

# La demanda de educación superior: un análisis microeconómico con datos de corte transversal

Manuel Salas Velasco  
Manuel Martín-Cobos Puebla\*  
Universidad de Granada

## Resumen:

Este trabajo analiza la demanda privada de educación universitaria. En nuestro estudio, el principal motivo que dan los encuestados para cursar estudios universitarios es que como titulados esperan tener mayores oportunidades de empleo. Debido a las altas tasas de paro juvenil, el coste de oportunidad de estudiar en la universidad es hoy día, o ha sido, en los últimos años, menor. Este factor, unido a que el coste directo de adquirir una educación universitaria en España es relativamente bajo, hizo que la demanda de estudios universitarios creciera de forma espectacular en el último decenio del siglo xx. Además de las condiciones del mercado de trabajo, los resultados de los modelos econométricos estimados en este artículo muestran que el nivel educativo de los padres y la renta familiar son variables que influyen significativamente en la cantidad (y el tipo) de capital humano formal que decide acumular los jóvenes una vez finalizada su educación secundaria.

*Palabras clave:* educación superior, elección de carreras, expectativas futuras, desempleo, modelos econométricos.

*Abstract:* *The Determinants of the Demand for Higher Education: A Microeconomic Analysis Combined with Cross-section Data*

This study focuses on private demand for higher education. The main reason provided by the students polled lies in the possibility of getting major employment opportunities as a result of being awarded a university degree. Thus, due to the high rates of youth unemployment, the opportunity cost of studying at university is nowadays, or has even been in the last few years, considerably lower. This situation, as well as the fact that the direct cost of studying at university in Spain is fairly low, has given rise to a significant increase in the demand for higher education in the last decade of the XX century. Apart from the existing conditions in the labour market, the results of the econometric models considered in this article prove that parents' level of education along with family income may vary; on the other hand, they also seem to have a notorious influence on the quantity (and type) of human capital which is accumulated by young people once they finish Secondary Education.

*Key words:* higher education, college studies choice, future expectations, unemployment, econometric patterns.

---

\* Este mismo artículo fue ya publicado en el número 337 de la *Revista de Educación*. Lamentablemente, no figuró como coautor Manuel Martín-Cobos Puebla; con esta nueva publicación del artículo la Redacción de la Revista desea subsanar dicho error.

## INTRODUCCIÓN

En las tres últimas décadas del siglo XX, asistimos en España –y también en la mayoría de los países de la OCDE– a una importante expansión de la Enseñanza Superior que obedecía tanto a razones demográficas, como de igualdad social –y cuyo objetivo era llegar a numerosas capas y grupos sociales (OCDE, 2001). El resultado de este proceso fue un crecimiento considerable del *stock* de titulados universitarios que el mercado de trabajo fue incapaz de absorber. Consecuentemente, se produjo un aumento importante de la tasa de desempleo de los graduados.

En un escenario como éste, la universidad sufre transformaciones profundas y pasa de ser una institución formadora de elites a una universidad de masas. En un momento en el que el proceso de transición del sistema educativo universitario al mundo del trabajo es más complejo que en generaciones pasadas, hubiésemos esperado que nuestras universidades desarrollaran sistemas de información y estudios propios sobre la inserción de sus graduados como los que existen en otros países (Taylor, 1986; Johns y Taylor, 1989; Belfield et al., 1997; Brennan et al., 2001). Pero lo cierto es que, salvo escasas excepciones (García de Cortázar, 1987; García Montalvo y Mora, 2000), el conocimiento sistemático de las relaciones entre la educación universitaria y el mercado laboral sigue siendo aún muy deficiente en nuestro país.

La principal motivación del estudio sobre el mercado de los graduados universitarios que llevó a cabo la Universidad de Granada en el curso 1996-97, y para el que se recabó información *ad hoc* por medio de una encuesta postal dirigida a titulados en Colegios Profesionales de la ciudad de Granada, fue contribuir de alguna manera a cubrir este vacío. En concreto, se envió un cuestionario a la totalidad de graduados registrados en los Colegios Oficiales de Médicos, Enfermería, Economistas, Abogados, Arquitectos (Andalucía Oriental), Aparejadores, y Doctores y Licenciados en Filosofía y Letras, y Ciencias<sup>1</sup>. Aunque la encuesta es de gran utilidad para conocer las opciones individuales en lo referente a la elección de carrera, el tipo de trabajo desempeñado, las tareas o funciones realizadas, sus expectativas de promoción ocupacional, los requisitos y procedimientos de selección, el grado de adecuación de la formación universitaria a las responsabilidades del puesto de trabajo, etc., este artículo se centra únicamente en el estudio de la demanda de educación<sup>2</sup>.

Al examinar los datos de corte transversal disponibles, observamos que el principal motivo que dan los encuestados para ir a la universidad es que como titulados

<sup>(1)</sup> Una copia del cuestionario puede solicitarse directamente a los autores.

<sup>(2)</sup> Evidentemente, recurrir a este tipo de metodología investigadora presenta sesgos, puesto que sólo se obtiene información de aquellas titulaciones que exigen la colegiación como requisito para el ejercicio profesional e, incluso en este caso, existe la evidencia de que los colegios profesionales no incluyen la totalidad del colectivo –por ejemplo, muchos licenciados en Derecho que trabajan en el sector público no están colegiados. Además, también hay colegios (por ejemplo, el de economistas) donde no es obligatoria la colegiación para ejercer. A pesar de ello, la utilización de los Colegios profesionales es, hoy por hoy, uno de las pocas formas viables de obtener información adecuada para el estudio de las decisiones de inversión en Educación Superior y el conocimiento del mercado laboral de los graduados universitarios.

esperan tener mayores oportunidades de empleo. Sin embargo, llama la atención que este motivo sea especialmente importante entre los jóvenes que comienzan la carrera en el curso académico 1985-1986 (o en cursos posteriores), cuando asistimos a un deterioro de las perspectivas laborales de los graduados debido, entre otras razones, al importante crecimiento del número de estudiantes que acuden a la universidad. Entonces, ¿por qué los individuos continúan invirtiendo en Educación Superior? «Es probable que pese al deterioro de la situación laboral y la peor situación relativa de muchos graduados con respecto a sus homólogos de generaciones anteriores, la prosecución de un título superior siga siendo una aspiración de muchos jóvenes debido a la asociación que perciben entre la posesión de dicho título y el más fácil logro de un trabajo algo mejor pagado, más cómodo o con un mejor ambiente laboral» (Bosch Font y Díaz Malledo, 1988, p. 224). Precisamente debido a las altas tasas de paro juvenil, el coste de oportunidad de estudiar en la universidad es, hoy día, o ha sido, en los últimos años, menor. Este factor, unido a que el coste directo de adquirir educación universitaria en España es relativamente bajo, hizo que la demanda de estudios universitarios creciera de forma espectacular en el último decenio del siglo XX.

## UN MARCO TEÓRICO PARA EL ANÁLISIS DE LAS ELECCIONES EDUCATIVAS EN EL ÁMBITO UNIVERSITARIO

### DETERMINANTES INDIVIDUALES DE LA DEMANDA DE EDUCACIÓN SUPERIOR

Supongamos que un graduado de secundaria decide estudiar en la universidad, pero debe elegir, por ejemplo, entre una carrera de ciclo corto y otra de ciclo largo. ¿Cuál es el comportamiento del estudiante? ¿Cómo podríamos predecir qué alternativa elegirá? Un método común para estimar la relación entre una variable respuesta (o variable dependiente) y un grupo de variables independientes (o explicativas) es el análisis de regresión. Básicamente, nosotros estamos interesados en determinar cuál es la influencia de las variables explicativas sobre la variable respuesta, pero la variable respuesta que nosotros debemos explicar toma la forma de una elección entre dos alternativas<sup>3</sup>.

En situaciones como ésta, en las que la variable respuesta es dicotómica, la regresión clásica, que trata de explicar el nivel de una variable respuesta continua en función de un conjunto de variables explicativas, no es el método econométrico más apropiado, ya que sus propiedades óptimas están basadas en supuestos que dejan de cumplirse cuando la variable respuesta es cualitativa (Teijeiro, 1991). Un «modelo de respuesta cualitativa» permite, consecuentemente, relacionar una varia-

<sup>(3)</sup> Con la finalidad de analizar los años de educación universitaria que deciden acumular los individuos de nuestro estudio, asumimos la existencia de una variable dicotómica: seguir estudios de ciclo corto o de ciclo largo una vez finalizada la secundaria. Los estudios de ciclo corto contemplados implican tres años de educación universitaria, y los estudios de ciclo largo cinco o seis años, en función de la titulación.

ble dependiente dicotómica con una o más variables independientes, que pueden ser dicotómicas, politómicas o continuas.

