

Un análisis microeconómico de la demanda de educación superior en España*

MARCENARO GUTIÉRREZ, O. D. y NAVARRO GÓMEZ, M^a L.

Departamento de Estadística y Econometría. Universidad de Málaga.

Tel.: 952 13 12 09-Fax: 952 13 20 57 • e-mail:L_Navarro@uma.es

RESUMEN

La continuada expansión de la demanda de educación superior que ha experimentado nuestro país ha fomentado la aparición de algunos trabajos que tratan de determinar los factores que afectan a esa demanda. Entre esos factores, nadie parece discutir la influencia que los ingresos familiares tienen en la toma de decisiones de inversión en educación realizada por los jóvenes; sin embargo, las dificultades para acceder al conocimiento de esos ingresos ha supuesto una limitación para las estimaciones empíricas que se han hecho hasta el momento.

Este artículo trata de superar esa limitación, utilizando la información que proporciona la primera ola del Panel de Hogares de la Unión Europea para España (INE, 1994). En base a estos datos microeconómicos, se pretende estudiar los factores que incitan a los jóvenes a acceder a la Universidad, estimando para ello un modelo probit bivariante, en el que se incluye un término de corrección del sesgo de selección muestral, para tener en cuenta la posesión previa del diploma que permite el acceso a la misma.

Palabras Clave: demanda de educación, educación superior, economía de la educación, renta familiar.

ABSTRACT

Several empirical studies have documented the global trend toward increased demand for higher education in Spain and the factors explaining the education decision of secondary school leavers. However due to data shortcomings in these studies the transition process from secondary to higher education is not controlled for family income, a major determinant of schooling decision.

This paper attempts to fill this gap and provides a new piece of evidence for studying private investment in higher education in Spain and the impact of family income in the schooling decision of young people, using information drawn from the first wave of the "Panel de Hogares de la Unión Europea para España" (INE, 1994). Based on this survey we explain the transition phenomena of upper secondary school leavers into higher education by personal endowments, family attributes and the overall characteristics of the labor market at a regional level. Following a common practice in the literature we adjust a bivariate probit choice model with corrections for possible selection bias in school-leaving decisions.

Key words: schooling decision, higher education, economics of education.

Código UNESCO: 531204, 530202

Artículo recibido el 14 de julio de 2000. Aceptado el 20 de febrero de 2001.

1. Introducción

En el marco de la Teoría del Capital Humano (Becker, 1975), los individuos demandan educación con el objetivo de mejorar su productividad en el mercado laboral, lo que les permitirá obtener mayores ganancias futuras. Sin esta percepción de un beneficio compensatorio futuro, desde una perspectiva económica las acciones educativas no podrían justificarse, ya que son costosas. En efecto, las actividades de instrucción son onerosas para los individuos y sus familias, puesto que les ocasionan gastos directos de formación y costes de oportunidad, asimilados fundamentalmente al salario al que deben renunciar los sujetos durante su periodo formativo.

La comparación de ambos flujos (ganancias y costes) a lo largo del ciclo de vida de los individuos permite determinar la tasa de rendimiento de la educación, que se obtiene igualando a cero la suma de los beneficios netos actualizados. En esta perspectiva de considerar a la educación como una inversión¹, se trata de establecer los factores (personales, familiares, económicos,...) que ejercen una influencia más significativa en la demanda de estudios superiores por parte de los jóvenes españoles, con especial referencia a la capacidad explicativa de la situación económica familiar. Para ello se utilizan modelos de elección discreta; en particular, y como es usual en la literatura, una modelización probit bivariante, en la que se incluye un término de corrección del sesgo de selección muestral de haber alcanzado previamente el nivel de enseñanza secundaria, en línea al desarrollo empleado por Van de Ven y Van Praag (1981).

El resto del artículo se estructura como sigue. Después de presentar brevemente en la sección 2 los trabajos empíricos realizados en España sobre el tema, en la 3 se plantea un modelo teórico de demanda de educación superior. La fuente de información utilizada, así como las variables empleadas se describen en la sección 4. En la siguiente se comentan los resultados obtenidos de la estimación del modelo, para concluir, por último, con las ideas más relevantes extraídas del análisis.

2. Antecedentes del tema

España ha vivido en las últimas tres décadas un proceso de “democratización” de la enseñanza secundaria que ha redundado en un aumento de la demanda de educación superior sin precedentes entre los países europeos de su entorno. Esta situación se ha visto

* Este trabajo se ha realizado en el marco del Proyecto PB98-1411-C03-01 del Programa Sectorial de Promoción General del Conocimiento. DGESIC. MEC.

1. La educación no debe considerarse sólo como una inversión, sino que es a la vez una actividad de consumo que forma parte también de la función de utilidad del que la recibe; sin embargo, el análisis de este segundo aspecto se escapa de los objetivos de este trabajo.

favorecida con la creciente participación del sector público en la financiación educativa, que ha facilitado el acceso al sistema de enseñanza de las clases con menores recursos desde el punto de vista económico.

Sin duda, una razón fundamental para explicar el enorme crecimiento experimentado por la demanda de educación superior son las elevadas tasas de paro registradas en el periodo considerado. Entre los fenómenos que han contribuido a su vez a este fuerte aumento del paro podemos encontrar, por un lado, la creciente participación de las mujeres en el mercado de trabajo, y, por otro, la incorporación al mundo laboral de los jóvenes nacidos durante el denominado “baby boom” de los años 60. Todo ello ha llevado a España a unos niveles de desempleo preocupantes, situándose la tasa de paro en el año 1994 (fecha de realización de la encuesta utilizada aquí) en el 22%, cuantía que representa casi el doble de la media de los países de la Unión Europea, y en torno a 14 puntos por encima del promedio de los países de la OCDE. Esa cifra empeora aún si se hace referencia al colectivo de los más jóvenes que buscan su primer empleo, que se estima en torno al 46% para los individuos con edades comprendidas entre 16 y 25 años.

