universidad*. Textos mínimos. Universidad de Málaga.
- Marcenaro, O.D. y L. Navarro (2001): "Un análisis económico de la demanda de educación superior en España", *Revista de Estudios de Economía Aplicada*, vol. 19, págs. 69-86.
- Marcenaro, O.D. (2002). *Los Estudiantes Universitarios y el uso de su Tiempo: una Función de Producción Educativa*. Tesis doctoral, Universidad de Málaga.
- Marcenaro, O.D. y A. Vignoles (2003): "Tuition fees and widening participation in UK Higher Education", DfES Report.
- Mosteller, F. y J. Tukey (1977): *Data Analysis and Regression*. Cambridge, MA: Addison-Wesley (ed.).
- Murnane, R.J., R.A. Maynard y J.C. Ohls (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 H. Oosterbeek (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., S.C. Myers y R.H. King (1994): "Faculty behavior, faculty and student evaluations", *The Journal of Economic Education*, vol. 25, n.º 1, págs. 5-15.
- Todd, P. y K. Wolpin (2003): "On the Specification and Estimation of the Production Function for Cognitive Achievement", *The Economic Journal*, vol. 113, págs. F3-F33.

Fecha de recepción del original: marzo, 2005

Versión final: enero, 2006

ABSTRACT

This paper assesses the influence of students' personal, family and academic characteristics on different measures of educational outcome (exam results and likelihood of passing), by using several econometric techniques. In particular, it will pay attention to the relationship between these measures of educational success and variables determining access to University (pre-university exam results, acceptance by institutions of first choice, etc.). The data used for this paper come from the individual records of the group of first time enrolled students in the University of Malaga in 1996/97.

Key words: success at university, educational production function, quantile regression.

JEL classification: I21, C49.