El análisis de regresión clásico permite predecir el valor esperado de una variable dependiente –como, por ejemplo, los ingresos anuales de un individuo– dado un grupo de variables independientes –en el ejemplo, un vector de características de dicho individuo: sexo, educación, experiencia, etc. Sin embargo, al usar un «modelo de respuesta cualitativa», podemos predecir la probabilidad de que una respuesta sea elegida. Si un graduado de secundaria debe optar entre estudios universitarios de mayor o menor duración, podemos predecir la probabilidad de que elija cada una de las alternativas. La probabilidad de elegir cada una de las opciones está relacionada con las características personales de cada individuo, como la habilidad escolar en la etapa preuniversitaria, los ingresos familiares, el nivel educativo de los padres... pero también depende de las características de las alternativas, como el atractivo de los estudios, los derechos de matrícula, etc.

La discusión anterior se basa en una relación completa entre la variable dependiente y las variables independientes. En la práctica, esto requiere que las variables explicativas utilizadas reflejen adecuadamente las principales cuestiones que determinan la elección educativa. Nosotros partimos del supuesto de que hay siete factores de importancia que condicionan la elección de los estudiantes tras finalizar su educación secundaria (Jiménez y Salas Velasco, 2000):

- La aptitud académica, ya que los graduados de secundaria menos hábiles tendrán, por lo general, que estudiar más duramente para lograr, en el mismo tiempo, el mismo nivel educativo que los graduados más hábiles. Es probable que, si todo lo demás permanece constante, aquellos estudiantes con menor habilidad escolar demanden una menor cantidad de educación universitaria.
- El *background* social en el que los estudiantes han crecido. Así, el nivel educativo de los padres, la ocupación del sustentador principal o la clase social suelen ser determinantes en la decisión de un individuo de acceder a un perfil concreto de carrera universitaria.
- Los ingresos familiares, puesto que para los estudiantes procedentes de familias con mayores niveles de renta es más fácil financiar un mayor gasto en educación y, en consecuencia, pueden permanecer más tiempo en la universidad.
- El gasto privado en educación y ayudas a los estudios. El gasto total en educación tiene un coste directo –en concepto de derechos de matrícula, libros, transporte y, en su caso, manutención y alojamiento–, pero también un coste de oportunidad –ingresos que dejan de percibirse– que debemos considerar. Optar por una carrera universitaria de ciclo largo implica soportar un gasto total adicional en educación durante dos o tres años. Por tanto, si todo lo demás permanece constante, partimos del supuesto de que es menos probable que se elija la alternativa de mayor coste que la alternativa de menor coste. Sin embargo, se presume que las ayudas a los estudios aumentan el deseo de demandar una mayor cantidad de educación. Por ejemplo, en caso de que

todo lo demás permanezca constante, es más probable que un individuo estudie una carrera de ciclo largo si tiene beca que si no la tiene.

- Ingresos futuros. Las titulaciones universitarias de mayor duración conducen, en la mayoría de los casos, a profesiones mejor pagadas. Sin embargo, estos estudios son, por lo general, más difíciles, lo que significa que el estudiante debe estar preparado para asumir un mayor riesgo –mayor probabilidad de fracaso escolar– al elegir estas carreras.
- Perspectivas de empleo. Hay ciertas titulaciones que, debido a que la demanda en el mercado laboral es mayor, permiten una transición relativamente rápida del sistema educativo universitario al mundo del empleo. Cabría esperar que, si el resto de las variables permanece constante, los estudiantes elijan aquellas titulaciones que ofrecen buenas perspectivas de empleo.
- Finalmente, hay que tener en cuenta los gustos o motivaciones personales.

#### «MODELIZACIÓN» ECONOMETRICA DE LA ELECCION DE CARRERA

##### EL «MODELO LOGIT BINOMIAL» APLICADO A LAS ELECCIONES EDUCATIVAS

Si asumimos que un estudiante elige la alternativa más atractiva de entre dos opciones, la elección que nosotros observamos revela las preferencias del estudiante. Si dicho estudiante (que denotamos con  $i$ ), elige una carrera universitaria de ciclo largo, esto implica que:  $U_{i1} > U_{i0}$ , donde  $U_{i1}$  y  $U_{i0}$  son las utilidades que  $i$  asocia con una carrera universitaria de ciclo largo y ciclo corto, respectivamente. La utilidad  $U_{ij}$  que le reporta al individuo  $i$  la alternativa  $j$  ( $j = 1$ : estudiar una carrera universitaria de ciclo largo;  $j = 0$ : estudiar una carrera universitaria de ciclo corto), se descompone aditivamente en un componente sistemático que depende de un vector de atributos  $X$  (habilidad escolar, background social, etc.), y otro aleatorio  $\varepsilon_{ij}$ :

$$U_{ij} = \bar{U}_{ij} + \varepsilon_{ij}$$

Sin embargo, la utilidad  $U_{ij}$  no es observable. Lo que observamos es la decisión  $Y_i$ , que vale 1 si el individuo  $i$  elige una carrera de ciclo largo, y vale 0 si elige una carrera de ciclo corto. Si un individuo racional elige la alternativa que le reporta mayor utilidad, tendríamos que:

$$\begin{aligned} \text{probabilidad } [Y_i = 1] &= \text{probabilidad } [U_{i1} > U_{i0}] \\ \text{probabilidad } [Y_i = 0] &= \text{probabilidad } [U_{i0} > U_{i1}] \end{aligned}$$

McFadden (1974) demuestra que, en este caso, la probabilidad de que el estudiante  $i$  elija la alternativa 1 es:

$$\text{prob} [Y_i = 1] = \frac{e^{X_i'\beta}}{1 + e^{X_i'\beta}}$$

Esta sería la forma reducida para el «modelo *logit* binomial» (o «modelo logístico»), donde el vector fila  $X'_i$  de variables explicativas para el individuo  $i$ -ésimo contiene las variables independientes o explicativas consideradas en el apartado precedente (incluyendo una constante), y donde se supone que los  $\varepsilon$ 's no observados siguen una distribución de probabilidad logística<sup>4</sup>.

#### UN «MODELO LOGIT MULTINOMIAL» DE ELECCIÓN DE TITULACIÓN UNIVERSITARIA

El estudiante que termina sus estudios de secundaria y decide acudir a la universidad debe elegir, en realidad, una de entre más de dos opciones alternativas. El «modelo *logit* binomial» descrito anteriormente, en el que se simplificaba la elección limitándola a optar entre diplomaturas y licenciaturas, puede generalizarse incrementando el número de alternativas –es decir, incluyendo como opciones las diferentes titulaciones universitarias. Las alternativas posibles (Medicina, Enfermería, Derecho, Económicas, etc.) no están ordenadas.

El modelo de elección múltiple entre alternativas no ordenadas puede venir generado también por modelos de utilidad aleatoria. Cuando el  $i$ -ésimo individuo ha de elegir entre  $J$  posibilidades (titulaciones), la utilidad de escoger la  $j$ -ésima opción es (Greene, 1999):

$$U_{ij} = \beta_j z_{ij} + \varepsilon_{ij}$$

Si el individuo escoge la opción  $j$ -ésima es porque, de entre las  $J$  utilidades diferentes, la máxima es  $U_{ij}$ . El modelo estadístico se construye, por tanto, teniendo en cuenta que escoger la alternativa  $j$ -ésima equivale a decir que (Greene, 1999):

$$\text{prob}(U_{ij} > U_{ik}) \text{ para cualquier otro } k \neq j$$

Si definimos  $Y_i$  como una variable aleatoria que indica la alternativa escogida, y si las variables explicativas contienen sólo información sobre características específicas de los individuos ( $x_i$ ), entonces la probabilidad de elegir la opción  $j$ -ésima viene dada por (McFadden, 1974):

$$\text{prob}[Y = j] = \frac{e^{\beta_j x_i}}{1 + \sum_{k=1}^J e^{\beta_k x_i}}$$

Este es el denominado «modelo *logit* multinomial».