En este contexto no es de extrañar que aumente el interés de los jóvenes por seguir estudios universitarios, debido a varias razones. Por un lado, disminuye el coste de oportunidad de seguir en el sistema educativo, al reducirse sus oportunidades de empleo en el mercado laboral, y por otro, aumenta la rentabilidad de la inversión educativa, al estar las tasas de paro de los universitarios por debajo de la media de los menos formados a lo largo del periodo considerado² (además, se ha producido una mejora continuada de esta posición). Todo esto se ve potenciado si tenemos en cuenta los superiores salarios medios percibidos por aquellos individuos con educación postobligatoria y su mayor estabilidad en el empleo, lo que contribuirá a garantizar la recuperación de la inversión realizada por el joven en sus estudios universitarios.

Han sido varios los trabajos que en nuestro país han tratado de analizar los factores que condicionan la demanda de enseñanza superior, entre los cuales resultan de especial relevancia los de Modrego (1986), Mora (1990) y Albert (1997). El primero de ellos analiza la demanda universitaria³ basándose en el modelo desarrollado por Willis y Rosen (1979), que es enriquecido con la incorporación de aspectos relacionados con las condiciones del

2. Según la fuente de información utilizada aquí (PHOGUE), el 62,8% de los titulados universitarios que responden a la cuestión de si están o no ocupados contestan afirmativamente, en cambio sólo el 45,4% de los que tienen el título de BUP dicen estar ocupados.

3. En España los conceptos de educación superior y universitaria se pueden considerar sinónimos, debido al irrelevante peso de la enseñanza superior no universitaria en el sistema educativo. Esta situación se espera que cambie paulatinamente en los próximos años, conforme se vaya consolidando la última reforma del sistema de enseñanza español (LOGSE, 1990).

mercado laboral. En este artículo, los autores desarrollan un modelo estructural de demanda de educación a partir de la “teoría de la ventaja comparativa”, en el que introducen herramientas econométricas para corregir el sesgo de selección y los problemas derivados de los componentes no observados de la demanda. Los resultados que obtienen les hacen llegar básicamente a dos conclusiones: las ganancias esperadas influyen en la decisión de asistir al colegio, y mayores niveles de educación se traducen en niveles de renta superiores. La estimación que de este modelo hizo Modrego la realizó a partir de los datos individualizados del Censo de población de 1981 para la provincia de Vizcaya, en el que encuentra resultados similares al caso americano aplicado por Willis y Rosen, si bien Modrego supone que las elecciones educativas consecutivas son independientes. El trabajo de Mora (1990) presenta un triple enfoque del problema de la demanda de enseñanza superior: el análisis de su distribución espacial, el de su cronología y el efecto de las características personales sobre esa demanda. A partir de distintas fuentes estadísticas, el autor analiza un amplio conjunto de variables que pueden condicionar la demanda de educación superior, siendo sus conclusiones diferentes para cada uno de los enfoques abordados. El texto de Albert (1997) sigue los pasos dados por Modrego (1986), al girar en torno al esquema planteado por Willis y Rosen (1979). Tres constituyen sus aportaciones más interesantes: la consideración de la demanda durante un periodo dilatado de tiempo (1977-1994), la corrección del sesgo de selección, y, por último, el hecho de introducir un análisis de la persistencia en la consecución del título universitario, a partir de una adaptación del modelo de Venti y Wise (1983).

En ninguno de los estudios españoles anteriormente citados se ha incluido el nivel de ingresos familiares como variable explicativa, dada la falta de datos sobre la misma según destacan los propios autores. Este trabajo trata de superar esa limitación, utilizando la fuente estadística suministrada por el primer ciclo del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE) para España, realizado por el Instituto Nacional de Estadística en 1994. La elección de este ciclo se justifica porque en él aparecen variables de entorno geográfico, que a priori deben influir también en la demanda de enseñanza.

3. Modelo teórico de demanda de educación superior

Siguiendo los principios de la Teoría del Capital Humano (Becker, 1975), una persona decidirá invertir en educación cuando el flujo de rentas que obtenga a lo largo de su ciclo de vida sea mayor que los costes directos y de oportunidad que esa formación le supone. Por tanto se presenta un análisis de tipo coste-beneficio, ya que hay que comparar ambos flujos monetarios para saber si la inversión es o no rentable.

En el caso de que la elección se plantee en términos de ir o no a la universidad⁴, la decisión dependerá de la comparación de las expresiones (1) y (2) siguientes, que constituye el indicador denominado valor actual neto de la inversión:

$$\text{VAN (Univ)} = \sum_{j=0}^n \frac{\text{Univ}_j}{(1+i)^{j+1}} \quad (1)$$

donde VAN(Univ) representa el flujo de rentas netas actualizadas asociadas a los individuos que han ido a la universidad, suponiendo una tasa de descuento “i” fija para todo el periodo considerado⁵, “n” es el horizonte temporal, y Univ_j son las rentas esperadas de un universitario.

$$\text{VAN (NoUniv)} = \sum_{j=0}^n \frac{\text{NoUniv}_j}{(1+i)^{j+1}} \quad (2)$$

Es la expresión alternativa equivalente a la anterior, para los individuos que no han ido a la universidad.

Así, un joven decidirá ir a la universidad cuando el valor actual neto sea positivo, es decir:

$$\text{VAN (Univ)} - \text{VAN (NoUniv)} = \sum_{j=0}^n \frac{(\text{Univ}_j - \text{NoUniv}_j)}{(1+i)^{j+1}} > 0 \quad (3)$$

En caso contrario, no irá a la universidad.

Un indicador alternativo a éste se puede establecer en términos de la denominada tasa de rendimiento interno de la educación (TRI), que representa una valoración más directa y de mayor utilidad para la comparación de proyectos diferentes. Esta tasa se define como el valor (“d”) de “i” que iguala el valor actual de los costes y rendimientos, es decir que hace cero el valor actual neto del flujo de rentas de las dos opciones:

$$\sum_{j=0}^n \frac{\text{Univ}_j}{(1+d)^{j+1}} - \sum_{j=0}^n \frac{\text{NoUniv}_j}{(1+d)^{j+1}} = 0 \quad (4)$$

4. Para poder analizar el problema en términos de valor actual esperado es necesario hacer un supuesto simplificador: el tiempo que el sujeto dedica a ocio permanece fijo a lo largo del horizonte temporal, pudiendo sólo elegir qué cantidad de su tiempo dedica a educación y cual a trabajo. Por tanto el problema planteado aquí se reduce a ir a la universidad, o alternativamente trabajar (no ir a la universidad).

5. El primer periodo viene representado por el valor 0 de j, que será el momento en el que el individuo realice su valoración para decidir si va o no a la universidad.

En este caso, el sujeto elegirá la primera alternativa (ir a la universidad) cuando la tasa de rendimiento interno de esta opción (“d”) supere a la tasa de rendimiento que podría obtener si invirtiera en otro proyecto alternativo (“i”).

Plantear el problema de la elección educativa en términos de valor actual neto o de la tasa de rendimiento interno tiene dos dificultades fundamentales. La primera deriva de la falta de información acerca de los flujos de rentas futuras de los individuos que eligen diferentes opciones, y la segunda es consecuencia del sesgo de selección endógena que surge al no existir información sobre el flujo de renta que el individuo hubiera obtenido si hubiese optado por una alternativa distinta.

Ante estas limitaciones, y aunque es posible aproximar los flujos futuros de rentas mediante encuestas de corte transversal, se establece aquí el problema en otros términos; en concreto, se enfoca el análisis a la luz de un modelo de elección discreta, presentando una forma reducida en la que se tiene en cuenta el sesgo de selección muestral. Este sesgo se corregirá siguiendo el esquema empleado por Van de Ven y Van Praag (1981), que es una adaptación, para variables discretas, del modelo de selección desarrollado por Heckman (1979).

Sea Y_{ii} una variable dicotómica que toma el valor 1 si el individuo decide ir a la universidad y 0 en caso contrario. La variable adoptará cada uno de estos valores según el esquema siguiente:

$$\begin{aligned} Y_{ii} &= 1 & \text{si } Z_{ii} = W_{ii}'\alpha_1 + \varepsilon_{ii} > 0 \\ Y_{ii} &= 0 & \text{si } Z_{ii} = W_{ii}'\alpha_1 + \varepsilon_{ii} \leq 0 \end{aligned} \quad (5)$$

siendo W_i un vector de variables explicativas de la probabilidad de ir o no a la universidad (variables económicas, características personales, familiares...) y ε_{ii} un término de perturbación aleatoria distribuido según una normal $(0, \sigma_{ii}^2)$.

En principio se podría pensar en la posibilidad de emplear un modelo determinista para estimar la decisión del individuo, sin embargo se impone la necesidad de recurrir a un planteamiento probabilístico, ya que algunos de los factores que afectan a la elección no son observables (por ejemplo, las motivaciones del individuo). En consecuencia se puede afirmar que la probabilidad de ir a la universidad por parte del decisor “i” será:

$$P(Y_{ii}=1) = P(W_{ii}'\alpha_1 + \varepsilon_{ii} > 0) = \Phi\left(\frac{W_{ii}'\alpha_1}{\sigma_{\varepsilon_{ii}}}\right) \quad (6)$$

En este caso, Φ representa la función de densidad de una distribución normal estándar.

Ahora bien, aunque la expresión (6) es correcta, no es del todo completa, ya que su estimación induciría a cometer un sesgo. En efecto, al no estar utilizando una muestra aleatoria de la población, pues para acceder a la universidad la normativa vigente exige haber superado el COU⁶ o bien la FPPII, sólo se observan las características de aquellas personas que cumplan este requisito. Para tener en cuenta este hecho se incluye la siguiente ecuación en el modelo⁷:

$$\begin{aligned} Y_{2i} &= 1 && \text{si } Z_{2i} = W_{2i}'\alpha_2 + \varepsilon_{2i} > 0 \\ Y_{2i} &= 0 && \text{si } Z_{2i} = W_{2i}'\alpha_2 + \varepsilon_{2i} \leq 0 \end{aligned} \quad (7)$$

siendo Y_{2i} una variable que tomará el valor uno cuando el individuo haya finalizado los estudios correspondientes a COU/FPPII y cero en caso contrario, Z_2 una variable latente que viene explicada por el vector de características individuales W_{2i} , y ε_{2i} un término de perturbación aleatoria que se distribuye según una normal $[0, \sigma_{\varepsilon_{2i}}^2]$.

La probabilidad de terminar estos estudios vendrá definida por una expresión análoga a la (6):

$$P(Y_{2i}=1) = P(W_{2i}'\alpha_2 + \varepsilon_{2i} > 0) = \Phi\left(\frac{W_{2i}'\alpha_2}{\sigma_{\varepsilon_{2i}}}\right) \quad (8)$$

Entre las variables explicativas habrá algunas que condicionarán tanto la demanda del joven de enseñanza secundaria como de universitaria (por ejemplo, su sexo, el nivel de estudios del padre...), por ello, si existen características no observables que afectan a las dos decisiones puede haber correlaciones entre las mismas. Si esto resulta ser cierto, los términos de perturbación de las ecuaciones (5) y (7) estarán correlacionados, constituyendo este hecho la fuente de sesgo del modelo que habrá que resolver efectuando la estimación conjunta correspondiente.