<sup>(4)</sup> El «modelo logístico» puede ser visto como un caso especial de un modelo general de maximización de utilidad (Cramer, 1991). Entre los trabajos empíricos sobre elecciones educativas que utilizan la técnica *logit*, destacan los de Radner y Miller (1970), Kohn et al. (1976), Bishop (1977), Manski y Wise (1983), Kodde (1986), Becker (1990), Oosterbeek y Webbink (1995), Mora (1997), Albert (1998, 2000), y Jiménez y Salas Velasco (2000).

## LA DEMANDA DE EDUCACIÓN SUPERIOR: LA EVIDENCIA EMPÍRICA

### INTRODUCCIÓN

Los estudios empíricos sobre demanda de Educación Superior se han basado, tradicionalmente, en dos metodologías distintas: la estructural y la analítica. La primera centra su atención en los flujos de estudiantes a través del sistema educativo con independencia de las causas que generan dichos flujos. Mientras que, por su parte, los métodos analíticos explican la demanda mediante la valoración de los factores que afectan a dicho sistema (Mora, 1989).

Este apartado analiza la demanda privada de educación universitaria siguiendo la metodología analítica. En él, describimos las elecciones educativas que realizaron los encuestados una vez finalizada la enseñanza secundaria. Intentamos probar si los modelos econométricos de demanda de educación, cuyos fundamentos teóricos hemos expuesto anteriormente, permiten o no describir fielmente el proceso de elección educativa que tiene lugar en la práctica. Como factores determinantes de la elección, se utilizan una serie de variables referentes, principalmente, al nivel educativo de los padres, los ingresos familiares y los costes privados de la educación.

#### Factores que condicionan la elección de carrera

##### LOS MOTIVOS PARA IR A LA UNIVERSIDAD

Un método directo que permite aproximarse al proceso de toma de decisiones educativas en el ámbito universitario es preguntar directamente a los estudiantes acerca de los motivos que les empujaron o animaron a seguir «educándose» una vez concluida la enseñanza secundaria. Sin embargo, habría que considerar este método con cautela porque:

- se trata de una cuestión retrospectiva -en nuestra muestra encontramos desde titulados que terminaron sus estudios tres meses antes del momento de la encuesta, y que pudieron recordar «sin problemas» la razón principal por la que decidieron estudiar en la universidad, ya que el momento en que realizaron la elección estaba más cercanos en el tiempo, hasta titulados que terminaron su carrera hace más de veinte años, y que pudieron tener más dificultades para recordar la principal razón por la que decidieron ir a la universidad;
- y los encuestados deben elegir una entre varias alternativas propuestas -no pueden, pues, informar de aquellos motivos que no aparecen en el cuestionario<sup>5</sup>.

---

<sup>(5)</sup> A pesar de estas limitaciones, la propia percepción de los universitarios encuestados de su situación de elección educativa es una alternativa viable. Además, la elección educativa que nosotros tratamos combina esta información subjetiva con información objetiva referida, principalmente, al sexo, y al nivel educativo y la ocupación de los padres.

En el cuadro I y en el gráfico I, se recogen las respuestas dadas por los titulados encuestados sobre el principal motivo por el que demandaron educación universitaria<sup>6</sup>:

- Inversión: «Ganaré más dinero si hago una carrera».
- Prestigio social: «Ser titulado está bien visto por la sociedad».
- Perspectivas de empleo: «Si hago una carrera tendré más posibilidades de encontrar trabajo».
- Promoción interna: «Quería un título para promoción interna dentro de la empresa donde trabajaba».
- Consumo: «Quería tener un mayor nivel cultural y por satisfacción personal».

CUADRO I  
*La decisión de ir a la universidad (porcentaje de respuestas)*

	<b>Motivo inversión</b>	<b>Prestigio social</b>	<b>Perspectivas de empleo</b>	<b>Promoción interna</b>	<b>Motivo consumo</b>	<b>Total</b>
<b>Total titulados</b>	4,6	1,8	44,4	1,2	48,0	100,0
<b>SEGÚN DURACIÓN DE LOS ESTUDIOS</b>						
<b>Diplomatura</b>	4,1	1,0	55,2	1,3	38,4	100,0
<b>Licenciatura</b>	5,0	2,4	36,1	1,0	55,4	100,0
<b>POR ÁREAS DE CONOCIMIENTO</b>						
<b>Estudios humanísticos (1)</b>	0,0	2,0	39,4	3,0	55,6	100,0
<b>Estudios científico-técnicos (2)</b>	7,8	1,9	54,0	1,6	34,8	100,0
<b>Estudios ciencias de la salud (3)</b>	3,7	1,9	39,8	1,0	53,7	100,0
<b>Estudios socio-jurídicos (4)</b>	6,3	1,2	52,6	0,9	39,0	100,0

Fuente: *Elaboración propia.*

(1) Filosofía, Geografía e Historia, Filologías y Pedagogía.

(2) Biología, Geología, Matemáticas, Física, Química, Arquitectura Técnica y Arquitectura (Superior).

(3) Enfermería y Medicina.

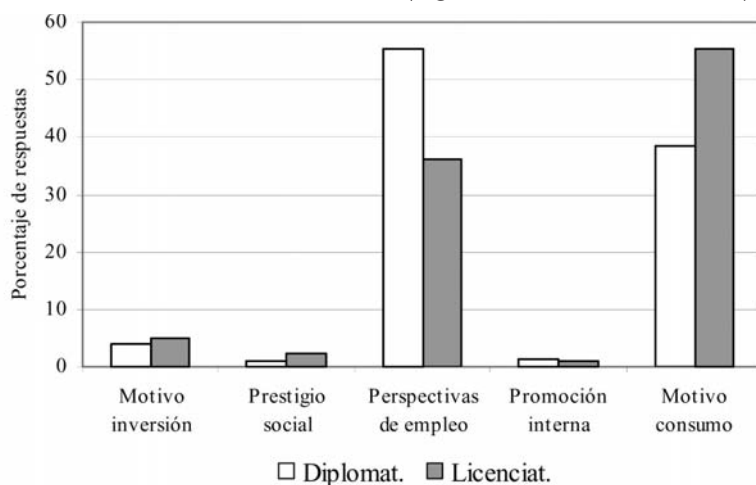
(4) Derecho, y Económicas y Empresariales

<sup>6</sup> El total de observaciones válidas es de 1.900 (830 titulados de ciclo corto y 1.070 titulados de ciclo largo).



GRÁFICO I

La decisión de ir a la universidad (según duración de los estudios)



Fuente: Elaboración propia.

Del análisis del Cuadro I y del Gráfico I se deduce claramente que la decisión de demandar estudios universitarios está tomada teniendo en cuenta con prioridad la utilidad o motivos relacionados con el consumo de la educación (48% del total de encuestados), aunque el efecto positivo que ejerce el nivel educativo sobre la probabilidad de encontrar un trabajo es también un factor importante en la toma de decisiones educativas en el ámbito universitario (casi el 45% de los titulados)<sup>7</sup>.

Sin embargo, existen algunas diferencias en función de los ciclos universitarios. Así, entre los titulados que han realizado una carrera de ciclo largo, el consumo es el motivo predominante, y se alega en mayor medida que el empleo a la hora de determinar la causa de la demanda de educación universitaria. Con las carreras de ciclo corto ocurre lo contrario, ya que el empleo es el motivo que predomina, y se sitúa por encima del consumo.

Si el análisis lo hacemos por áreas de conocimiento, observamos cómo el consumo es el motivo más citado en las carreras de humanidades y ciencias de la salud (en este último caso, los individuos se caracterizan por su vocación), mientras que en los estudios científico-técnicos y socio-jurídicos se opta por el empleo.

Por tanto, resumiendo, son principalmente dos los motivos que empujan a los universitarios encuestados a demandar una carrera universitaria: el empleo y el

<sup>(7)</sup> Los resultados de la encuesta realizada por el CIS (1991) -en colaboración con el Ministerio de Educación y Ciencia- sobre una muestra de 7.993 universitarios y 3.770 alumnos de BUP y COU en todo el territorio nacional también confirman la relación positiva existente entre los estudios universitarios y la inserción profesional. Así, el 90 por ciento de los encuestados expresaba estar muy de acuerdo con la afirmación: «Es conveniente tener un título universitario, pues las posibilidades de encontrar empleo aumentan».

consumo. Las respuestas referidas al resto de los motivos constituyen siempre menos del 10 por ciento del total.