6. Es necesario, adicionalmente, haber superado la prueba de acceso a la universidad (selectividad), pero en la práctica esos exámenes no limitan el acceso a la universidad, ya que más del 90 % de los alumnos superan dicha prueba; si bien es cierto que juegan un importante papel en la distribución de los alumnos entre las diferentes titulaciones existentes. Por otra parte, en la actualidad también se puede acceder a la universidad después de superar el segundo curso de Bachillerato correspondiente a la reforma introducida por la LOGSE (1990), pero nuestros datos se refieren a 1994, año en el cual la reforma no había afectado aún a los alumnos de COU y FPPII.

7. Este tipo de modelos se denominan censurados, ya que Y_{1i} sólo puede tomar el valor uno cuando Y_{2i} sea también igual a uno.

Al tomar la esperanza matemática condicional en la ecuación (5), se tiene:

$$E(Y_{1i}/Z_{1i}, W_{2i}'\alpha_2 + \varepsilon_{2i} > 0) = W_{1i}'\alpha_1 + E(\varepsilon_{1i}/W_{1i}, W_{2i}'\alpha_2 + \varepsilon_{2i} > 0) \quad (9)$$

Asumiendo que ε_{2i} y ε_{1i} siguen una distribución normal bivalente $[0,0,1,1,\rho]$, representando ρ el coeficiente de correlación entre ambas perturbaciones, puede escribirse:

$$E(\varepsilon_{1i}/W_{1i}, W_{2i}'\alpha_2 + \varepsilon_{2i} > 0) = \sigma_1 \rho \lambda_i$$

Si se realiza la normalización $\sigma_1=1$ resulta:

$$E(\varepsilon_{1i}/W_{1i}, Z_2 > 0) = \rho \lambda_i \quad (10)$$

El parámetro λ_i se interpreta como el término de corrección del sesgo de selección, y adopta la expresión:

$$\lambda_i = \frac{\phi(W_i'\alpha)}{1 - \Phi(W_i'\alpha)}, \quad \text{si } Z_2 > 0, \quad \text{y } \lambda_i = \frac{-\phi(W_i'\alpha)}{\Phi(W_i'\alpha)}, \quad \text{si } Z_2 \leq 0 \quad (11)$$

donde Φ representa la función de distribución de una normal estándar.

Según lo expuesto en (10), el modelo a estimar finalmente tendría la forma:

$$Z_{1i} = W_{1i}'\alpha_1 + \rho \lambda_i + \xi_{1i} > 0 \quad (12)$$

donde aparece el término de corrección del sesgo λ_i .

4. Datos y variables

La estimación del modelo de demanda de educación superior se basa en una muestra de individuos con edades comprendidas entre 18 y 25 años, seleccionada del PHOGUE (INE, 1994).

La elección de este intervalo se justifica porque, si bien desde el punto de vista de la edad teórica de realización de este tipo de estudios, el intervalo adecuado es el de los 18 a 23 años, sin embargo, dada la realidad del sistema educativo español con elevadas tasas de repetición, se hace necesario ampliar el límite superior hasta los 25 años, que es la edad

más frecuente de finalización de las carreras universitarias. En efecto, según la información proporcionada en la Tabla 1, el 31% de los licenciados finalizaron sus estudios con edades entre 24 y 25 años, por lo que es evidente que acotar la muestra a personas de hasta 23 años conllevaría la introducción de un sesgo relevante en la estimación. Por otra parte, el límite inferior a los 18 años asegura la posibilidad de acceso a la enseñanza superior de aquellos individuos que han finalizado sus estudios de BUP/COU a la edad teórica establecida. De esta forma, nuestra muestra engloba algo más del 75% de los universitarios totales de la encuesta.

Tabla 1: Porcentaje de universitarios según sexo y edad de finalización de sus estudios^a

Edad	Licenciados		Diplomados		Total universitarios	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Licenciados	Diplomados
18	-	-	2,41	4,44	-	3,55
19	-	-	3,22	4,44	-	3,90
20	0,64	1,88	12,06	14,16	1,19	13,24
21	3,20	3,22	13,94	24,31	3,21	19,74
22	12,37	15,01	15,55	15,64	13,54	15,60
23	21,75	27,08	11,80	12,26	24,11	12,06
24	17,70	17,96	11,26	6,13	17,81	8,39
25	13,01	12,87	9,12	4,65	12,95	6,62
Total muestral	68,66	78,02	79,36	86,05	72,80	83,10

Nota^a: En cada caso, los porcentajes se establecen sobre el total poblacional.

Fuente: *Elaboración a partir del PHOGUE, INE (1994).*

El examen de la Tabla 1 destaca, además, que el total de los universitarios considerados se reparten con diez puntos de diferencia entre los poseedores de un título de ciclo largo y corto de enseñanza superior, el 73% y el 83% respectivamente. Por otra parte, en todos los casos, las jóvenes están más representadas en la muestra. Así, mientras apenas se observa un 69% de licenciados hombres, las licenciadas alcanzan el 78%; al igual sucede en el caso del ciclo corto, el 86% de las diplomadas totales están en el intervalo de edad contemplado y sus homólogos varones no llegan al 80%. Este hecho señala que si la distribución por género es equivalente en las distintas carreras, las mujeres son mejores estudiantes que los hombres, ya que finalizan a edades más tempranas sus estudios que ellos.