#### LA DEMANDA DE EDUCACIÓN UNIVERSITARIA EN FUNCIÓN DE LAS PROMOCIONES

El Cuadro II recoge el porcentaje de respuestas dadas por los titulados encuestados sobre el principal motivo por el que demandaron estudios universitarios. Aquí, la muestra seleccionada se refiere a aquellos graduados que iniciaron sus estudios en cursos académicos anteriores al 85-86. Por su parte, el Cuadro III recoge las respuestas dadas por los titulados que comenzaron su carrera en el curso académico 85-86 o en cursos posteriores.

En el Gráfico II, observamos cómo no hay grandes diferencias entre ambos grupos, aunque sí se aprecia que el empleo se esgrime más como motivo entre los más jóvenes que entre los graduados pertenecientes a promociones anteriores<sup>8</sup>.

#### CUADRO II

*La decisión de ir a la universidad. Estudiantes que inician su carrera antes del curso 85-86 (porcentaje de respuestas)*

	Motivo inversión	Prestigio social	Perspectivas de empleo	Promoción interna	Motivo consumo	Total
<b>Total titulados</b>	5,4	2,1	40,8	1,2	50,5	100,0
<b>SEGÚN DURACIÓN DE LOS ESTUDIOS</b>						
<b>Diplomatura</b>	5,8	1,0	53,4	1,6	38,2	100,0
<b>Licenciatura</b>	5,2	2,7	33,6	0,9	57,6	100,0
<b>POR ÁREAS DE CONOCIMIENTO</b>						
<b>Estudios humanísticos (1)</b>	0,0	1,1	38,6	2,3	58,0	100,0
<b>Estudios científico-técnicos (2)</b>	9,4	2,1	49,8	2,1	36,6	100,0

<sup>(8)</sup> La justificación de la elección del curso 1985-86 para dividir la muestra se basa en que, por un lado, en la segunda mitad de los ochenta y durante los noventa, asistimos a un crecimiento espectacular del número de alumnos matriculados en la universidad y, por otro, a partir de este curso académico el acceso a Universidad de Granada -de la cual procede la mayoría de los encuestados- se realiza por medio de un sistema de preinscripción y se establecen *numerus clausus*.

<b>Estudios ciencias de la salud (3)</b>	4,4	2,2	36,4	0,8	56,2	100,0
<b>Estudios socio-jurídicos (4)</b>	7,3	1,9	49,5	1,0	40,3	100,0

Fuente: *Elaboración propia.*

- (1) Filosofía, Geografía e Historia, Filologías y Pedagogía.  
 (2) Biología, Geología, Matemáticas, Física, Química, Arquitectura Técnica y Arquitectura.  
 (3) Enfermería y Medicina.  
 (4) Derecho, y Económicas y Empresariales.  
 (5) 1.364 observaciones válidas.

### CUADRO III

*La decisión de ir a la universidad. Estudiantes que inician su carrera en el curso 85-86 o posteriores (porcentaje de respuestas)*

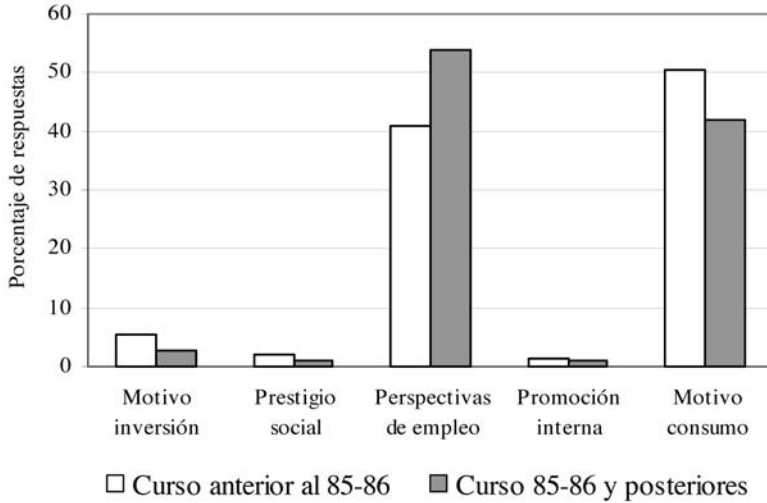
	<b>Motivo inversión</b>	<b>Prestigios social</b>	<b>Perspectivas de empleo</b>	<b>Promoción interna</b>	<b>Motivo consumo</b>	<b>Total</b>
<b>Total titulados</b>	2,6	0,9	53,7	0,9	41,8	100,0
<b>SEGÚN DURACIÓN DE LOS ESTUDIOS</b>						
<b>Diplomatura</b>	1,5	0,9	57,8	0,9	38,9	100,0
<b>Licenciatura</b>	4,4	1,0	47,1	1,0	46,6	100,0
<b>POR ÁREAS DE CONOCIMIENTO</b>						
<b>Estudios humanísticos (1)</b>	0,0	10,0	50,0	0,0	40,0	100,0
<b>Estudios científico-técnicos (2)</b>	3,4	1,1	65,5	0,0	29,9	100,0
<b>Estudios ciencias de la salud (3)</b>	1,6	1,0	48,9	1,3	47,3	100,0
<b>Estudios socio-jurídicos (4)</b>	4,8	0,0	57,6	0,8	36,8	100,0

Fuente: *Elaboración propia.*

- (1) Filosofía, Geografía e Historia, Filologías y Pedagogía.  
 (2) Biología, Geología, Matemáticas, Física, Química, Arquitectura Técnica y Arquitectura.  
 (3) Enfermería y Medicina.  
 (4) Derecho, y Económicas y Empresariales.  
 (5) 533 observaciones válidas.

GRÁFICO II

La decisión de ir a la universidad (según curso académico en el que se inicia la carrera)



Fuente: *Elaboración propia.*

UN «MODELO LOGIT BINOMIAL» DE ELECCIÓN EDUCATIVA

SELECCIÓN DE VARIABLES

En este apartado, se definen, a partir de la información estadística disponible en la encuesta, la variable dependiente y las variables explicativas de la especificación *logit* utilizada para analizar los determinantes individuales de la demanda de educación.

En el «modelo *logit* binomial» (o «modelo logístico»), la variable dependiente sólo puede tomar dos valores:  $Y_i = \{1, 0\}$  para cada individuo  $i$ , en función de si el individuo escoge la primera o la segunda de las alternativas:  $Y_i = 1$  si el individuo cursa una carrera universitaria de ciclo largo e  $Y_i = 0$  si el individuo cursa una carrera universitaria de ciclo corto<sup>9</sup>.

Las variables explicativas o independientes del modelo, para las cuales disponemos de información y que pueden ejercer una influencia importante en la elección de alternativa, las agrupamos en:

- Variables de características individuales
- Variables de *background* socioeconómico.
- Variables indicadoras del gasto privado en educación

<sup>(9)</sup> El «modelo logístico» estima o predice la probabilidad de que se produzca el suceso o acontecimiento definido como  $Y_i = 1$  en función de los valores que adoptan las variables independientes. Para más detalles sobre el modelo de regresión logística, véase Salas Velasco (1996).

### **VARIABLES DE CARACTERÍSTICAS INDIVIDUALES**

- El sexo del encuestado: SEXO. Esta variable toma el valor 1 si el individuo encuestado es hombre, y el valor 0 en el caso de las mujeres. Intentamos ver si la variable género explica tal elección.
- Los motivos para ir a la universidad que se introducen en el modelo por medio de un conjunto de variables ficticias:
  - Empleo: «Si hago una carrera tendré más posibilidades de encontrar trabajo» (MOTIVO1).
  - Consumo: «Quería tener un mayor nivel cultural y por satisfacción personal» (MOTIVO2).
  - Otros motivos (MOTIVO3): «Ganaré más dinero si hago una carrera»; «Ser titulado está bien visto por la sociedad»; y «Quería un título para promoción interna dentro de la empresa donde trabajaba».

### **VARIABLES DE BACKGROUND SOCIOECONÓMICO**

#### *Nivel educativo de la madre*

El nivel de estudios terminados de la madre -que puede contemplarse como una variable *proxy* del nivel cultural del hogar- se recoge mediante un conjunto de cuatro variables ficticias (indicadores *dummy*):

- Sin estudios (ESTMADR1).
- Estudios primarios (ESTMADR2).
- Estudios medios (ESTMADR3).
- Estudios superiores (ESTMADR4).

#### *Renta familiar*

Nosotros no disponemos de información directa sobre la renta familiar. No obstante, aproximamos el bienestar económico del hogar por medio de una variable *dummy* relativa a la ocupación del padre (OCUPADR). Esta variable toma el valor 1 si el padre era empresario (con asalariados), directivo de una empresa privada (o un alto cargo de la Administración pública) o funcionario del grupo A; y toma el valor 0 en el resto de los casos.