Con objeto de analizar si existe un comportamiento diferencial de la demanda educativa por sexo, las estimaciones se han efectuado por separado para hombres y mujeres, ya que aparte de la constatación anterior, un simple análisis de la información estadística disponible a este respecto hace suponer a priori que sí va a haber diferencias. En efecto, las

cifras recientes del INE indican un crecimiento mucho más acusado de la demanda femenina de educación universitaria; así, por ejemplo, la participación relativa de la mujer en el total de alumnos matriculados en enseñanza superior representaba el 48% en el curso 1983-84 y es algo más del 51% en el curso 1993-1994 (INE, 1997). La misma situación se observa en los alumnos que finalizan estos estudios, donde la participación femenina pasa de apenas el 54% al 57% durante la década anterior. Quizás una explicación de este hecho resida en que las mujeres sufren unas mayores tasas de paro que los hombres, lo que les incentiva a aumentar su nivel de educación formal, en un intento de mejorar su posición relativa en el mercado laboral y de acceder a puestos de trabajo en los que la discriminación es menos acusada⁸; además, su coste de oportunidad también es menor que para los varones.

Dentro de las variables explicativas aparece de forma continuada en la literatura el nivel de estudios de los padres como un importante determinante de la demanda de educación (ver por ejemplo, Kodde y Ritzen, 1987). Aquí se ha incluido el nivel de enseñanza del padre, pero no el de la madre, por la alta correlación que muestran ambos⁹. Dos variables ficticias indican la posesión por parte del padre de un título universitario o secundario, comparado con aquellos que sólo tienen el ciclo primario o no tienen estudios.

Para captar la influencia del nivel económico de la familia, se ha construido la variable ingresos anuales netos¹⁰ del hogar corregidos por la escala de Oxford. La utilización de un factor de ajuste se debe a que las rentas familiares no son, directamente, el elemento más adecuado para la comparación de hogares con diferente tamaño. En este trabajo la escala de equivalencia elegida ha sido la de Oxford, que es la empleada por el INE en España, y también es recomendada por la OCDE en sus directrices estadísticas¹¹. Esta escala adopta la siguiente expresión:

$$e(n_i, n_j) = \frac{1}{1 + 0,7(n_i - 1) + 0,5n_j} \quad (13)$$

8. Véase García (1997) para un análisis exhaustivo de la discriminación laboral en el mercado de trabajo español.

9. En concreto el valor obtenido en el análisis de correlación realizado se eleva a 0,69 para el total de la población y a 0,63 para la muestra objeto de estudio, siendo ambos coeficientes de correlación significativos, a un nivel del 1%.

10. Al ser ingresos anuales deben utilizarse los ingresos familiares netos del año 1993. A estos ingresos se les detrae, en su caso, los del individuo.

11. En Buhmann et. al. (1988) puede consultarse una amplia y exhaustiva relación de las escalas de equivalencias utilizadas a nivel internacional, cuya problemática escapa de nuestro objetivo. Para el caso español Carrascal (1997) calcula escalas de equivalencia con una justificación empírica, sin embargo en el presente trabajo se ha recurrido a la escala de Oxford porque, pese a sus limitaciones, facilita posibles comparaciones de los resultados obtenidos entre países, a partir del PHOGUE.

donde n_1 es igual al número de adultos mayores de 14 años, y n_j es el número de niños con 14 años o menos. La introducción de esa matización entre mayores y menores de catorce años se debe a un intento de contemplar las diferentes necesidades de consumo de ambos grupos; además, el coeficiente que multiplica al cabeza de familia es uno y al resto de los adultos es 0,7 para recoger el efecto de las economías de escala generadas por la convivencia.

Las variables anteriores entran en las dos ecuaciones del modelo, ya que explican conjuntamente ambas demandas de educación. Además, en lo que respecta a la probabilidad de asistir a la universidad, las calificaciones previas obtenidas por el alumno juegan un papel fundamental en la decisión de continuar sus estudios; teniendo en cuenta que esta información no está disponible en la fuente estadística utilizada, se ha incluido en las estimaciones dos variables que aproximan las capacitaciones escolares. Una, es el hecho de que el individuo haya repetido algún curso, que toma el valor uno si finalizó la enseñanza secundaria con la edad esperada¹² y cero en caso contrario. Otra proxy recoge el hecho de que el joven haya sido becario en la enseñanza secundaria. Esta variable señala a los buenos alumnos y será un buen predictor de su trayectoria educativa futura.

La última característica personal incluida es el estado civil; se espera que los casados tengan menos probabilidad de demandar educación superior, ya que tienen cargas familiares que atender. Por su parte, dentro de las características familiares, el número de hermanos mayores en el hogar tendrá a priori un efecto contrario al anterior, en la medida que ellos pueden sufragar los gastos educativos de sus hermanos estudiantes, si la familia tiene necesidades económicas.

Finalmente se introduce una proxy del coste de oportunidad de realizar estudios que es la tasa de paro de la región de residencia, esperándose que tasas de paro elevadas incentivarán la demanda de educación superior.

La descripción estadística de estas variables aparece en la Tabla 2, que se presenta a continuación.

En ella se observa mayores ingresos familiares en los hogares que tienen hijos estudiando en la universidad que aquellos que hacen la enseñanza secundaria. También el nivel medio de estudios de los padres es más elevado para el primer grupo que para el segundo. Por otra parte, las mujeres tienen más frecuentemente becas que los hombres y repiten menos cursos que ellos, indicando así que son mejores alumnos.

12. Esto supone considerar 18 años como edad de finalización de los estudios de BUP/COU, y 19 años en el caso de los alumnos que realizan FP.