### **VARIABLES INDICADORAS DEL GASTO PRIVADO EN EDUCACIÓN**

En un modelo micro-económico de elección educativa, debemos contemplar la influencia que los gastos de la escolarización universitaria ejercen sobre la cantidad de Educación Superior que deciden acumular los individuos o sus familias. De nuevo, no disponemos de esta información, por lo que aproximamos el gasto privado por medio de la variable RESFAM, que toma el valor 1 para los alumnos que resi-

dieron principalmente con sus padres durante la realización de la carrera<sup>10</sup> y el valor 0 en el resto de los casos.

#### RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN

Los resultados de la estimación del «modelo logístico de elección educativa» que nos permiten analizar la influencia de las variables explicativas de la probabilidad de elegir una carrera universitaria de ciclo largo, quedan recogidos en el cuadro IV. El modelo, globalmente considerado, es significativo<sup>11</sup>. También lo son la mayoría de las variables independientes o explicativas incluidas en él<sup>12</sup>.

En primer lugar, se observa que todos los coeficientes estimados asociados a las variables del nivel de estudios de la madre son positivos y estadísticamente significativos. Por tanto, los factores culturales familiares, aproximados a partir del nivel educativo de la madre, ejercen una influencia positiva en la consecución de niveles más altos de estudios. Cuanto mayor es el nivel educativo de la madre, mayor es también la probabilidad de demandar estudios de ciclo largo (coeficientes cada vez mayores; o, si se quiere, *odds ratios* crecientes). Así, la probabilidad estimada de que un individuo estudie una carrera de mayor duración se ve multiplicada por 2,79 (*odds ratio*) si su madre tiene estudios universitarios (para el total de observaciones)<sup>13</sup>.

En segundo lugar, la renta familiar, aproximada a partir de la ocupación del sustentador principal, es también importante en la toma de decisiones sobre inversión en educación universitaria. El coeficiente estimado asociado a la variable explicativa OCUPADR –que mediría la capacidad para financiar dos o tres años adicionales de educación (dependiendo del tipo de licenciatura)– es positivo y

<sup>(10)</sup> Estos individuos deberían, en teoría, preferir estudios más largos si los costes directos fueran menores.

<sup>(11)</sup> El valor del «estadístico Chi-cuadrado» se utiliza para contrastar la significación global del modelo, cuya hipótesis nula es que todos los coeficientes, excepto la constante, son nulos. En nuestro caso, el valor obtenido para este valor estadístico nos permite rechazar la hipótesis nula y aceptar el modelo como bueno.

<sup>(12)</sup> Al tratarse de un «modelo logístico», el modelo nos permite estimar, para cada una de las variables independientes, la *odds ratio* (OR):  $OR = EXP(\beta)$ , donde  $\beta$  es el valor del coeficiente estimado de cada variable. Una *odds ratio* mayor que uno indica que la variable respectiva tiene un efecto positivo en la decisión de demandar una carrera universitaria de ciclo largo, mientras que una *odds ratio* menor que 1 indica lo contrario. La *odds ratio* estimada representa el factor que multiplica la probabilidad de acceder a estudios universitarios de mayor duración para la correspondiente variable cuando ésta toma el valor 1 (para variables discretas) o aumenta en una unidad (para variables continuas) y se mantienen constantes el resto de variables.

<sup>(13)</sup> En el estudio realizado en nuestro país por Mora (1996), se analiza la influencia positiva que tienen los factores culturales familiares para la consecución de niveles de estudios más altos. Los niveles educativos del sustentador principal y del cónyuge son las principales variables que explican que un joven adquiera estudios post-obligatorios. Así, la probabilidad de acceder a la educación post-obligatoria (secundaria y universitaria) se multiplica en valores entre un 2,09 y un 3,06 si se tienen padres universitarios o con estudios secundarios, frente a aquellos casos en los que los padres carecen de estudios. En general, el nivel educativo del cónyuge parece más relevante para determinar que los hijos sigan estudios post-obligatorios.

CUADRO IV. Modelo logístico de elección de estudios universitarios

	TOTAL OBSERVACIONES		SUBMUESTRA 1		SUBMUESTRA 2	
	Coefficiente	Odds ratio	Coefficiente	Odds ratio	Coefficiente	Odds ratio
Constante	-0,696 (9,588)**	0,50	-0,368 (2,131)	0,69	-1,595 (8,786)**	0,20
SEXO	1,039 (96,293)**	2,83	0,805 (40,315)**	2,24	1,256 (33,355)**	3,51
MOTIVO1	-0,610 (8,699)**	0,54	-0,514 (4,999)**	0,60	-0,603 (1,486)	0,55
MOTIVO2	0,254 (1,481)	1,29	0,379 (2,685)	1,46	-0,058 (0,013)	0,94
MOTIVO3	Referencia		Referencia		Referencia	
ESTMADR1	Referencia		Referencia		Referencia	
ESTMADR2	0,463 (13,666)**	1,59	0,480 (10,946)**	1,62	0,642 (5,421)**	1,90
ESTMADR3	0,785 (25,277)**	2,19	0,716 (15,332)**	2,05	1,307 (16,033)**	3,70
ESTMADR4	1,024 (21,847)**	2,79	0,888 (10,165)**	2,43	1,773 (20,301)**	5,89
OCUPADR	0,709 (32,031)**	2,03	0,490 (11,463)**	1,63	1,153 (19,791)**	3,17
RESFAM	-0,102 (0,892)	0,90	-0,119 (0,881)	0,89	-0,068 (0,095)	0,93
«Estadístico Chi-cuadrado»	262,030 [p = 0,000]		137,590 [p = 0,000]		101,481 [p = 0,000]	
Log-likelihood	-1093,889		-782,021		-280,213	
Aciertos	67,4%		68,3%		71,7%	
Observaciones	1.792		1.298		494	

Fuente: Elaboración propia.

\*\* Coeficientes significativos a un nivel de significación de 0,05.

Variable dependiente: Y (1 = ciclo largo; 0 = ciclo corto).

«Estadístico de Wald» en paréntesis.

Submuestra 1: estudiantes que comienzan la carrera en cursos anteriores al 85-86.

Submuestra 2: estudiantes que comienzan la carrera en el curso 85-86 o posteriores.

estadísticamente significativo. Podemos afirmar, pues, que la elección de una carrera universitaria de ciclo largo se ve favorecida por el disfrute de un mayor nivel de renta familiar.

En tercer lugar, el coeficiente estimado asociado a la variable SEXO es positivo y estadísticamente significativo, por lo que se puede afirmar que el sexo es una característica de los individuos que influye en la demanda de educación universitaria: los varones tienen mayor probabilidad que las mujeres de completar una licenciatura<sup>14</sup>.

Por último, en el «modelo logístico» el coeficiente estimado asociado a la variable MOTIVO1 es negativo y estadísticamente significativo. Por tanto, las perspectivas de empleo determinan, si todo lo demás permanece constante, la demanda de estudios universitarios de ciclo corto<sup>15</sup>. Sin embargo el coeficiente estimado asociado a la variable RESFAM no ha mostrado ser significativo.

Terminamos este apartado mostrando, en el cuadro V, los resultados de la estimación conforme al «modelo logit binomial» de las diferentes submuestras de titulados -clasificados de acuerdo con el curso académico en el que iniciaron sus estudios. Los resultados, en general, no difieren de los mostrados en el cuadro IV. No obstante, el coeficiente asociado a la variable RESFAM es ahora significativo en los grupos 2 y 4. En el primer caso, como cabía esperar, el coeficiente es positivo, e indica que los alumnos que residían con sus padres durante la realización de su carrera eligieron estudios más largos. Sin embargo, en el segundo caso, observamos que el coeficiente estimado es negativo, e indica que los alumnos que residían en el domicilio paterno/materno eligieron estudios más cortos<sup>16</sup>.

<sup>(14)</sup> «En efecto, es posible sostener que las chicas hacen como media estudios más cortos y más «fáciles» que los chicos, en buena parte debido a que anticipan una tasa de rendimiento más baja a causa de las probables interrupciones en la carrera, de la «atrofia» de las capacidades profesionales que se deriva de ello y de la discriminación de los empresarios» (Eicher, 1988, p. 22).

<sup>(15)</sup> La probabilidad de pasar del paro en 1992 al empleo en 1993 era de un 43,3% para los individuos con estudios universitarios de ciclo largo; mientras que la probabilidad de abandonar el desempleo e incorporarse al trabajo individuos con una diplomatura universitaria era del 48,8% (Aguilar *et al.*, 1995). En un estudio más reciente, que utiliza la información facilitada por el Panel de Hogares de la Unión Europea para España, Caparrós *et al.* (2001) estiman un modelo *probit* que determina la probabilidad que tienen los hombres y las mujeres de estar ocupados considerando la formación académica (EGB, BUP, FPPII, diplomaturas, licenciaturas). En él, se observa que los universitarios (de ambos sexos) son los que presentan una mayor probabilidad de ocupación, sobre todo los que han cursado titulaciones de ciclo corto.

<sup>(16)</sup> Este resultado, que puede resultar sorprendente, coincide con el obtenido por Mora (1990), que justificaba su hallazgo por el hecho de que «en la muestra utilizada existe una correlación negativa entre esta variable [RESFAM] y la del tamaño de la población, por lo que cabe sospechar que muchos de los alumnos de la muestra que residen con sus padres lo hacen en poblaciones de tamaño medio con mayores ofertas de estudios de ciclo corto» (p. 132). En nuestro caso, observamos que, en este grupo 4, hay un porcentaje importante de individuos (30,2%) que estudia Enfermería, dadas las excelentes oportunidades de empleo que tuvieron los que habían cursado estos estudios en la década de los ochenta. Al mismo tiempo, observamos que el 63,5% de ellos residió con los padres mientras cursaba estudios universitarios.



CUADRO V. Modelo logístico de demanda de Educación Superior (según diferentes promociones)

	Grupo 1	Grupo 2	Grupo 3	Grupo 4	Grupo 5	Grupo 6
<b>Constante</b>	0,155	-1,631**	-0,123	-0,502	-0,829	-4,531**
<b>SEXO</b>	1,217**	1,243**	0,328	0,675**	0,910**	1,903**
<b>MOTIVO1</b>	-1,009**	0,083	-0,553	-0,213	-0,865	0,328
<b>MOTIVO2</b>	-0,090	0,994**	0,401	0,629	-0,441	0,684
<b>MOTIVO3</b>	Referencia	Referencia	Referencia	Referencia	Referencia	Referencia
<b>ESTMADR1</b>	Referencia	Referencia	Referencia	Referencia	Referencia	Referencia
<b>ESTMADR2</b>	0,179	0,366	0,559**	0,781**	0,586*	1,272
<b>ESTMADR3</b>	-0,343	0,668	0,957**	1,295**	1,287**	2,588*
<b>ESTMADR4</b>	1,076	1,321*	0,671	1,230**	2,025**	2,969**
<b>OCUPADR</b>	0,520*	0,733**	0,394	0,290	1,474**	0,837
<b>RESFAM</b>	0,213	0,545*	-0,191	-0,768**	-0,001	-0,923
<b>«Chi-cuadrado»</b>	32,135**	46,782**	35,506**	44,087**	77,694**	21,746**
<b>Log-likelihood</b>	-160,777	-156,036	-233,408	-211,821	-215,428	-35,247
<b>Aciertos</b>	74,2%	71,3%	64,9%	68,6%	71,4%	88,2%
<b>Observaciones</b>	306	272	376	344	367	127

Fuente: *Elaboración propia.*

\*\* Significatividad a un nivel de significación de 0,05.

\* Significatividad a un nivel de significación de 0,10.

Variable dependiente: Y (1 = ciclo largo; 0 = ciclo corto).

Grupo 1: titulados que comienzan sus estudios entre los cursos 1930-31 y 1969-70.  
 Grupo 2: titulados que comienzan sus estudios entre los cursos 1970-71 y 1974-75.  
 Grupo 3: titulados que comienzan sus estudios entre los cursos 1975-76 y 1979-80.  
 Grupo 4: titulados que comienzan sus estudios entre los cursos 1980-81 y 1984-85.  
 Grupo 5: titulados que comienzan sus estudios entre los cursos 1985-86 y 1989-90.  
 Grupo 6: titulados que comienzan sus estudios entre los cursos 1990-91 y 1993-94.

## UN «MODELO LOGIT MULTINOMINAL» DE ELECCIÓN DE TITULACIÓN UNIVERSITARIA

Los resultados de la estimación de un «modelo *logit* multinomial» aplicado a la elección de titulación universitaria se muestran en el cuadro VI -en el que sólo se recogen los efectos marginales. La variable dependiente contempla ocho posibilidades:

- Titulaciones de Letras (Filosofía, Geografía e Historia, Filologías y Pedagogía).
- Titulaciones de Ciencias (Biología, Geología, Matemáticas, Física y Química).
- Arquitectura Técnica (Aparejadores).
- Arquitectura.
- Diplomatura en Enfermería.
- Medicina.
- Derecho.
- Licenciatura en Ciencias Económicas y Empresariales.

Las variables independientes introducidas en la estimación son las mismas que definimos en el apartado dedicado a la selección de variables, más la variable ficticia de control PROMOCIO (1 = si el encuestado comenzó la carrera en el curso 1985-1986 o cursos posteriores; 0 = en el caso de que no sea así).

Los resultados más destacados de la estimación, para aquellas variables explicativas que han mostrado ser significativas, son los siguientes:

- Los hombres tienen más probabilidad de cursar estudios de Arquitectura Técnica, Medicina, Derecho y Económicas y Empresariales, mientras que las mujeres tienen más probabilidad de cursar carreras de Letras y Enfermería<sup>17</sup>.
- El «ambiente cultural» del hogar, que nosotros aproximamos a partir del nivel educativo de la madre, es una característica determinante en la elección de titulación universitaria. Un individuo procedente de una familia con un nivel cultural relativamente alto tienen más probabilidad de cursar estudios de mayor duración como Arquitectura, Derecho y Económicas y Empresariales, mientras que los procedentes de familias de bajo nivel cultural tienen más posibilidades de elegir una carrera más corta, como Enfermería.
- Se observa una influencia significativa del nivel de renta familiar en la elección de titulación universitaria. La probabilidad de cursar estudios considerados tradicionalmente «elitistas» como Medicina y Derecho -y también Arquitectura y Económicas y Empresariales- aumenta entre los individuos pertenecientes a familias acomodadas (niveles altos de renta), mientras que reduce de manera significativa la probabilidad de cursar estudios como Enfermería.
- El tipo de motivación para elegir la carrera es significativo en el caso de la elección de la carrera de Medicina, donde el motivo consumo de la educación explica la elección.

---

<sup>(17)</sup> Las diferencias sexuales en la elección de estudios se han tratado de explicar recurriendo a diferentes teorías (López Sáez, 1995).

CUADRO I. Modelo logit multinomial de lección de estudios universitarios. Efectos marginales

	Titulaciones de Letras	Titulaciones de Ciencias	Arquitectura Técnica	Arquitectura	Enfermería	Medicina	Derecho	Económicas y Empresariales
Constante	-2,37E-02	-6,07E-03	-0,18249**	-2,35E-02**	0,31207**	0,13642**	-0,14687**	-6,59E-02**
SEXO	-4,17E-02 **	-2,77E-03	0,16107**	1,96E-02	-0,37482**	0,11356**	9,37E-02**	3,14E-02*
MOTIVO1	2,38E-02	-1,01E-02	4,38E-02	-9,37E-03	7,71E-02	-0,13967**	1,61E-02	-1,55E-03
MOTIVO2	3,34E-02	-4,11E-03	-6,37E-02*	-4,69E-03	-8,12E-03	9,55E-02**	-3,19E-02	-1,63E-02
MOTIVO3	Referencia	Referencia	Referencia	Referencia	Referencia	Referencia	Referencia	Referencia
ESTMADR1	-1,52E-02	-5,17E-03	5,26E-03	-2,65E-03	0,11568**	-2,76E-02	-4,97E-02*	-2,06E-02*
ESTMADR2	Referencia	Referencia	Referencia	Referencia	Referencia	Referencia	Referencia	Referencia
ESTMADR3	-5,88E-03	-2,26E-03	3,37E-02	1,03E-02**	-0,12436**	3,22E-04	7,34E-02**	1,48E-02*
ESTMADR4	-3,97E-03	-9,93E-02	-3,92E-02	7,79E-03	-9,93E-02	0,17003	5,17E-02	1,22E-02
OCUPADR	2,77E-03	4,76E-03	2,17E-02	5,24E-03*	-0,20250**	8,69E-02**	6,78E-02**	1,33E-02*
RESFAM	-4,78E-02**	-2,70E-03	1,81E-02	-1,51E-02	-2,09E-02	4,99E-02	3,53E-02	-1,67E-02
PROMOCIO	-5,81E-02**	-6,70E-03	7,84E-02**	-6,86E-03	0,15848**	-0,30640**	9,77E-02**	4,36E-02*
«Estadístico Chi-cuadrado»	887,459 (p = 0,000)							
Log-likelihood	-2591,568							
Observaciones	1.792							

Fuente: Elaboración propia.