Tabla 2: Descripción estadística de las variables explicativas

Variables	Hombres		Mujeres	
	Media	Desviación Estándar	Media	Desviación Estándar
Finalización de estudios secundarios:				
Ingresos familiares corregidos (en 10 ⁴ pesetas)	73,196	0,0008	72,655	0,0007
Padre con estudios superiores	0,108	0,163	0,104	0,137
Padre con estudios secundarios	0,095	0,129	0,092	0,099
Realización de estudios universitarios:				
Tasa de paro regional	22,181	0,009	22,227	0,006
Características personales:				
Estado Civil (=1 casado) ^a	0,016	0,356	0,015	0,243
Becario	0,109	0,202	0,122	0,141
Repetidor	0,291	0,033	0,282	0,075
Características familiares:				
Ingresos familiares (en 10 ⁴ pesetas)	87,447	0,004	84,137	0,002
Padre con estudios superiores	0,192	0,184	0,177	0,183
Padre con estudios secundarios	0,123	0,177	0,121	0,139
Número de hermanos mayores	0,604	0,064	0,571	0,042
Número de observaciones	1222		1048	

Nota^a: En el grupo de los casados se incluye también a los que declaran vivir en pareja.

Fuente: Elaboración a partir del PHOGUE, INE (1994).

5. Resultados de las estimaciones

Los valores estimados del modelo probit bivalente de la demanda de educación superior por sexo aparecen en la Tabla 3. En la parte superior de la tabla se recogen los determinantes de la probabilidad de obtener el título de enseñanzas medias (COU o FP II), y en la parte inferior aquellos factores que incitan a los individuos a realizar estudios superiores. En ambos casos se dan, junto a los coeficientes estimados, los efectos marginales de las variables que son los que tienen una interpretación directa, como muestra por ejemplo Greene (1999)¹³. Según muestra el test de la razón de verosimilitudes (RV), las estimaciones obtenidas son en conjunto significativas.

13. Los efectos marginales resultan de la evaluación, en los puntos medios de las variables explicativas, de las derivadas parciales de la $E(Y_1 | Y_2 = 1)$ con respecto al vector de características individuales. La media condicional adopta la siguiente expresión:

Tabla 3: Modelo probit bivalente de la demanda de educación superior, por sexo

Variables	Hombres		Mujeres	
	Coefficiente	Efectos Marginales	Coefficiente	Efectos Marginales
Finalización de estudios secundarios:				
Constante	-0,521***		-0,380***	
Ingresos familiares corregidos	0,005***		0,005***	
Estudios del padre:				
Superiores	1,079***		1,271***	
Secundarios	0,398***		0,521***	
Realización de estudios universitarios:				
Constante	0,430	1,105	0,698***	0,249***
Tasa de paro regional	-0,004	-0,002	-0,008	-0,003
Características personales:				
Estado Civil (=1 casado) ^a	-0,011	-0,503	-0,242	-0,109
Becario	1,036***	0,470***	0,782***	0,353***
Repetidor	-0,653**	-0,296*	-0,196***	-0,088***
Características familiares:				
Ingresos familiares	0,008**	0,001***	0,0005***	0,001***
Padre con estudios superiores	0,378**	0,358***	0,406**	0,408***
Padre con estudios secundarios	0,266	0,519	0,038	0,074*
Número de hermanos mayores	0,011	0,005	0,072*	0,033*
r (universidad, secundaria)	-0,610**		-0,676***	
RV	140,3***		117,7***	
LM	87,973		102,597	
Número de observaciones	1222		1048	

Nota: Coeficientes significativos al 1% ***; al 5% **; al 10% *.

^a: En el grupo de los casados se incluye también a los que declaran vivir en pareja.

En relación a los resultados de la primera parte, se destaca que cuanto mayor es el nivel de enseñanza del padre, mayor es la probabilidad de superación de los estudios medios por parte del hijo, siendo este efecto aún más importante en el caso de las mujeres. Esta cons-

$$E(y_1 | y_2) = \frac{BVN(w_1' \alpha_1, w_2' \alpha_2, \rho)}{\Phi(w_2' \alpha_2)}$$

donde BVN representa la función de distribución de una normal bivalente y Φ la función de distribución de una normal.

tatación está en línea con lo obtenido habitualmente en la literatura, y confirma la relación que existe entre las elecciones escolares de las sucesivas generaciones (Sollogoub y Ulrich, 1999). Desde el punto de vista descriptivo, se puede observar en la Tabla 4 como los hijos con estudios superiores proceden mayoritariamente de padres con este nivel educativo. En general, en torno al 90% de los padres con estudios postobligatorios tienen a sus hijos realizando también enseñanza secundaria o superior.

Tabla 4: Distribución del nivel de estudios del padre respecto del hijo (en %)

Hijo \ Padre	Nivel universitario	Nivel secundario	Nivel primario	Nivel inferior a primario
Nivel universitario	39,8	28,3	22,3	15,9
Nivel secundario	53,4	51,4	44,9	34,4
Nivel primario	5,4	13,7	28,8	28,4
Nivel inferior a primario	1,4	6,6	4,0	21,4
Total	100	100	100	100

Fuente: Elaboración a partir de la muestra de jóvenes entre 18 y 25 años del PHOGUE, (INE, 1994).

Por lo que respecta a la variable ingresos del hogar, ésta es significativa y tiene el signo esperado. En efecto, su valor positivo señala que un mayor nivel de ingresos familiares favorece la permanencia del joven en el sistema educativo, en la medida que no es necesario para su familia que se incorpore al mercado laboral.