\* Coeficientes significativos a un nivel de significación de 0,10.

\*\* Coeficientes significativos a un nivel de significación de 0,05.

- Finalmente, los universitarios que comenzaron su carrera en el curso académico 1985-1986 (o en cursos posteriores) tienen más probabilidades de demandar estudios de Aparejadores, Enfermería, Derecho y Económicas y Empresariales (carreras con «bastantes» salidas profesionales), mientras que, por el contrario, se reduce la probabilidad de que cursen carreras con «pocas» salidas como las de Letras e, incluso, Medicina. Este resultado es lógico si se tiene en cuenta que cuando estos estudiantes (pertenecientes a las cohortes más jóvenes) iniciaron sus estudios universitarios, el mercado de trabajo ya estaba «saturado» de graduados, por lo que perseguían la consecución de aquellos títulos que permiten tener más probabilidades de incorporarse al mercado laboral, tal y como parece ser el caso de las carreras de ciclo corto (Aguilar *et al.*, 1995; Caparrós *et al.*, 2001).

## CONCLUSIONES

En Economía, como en otras ciencias sociales, se han propuesto varias teorías para explicar la demanda de educación, y todas ellas tienen en cuenta los costes, la renta disponible, las expectativas de ingresos futuros y el desempleo. En la práctica, las perspectivas de empleo determinan, probablemente, la demanda de educación. La notable influencia del capital humano adquirido en el sistema educativo en la reducción del paro podría ser un argumento para explicar la fuerte expansión de la demanda de estudios superiores que ha experimentado nuestro país (Caparrós *et al.*, 2001). Los psicólogos, por el contrario, apoyan la importancia de los gustos personales y de la habilidad escolar como los verdaderos determinantes de las elecciones educativas. Pero los modelos de elección educativa de economistas y psicólogos se relacionan conceptualmente: dado un grupo de alternativas posibles, un individuo selecciona la alternativa que le reporta mayor utilidad. Finalmente, los sociólogos contemplan, principalmente, el *background* social como factor determinante de las elecciones educativas. En sus teorías, el nivel educativo y el nivel ocupacional de los padres afectan a las opciones educativas de los hijos. Parece evidente que el nivel educativo y ocupacional de los padres, ya que los valores que se transmiten a los hijos y la existencia de un mayor o menor ambiente cultural pueden ejercer una importante influencia sobre la demanda de Educación Superior (Mora, 1990). El nivel de educación de los hijos de padres con un *status* socioeconómico más alto es mayor.

En este artículo, hemos descrito las elecciones educativas que dentro del ámbito universitario efectúan los estudiantes una vez finalizada su enseñanza secundaria. La elección que nosotros hemos contemplado implica, por un lado, la elección entre solamente dos alternativas –elegir una carrera de ciclo largo o de ciclo corto–; y, por otro, optar por una de las diferentes titulaciones universitarias (Medicina, Enfermería, Derecho, Económicas, etc.) para las cuales se dispone de información en la encuesta.

Para el establecimiento de modelos econométricos de las decisiones educativas de estos individuos en lo relativo a la elección de ciclo universitario, hemos utilizado un «modelo *logit* binomial». La variable dependiente es una variable binaria que describe la

elección entre carreras cortas (diplomaturas) y largas (licenciaturas). Las variables explicativas son variables ficticias construidas en base a los datos de la encuesta. Estas variables hacen referencia al nivel educativo de los padres, los ingresos familiares y los costes de la educación. Las teorías recientes sobre los factores que determinan la cuantía de la inversión en educación por parte de los individuos sugieren la inclusión de este tipo de variables como determinantes de las elecciones educativas. Los resultados de la estimación del modelo verifican lo que la teoría prevé inicialmente, ya que muestran que, cuanto mayor es el nivel educativo de los padres o el nivel de ingresos, mayor es la probabilidad de que el individuo curse una licenciatura en vez de una diplomatura.

Con respecto a los condicionantes que influyen en la elección de una titulación universitaria, los resultados más destacados de la estimación del «modelo logit multinomial», para aquellas variables muy significativas, son los siguientes:

- los hombres tienen más probabilidad de demandar Aparejadores, Medicina y Derecho, mientras que las mujeres tienen más probabilidad de demandar titulaciones de Letras y Enfermería;
- pertenecer a una familia con un nivel cultural alto aumenta la probabilidad de hacer Arquitectura y Derecho, mientras que provenir de una familia con un nivel cultural bajo aumenta la probabilidad de cursar Enfermería;
- pertenecer a una familia acomodada aumenta la probabilidad de demandar, principalmente, Medicina y Derecho, mientras que provenir de una familia humilde aumenta la probabilidad de demandar Enfermería; y
- comenzar los estudios en el curso 1985-86 o en cursos posteriores aumenta la probabilidad de demandar, principalmente, Enfermería, Aparejadores y Derecho, mientras que reduce la probabilidad de cursar carreras de Letras y Medicina.

Obviamente, modelos como los planteados en este artículo pueden presentar algunas limitaciones -debidas, por supuesto, a la carencia de información. En situaciones prácticas, las imperfecciones del mercado de capitales, la incertidumbre de obtener ingresos futuros y la habilidad escolar influyen también en las elecciones educativas. Las imperfecciones del mercado de capitales pueden impedir o dificultar que algunas personas "cosechen" los beneficios que se derivan de la educación. Por otra parte, la elección de carrera que efectúan los individuos al terminar sus estudios medios también está determinada por las anticipaciones que hacen sobre sus oportunidades de éxito académico. Elegir una carrera de ciclo largo supone invertir más años en educación y, para los individuos con peor trayectoria académica en los niveles preuniversitarios, asumir un mayor riesgo de fracaso escolar<sup>18</sup>.

---

<sup>(18)</sup> Una de las conclusiones del estudio realizado por Latiesa (1989) para la Universidad Autónoma de Madrid es que, exceptuando la carrera de Derecho, que es elegida por todo tipo de alumnos, los mejores en términos académicos eligen carreras consideradas tradicionalmente más difíciles y los peores las consideradas más fáciles. Cuanto más favorable es la situación de un estudiante -es joven, no trabaja y ha obtenido buenos resultados escolares en secundaria- más valora el rendimiento por encima del riesgo. Y al contrario; cuanto más desfavorable es su situación de partida, más se orienta en función de sus probabilidades de éxito o de fracaso.

Por tanto, junto con los condicionantes socioeconómicos y los relacionados con el nivel educativo de los padres, así como el resto de factores contemplados, parece plausible integrar estos últimos determinantes en un modelo de formación o acumulación de capital humano. Además, en las observaciones, se aprecia un problema de «selección muestral». Sólo informan acerca de la elección de carrera aquellos individuos que decidieron ir a la universidad, pero no aquellos que, tras acabar su educación secundaria, decidieron «no» ir<sup>19</sup>. Partiendo de una muestra más completa, representativa de todo el ámbito nacional, y que no sólo incluyese universitarios, cabría ensayar modelos informativos que reflejasen mejor la demanda educativa.

¿Cuáles son las consecuencias que la política educativa puede extraer de los resultados de este trabajo? Son, principalmente, dos. Por un lado, la política de becas debería lograr su objetivo de garantizar la igualdad de oportunidades en el acceso a la Educación Superior, y ofrecer a las familias financiación para cubrir los costes directos e indirectos de las inversiones educativas. La existencia de barreras económicas en el acceso a las carreras de ciclo largo es una realidad revelada por este estudio. Por otro lado, los resultados obtenidos también tienen implicaciones para la planificación educativa. Los estudiantes que terminan la secundaria se interesan por carreras que les garanticen un «buen» puesto de trabajo una vez finalizados los estudios universitarios. Titulaciones como Arquitectura o la Licenciatura en Administración y Dirección de Empresas son de las más solicitadas, en detrimento de estudios universitarios del área de humanidades (con peores perspectivas laborales). En estas carreras «atractivas», el número de solicitudes (la demanda) supera cada año el número de plazas disponibles (la oferta); y las universidades se han visto obligadas a recurrir a *numerus clausus* para asignar recursos escasos. Pero, la «teoría de la producción educativa» también ha demostrado que el rendimiento académico en secundaria –a partir del cual cada joven obtiene su nota de acceso a la universidad– es mayor entre los alumnos que crecieron en un entorno socioeconómico favorable –es decir, entre aquellos cuyos padres tenían un buen nivel educativo y ocupacional. Por tanto, las probabilidades de acceso a estos perfiles universitarios (Arquitectura, LADE, etc.) vienen condicionadas por el estatus socioeconómico familiar. En este caso, la política educativa debería centrarse, en consecuencia, en la etapa preuniversitaria, en un intento de igualar el rendimiento académico de los estudiantes, de modo que éste sea independiente de la clase social de procedencia.

---

Por su parte, el trabajo de Apodaka et al. (1986) trata de determinar la relación existente entre los antecedentes curriculares de los alumnos en Bachillerato y su demanda de estudios universitarios. La aplicación del análisis factorial a la muestra utilizando como variable el expediente académico en el Bachillerato permite clasificar a los alumnos en grupos según su nivel de rendimiento académico y su demanda educativa. En el grupo de nivel de rendimiento académico más bajo, se aprecia una tendencia a realizar estudios como Magisterio, mientras que los de nivel académico superior eligen estudios de tipo científico y técnico, como Medicina e Ingeniería.

Por último, el análisis realizado por Colom et al. (1992) permite afirmar que la elección de estudios de ciclo largo frente a ciclo corto está determinada, fundamentalmente, por las características académicas del alumno, de modo que los mejores alumnos prefieren estudios de ciclo largo, que consideran estos estudios más difíciles y más prestigiosos, aunque las posibilidades de empleo sean menores.

<sup>(19)</sup> Ver a este respecto Kenny et al. (1979).

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AGUILAR, M. I.; CASQUERO, T.; GARCÍA, M. D. (1995): «Los flujos hacia el empleo y el paro según el nivel educativo», en OROVAL, E. (ed.): *Planificación, evaluación y financiación de sistemas educativos*. Madrid, Cívitas, pp. 379-389.
- ALBERT, C. (1998): *La demanda de Educación Superior en España: 1977-1994*. Ministerio de Educación.
- (2000): «Higher Education Demand in Spain: The Influence of Labour Market Signals and Family Background», en *Higher Education*, 40, pp. 147-162.
- APODAKA, P.; GRAO, J.; MARTÍNEZ, J. (1986): «Variables curriculares que influyen en la demanda de Enseñanza Superior», en LATIESA, M. (ed.): *Demanda de Educación Superior y rendimiento académico en la universidad*. Madrid, CIDE.
- BECKER, W. E. (1990): «The Demand for Higher Education», en HOENACK, S. A.; COLLINS, E. L. (eds.): *The Economics of American Universities*. Albany, State University of New York Press, pp. 155-188.
- BELFIELD, C. R.; BULLOCK, A.; CHEVALIER, A. N.; FIELDING, A.; SIEBERT, W. S.; THOMAS, H. R. (1997): *Mapping the Careers of Highly Qualified Workers*. Bristol, HEFCE.
- BISHOP, J. (1977): «The Effect of Public Policies on the Demand for Higher Education», en *Journal of Human Resources*, 12, pp. 285-307.
- BOSCH FONT, F.; DÍAZ MALLEDO, J. (eds.) (1988): *La educación en España. Una perspectiva económica*. Barcelona, Ariel.
- BRENNAN, J.; JOHNSTON, B.; LITTLE, B.; SHAH, T.; WOODLEY, A. (2001): *The Employment of UK Graduates: Comparisons with Europe and Japan*. Bristol, HEFCE.
- CAPARRÓS, A.; GAMERO, C.; MARCENARO, O.; NAVARRO, M. L. (2001): «Un análisis comparativo del rendimiento de la educación en España», en GÓMEZ GARCÍA, J. et al. (coords.): *X Jornadas de la Asociación de la Economía de la Educación*. Murcia, Servicio de Publicaciones de la Universidad de Murcia, pp. 321-334.
- CIS (1991): *Los jóvenes ante el sistema educativo*. Madrid, Estudios y Encuestas del Centro de Investigaciones Sociológicas.
- COLOM, X.; MOLÉS, M. C.; MORA, J. G. (1992): «Un modelo de análisis de demanda de estudios», ponencia a la III Reunión Anual de la Asociación Científica Europea de Economía Aplicada. Sevilla.
- CRAMER, J. S. (1991): *The Logit Model. An Introduction for Economists*. Londres, Edward Arnold.
- EICHER, J. C. (1988): «Treinta años de Economía de la Educación», en *Ekonomiaz*, 12, pp. II-37.
- GARCÍA DE CORTÁZAR, M. L. (1987): *Educación Superior y empleo en España*. Madrid, Ministerio de Trabajo.
- GARCÍA MONTALVO, J.; MORA, J. G. (2000): «El mercado laboral de los titulados superiores en Europa y en España», en *Papeles de Economía Española*, 86, pp. 111-127.

- GREENE, W. H. (1999): *Análisis econométrico*. Madrid, Prentice Hall Iberia.
- JIMÉNEZ, J. D.; SALAS VELASCO, M. (2000): «Modeling Educational Choices. A Binomial Logit Model Applied to the Demand for Higher Education», en *Higher Education*, 40, pp. 293-311.
- JOHNES, J.; TAYLOR, J. (1989): «The First Destination of New Graduates: Comparisons Between Universities», *Applied Economics*, 21, pp. 357-373.
- KENNY, L. W.; LEE, L. F.; MADDALA, G. S.; TOST, R. P. (1979): «Returns to College Education: An Investigation of Self-Selection Bias Based on the Project Talent Data», en *International Economic Review*, 20, pp. 775-789.
- KODDE, D. A. (1986): «Uncertainty and the Demand for Education», en *Review of Economics and Statistics*, 68, pp. 862-872.
- KOHN, M. G.; MANSKI, C. F.; MUNDEL, D. S. (1976): «An Empirical Investigation of Factors which Influence College-Going Behavior», en *Annals of Economic and Social Measurement*, 5, pp. 391-419.
- LATIESA, M. (1989): «Demanda de Educación Superior: evaluaciones y condicionamientos de los estudiantes en la elección de carrera», en *REIS*, 46, pp. 101-139.
- LÓPEZ SÁEZ, M. (1995): *La elección de una carrera típicamente femenina o masculina*. Madrid, Ministerio de Educación.
- MANSKI, C. F.; WISE, D. A. (1983): *College Choice in America*. Cambridge, Harvard University Press.
- MCFADDEN, D. L. (1974): «Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior», en ZAREMBKA, P. (ed.): *Frontiers in Econometrics*. New York, Academic Press, pp. 105-142.
- MORA, J. G. (1989): «La demanda de Educación Superior: una revisión de estudios empíricos», en *Revista de Educación*, 288, pp. 351-375.
- (1990): *La demanda de Educación Superior*. Madrid, Consejo de Universidades.
- (1996): «Influencia del origen familiar en el acceso a la educación, en la obtención de empleo y en los salarios», en GRAO, J.; IPIÑA, A. (eds.): *Economía de la Educación. Temas de estudio e investigación*. Col. Estudios y Documentos. Servicio Central de Publicaciones del Gobierno Vasco, 22, pp. 195-211.
- (1997): «Equity in Spanish Higher Education», en *Higher Education*, 33, pp. 233-249.
- OCDE (2001): *Education at a Glance. ocde Indicators*. París, OCDE.
- OOSTERBEEK, H.; WEBBINK, D. (1995): «Enrolment in Higher Education in The Netherlands», en *De Economist*, 143, pp. 367-380.
- RADNER, R. R.; MILLER, L. S. (1970): «Demand and Supply in US Higher Education: A Progress Report», en *American Economic Review*, 60, pp. 326-334.
- SALAS VELASCO, M. (1996): «La regresión logística. Una aplicación a la demanda de estudios universitarios», en *Estadística Española*, 141, pp. 193-217.
- TAYLOR, J. (1986): «The Employability of Graduates: Differences Between Universities», en *Studies in Higher Education*, 11, pp. 17-27.
- TEIJEIRO, E. (1991): «Algunas técnicas multivariantes útiles para la presentación de los resultados de una encuesta», en *Estadística Española*, 127, pp. 305-324.