Por último, hay que reseñar que el coeficiente de correlación entre los factores no observables (ρ), que condicionan las decisiones de obtener el título de enseñanzas medias e incorporarse al sistema universitario, es negativo y significativo, indicando una relación inversa entre esos factores, por lo que queda justificada la estimación del modelo mediante la especificación probit utilizada.

En cuanto a la segunda etapa del modelo secuencial, los resultados muestran que las condiciones del mercado laboral, aproximadas por la tasa de paro para hombres y mujeres por Comunidades Autónomas, no ejercen ninguna influencia sobre la probabilidad de hacer estudios universitarios. Esta falta de poder explicativo es debida, sin duda, a la excesiva agregación con la que está tratada esta variable en el PHOGUE.

Algo similar ocurre con la primera de las características personales consideradas, el estar casado o vivir en pareja no afecta a la probabilidad de demandar estudios superiores. El escaso número de individuos que presentan esta característica (sólo en torno al 1,5 % de los sujetos declaran encontrarse en esa situación) explica posiblemente este resultado. No obstante, su signo negativo es el correcto, ya que el sujeto casado tendrá necesidad de incorporarse al mundo laboral para hacer frente a las cargas económicas derivadas del mantenimiento de un hogar.

El hecho de haber sido becario en la enseñanza secundaria tiene un fuerte impacto sobre la decisión del joven de continuar estudios superiores, y esto tanto más para los hombres. En el caso de las mujeres, ser beneficiaria del sistema de becas implica un 35 % más de probabilidad de estudiar en la universidad con respecto a sus compañeras no becarias, mientras que esta cifra se eleva hasta el 47 % en el caso de los hombres.

La trayectoria escolar pasada, medida ahora por el hecho de haber repetido curso, también ejerce el efecto esperado. Así, las dificultades para superar la enseñanza secundaria tienen un peso negativo a la hora de ir a la universidad y aún más para los hombres. En este caso, la probabilidad de demandar estudios superiores disminuye casi un 30%, cuando se ha sido repetidor, en cambio sólo desciende un 9% para las mujeres; parece que este hecho no las desanima a cursar estudios universitarios, a fin de acceder en mejores condiciones al mercado laboral. Estas diferencias encontradas por género son además significativas, según los contrastes correspondientes al nivel de significación usual.

Dentro del conjunto de variables que describen las características familiares, el nivel de ingresos aparece con el signo positivo determinado a priori. En este sentido, y reforzando lo argumentado cuando se analizaba la probabilidad de finalización de estudios secundarios, se podría esgrimir, siguiendo a Freeman (1986), que pertenecer a una familia con ingresos altos provocaría un desplazamiento hacia arriba de la curva de costes marginales de las oportunidades educativas, en la medida que estas familias pueden proporcionar fondos a sus hijos a un menor coste. Por otro lado, la consideración de la educación como bien de consumo justificaría también el efecto positivo de los ingresos familiares, ya que un mayor volumen de éstos le permitiría al estudiante disfrutar más de la educación como un bien en sí mismo, y no como medio para alcanzar elevados beneficios pecuniarios futuros. Sin embargo, la influencia del nivel económico es significativamente más fuerte en el caso de los hombres que en el de las mujeres, indicando que para ellas la demanda de educación superior es más rígida.

Los hijos de padres con estudios superiores son los que presentan una mayor probabilidad de demandar ese nivel educativo, casi un 36% más que los del nivel inferior al secundario, en el caso de los hombres, y un 41% en el de las mujeres, aunque esa diferencia por género no es ahora significativa. Este efecto ya se daba también en el caso de la enseñanza secundaria y está acorde con la literatura, indicando que los hijos cuyos padres poseen un alto nivel educativo tienen un ambiente familiar más propicio para ascender en la pirámide educativa, por ejemplo por un mejor reconocimiento de sus capacidades innatas para afrontar con éxito sus metas culturales.

Por último, el número de hermanos mayores en el hogar hace aumentar la propensión de las mujeres a ir a la universidad, aunque aparentemente no influye en el caso de los hombres. Este resultado es el esperado, ya que estos hermanos pueden asumir las responsabilidades propias del sostenimiento económico del hogar, descargando así a los pequeños que

tendrán mayores oportunidades educativas y menor tendencia a abandonar sus estudios para incorporarse al mercado de trabajo.

Resulta de interés mencionar que los valores obtenidos en el test de los multiplicadores de Lagrange (ML) muestran la existencia de heterocedasticidad en la especificación utilizada, atribuible a la inclusión de los ingresos familiares como variable explicativa¹⁴. No obstante los resultados no se ven afectados de forma sustancial debido a la alta significatividad de las variables explicativas relevantes.

6. Conclusiones

En este trabajo se han analizado los determinantes de la demanda de educación superior en España, la cual ha sufrido un proceso de expansión sin precedentes entre los países de su entorno. Este desarrollo ha sido provocado sin duda por dos hechos fundamentales; por un lado, el intento por parte de los jóvenes de superar las elevadas tasas de paro registradas; por otro lado, por el aumento de la oferta educativa y las mayores facilidades para acceder al sistema público de becas.

Las diferencias observadas por sexo, nos han guiado a efectuar las estimaciones del modelo probit bivalente de demanda para hombres y mujeres por separado. Decisión que ha sido pertinente, según han mostrado los contrastes correspondientes realizados.

Ambas estimaciones en conjunto son significativas, como indican los estadísticos del logaritmo de verosimilitudes, al igual que lo es también el coeficiente de correlación entre los factores no observables.

Uno de los principales resultados obtenidos señala que la influencia de la situación económica familiar sobre las elecciones educativas del estudiante es significativa y positiva, tanto en lo que respecta a la probabilidad de finalizar los estudios secundarios como a la de demandar estudios superiores, siendo el efecto de esta variable mayor en los hombres que en las mujeres. Este resultado ha permitido confirmar así las predicciones teóricas, que otros estudios previos en nuestro país no habían podido abordar, por falta de información sobre esta variable. Al igual, como se esperaba a priori, el capital humano acumulado por el padre se configura también como un factor positivo muy determinante de las preferencias educativas secundarias y superiores de sus hijos, cualquiera que sea su sexo.

Por otra parte, en lo que respecta propiamente a la demanda universitaria, el disfrute de una beca fomenta de forma sustancial esta demanda para ambos sexos, al reducir el coste

14. Otra posible fuente de error en las estimaciones puede derivar de la omisión de variables relevantes. No se ha presentado ningún contraste de este tipo dada la imposibilidad de su aplicación práctica en este tipo de modelos y las limitaciones de la fuente estadística utilizada para proporcionar información sobre otras variables relacionadas con la demanda de estudios, diferentes a las utilizadas.

de oportunidad derivado de la permanencia en el sistema educativo. Lo contrario sucede si el joven, hombre o mujer, ha finalizado con retraso la educación secundaria, variable ésta que aproxima el pasado escolar del alumno y como tal es un excelente predictor de su trayectoria futura. Aparecen, sin embargo, diferencias significativas por género, indicando que para las mujeres estas variables al igual que los ingresos familiares, tienen menos importancia a la hora de demandar estudios superiores, sin duda por la situación desfavorable de la que parten en el mercado de trabajo, que las incita a acudir en mayor medida a la universidad, a fin de competir en mejores condiciones por los empleos futuros.

Dentro de las características familiares, el número de hermanos mayores en el hogar hace aumentar la propensión de ir a la universidad, sobre todo en el caso de las mujeres, posiblemente porque ellos asumen cargas económicas familiares. Sin embargo, las variables de entorno, como la tasa de paro regional, no ejerce efecto significativo sobre la probabilidad de hacer estudios universitarios, probablemente debido al grado excesivo de agregación de esta variable en la encuesta utilizada.

7. Bibliografía

- ALBERT, C. (1996): *La Demanda de Educación Superior en España: diferencias por sexo*. Tesis Doctoral.
- ALBERT, C. (1997): "La Demanda de Educación Superior en España: diferencias por sexo". *Información Comercial Española*, febrero 1997, nº 760, págs. 105-116.
- AMEMIYA, T. (1981): "Qualitative Response Models: A Survey". *Journal of Economic Literature*, 19, 4, 1981, pp. 481-536.
- AVERETT, S. y BURTON, M. (1996): "College Attendance and the College Wage Premium: Differences by Gender". *Economics of Education Review* 15, págs. 37-49.
- ARROW, K. J. (1973): "Higher Education as a Filter". *Journal of Public Economics*, julio, vol. 2, págs. 193-216.
- BECKER, G. S. (1964): *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*. New York: National Bureau of Economic Research, Columbia University Press, (2ª edición 1975). Ed. Cast.: Alianza Editorial, S. A. Madrid, 1983.
- BECKER, G. S. (1967): *Human Capital and the Personal Distribution of Income*, Ann Arbor, University of Michigan Press.
- BUHMANN, B. et al. (1988): "Equivalence Scales, Well Being, Inequality and Poverty: Sensitivity Estimates Across Ten Countries Using the Luxembourg Income Study (LIS) Database". *Review of Income and Wealth*, series 34, number 2.
- CAMPBELL, R. y SIEGEL, B. N. (1967): "The Demand for Higher Education in the United States, 1919-1964". *American Economic Review*, 57, págs. 474-475.

- CARRASCAL, U. (1997): *Consumo Familiar en España. Análisis y Obtención de Escalas de Equivalencia*. Tesis doctoral. Universidad de Valladolid.
- FREEMAN, R. B. (1986): *Demand for Education*. In Handbook of Labor Economics, eds. O.C. Ashenfelter and R. Layard. Amsterdam.
- GARCÍA, M. D. (1997): *Movilidad Profesional y Discriminación Salarial en el Mercado de Trabajo Español*. Tesis doctoral. Universidad de Málaga.
- GREENE, W.H. (1999): *Análisis Económico*. Tercera Edición. Prentice Hall Iberia, Madrid.
- GRILICHES, Z. y YATCHEW, A. (1985): "Specification Error in Probit Models". *Review of Economics and Statistics*, 67, págs. 134-139.
- HECKMAN, J. J. (1979): "Sample Selection Bias as a Specification Error". *Econometrica*, vol. 47, págs. 153-162.
- INE (1997): *Estadísticas de la Enseñanza Superior en España*. Madrid, 1997.
- KODDE, D. (1988): "Unemployment Expectations and Human Capital Formation", *European Economic Review*, Vol. 32, págs. 1645-1660.
- KODDE, D. y RITZ (1994): "Direct and Indirect Effects of Parental Education Level on the Demand for Higher Education". *The Journal of Human Resources*, vol. XXVIII, n° 4, págs. 356-371.
- MODREGO, A. (1986): *Determinantes de la demanda de educación superior. Estimación de un modelo de demanda de educación superior para la provincia de Vizcaya*. Tesis Doctoral.
- MORA, J. G. (1990): *La Demanda de Educación Superior: Un Estudio Analítico*. Madrid. Consejo de Universidades.
- NICKELL, S. (1979): "Education and Lifetime Patterns of Unemployment". *Journal of Political Economy*, 87, págs. S117-S131.
- RILEY, J. G. (1979): "Testing the Educational Screening Hypothesis". *Journal of political Economy*, vol. 87, págs. S227-S252.
- SCHULTZ, T. W. (1960): "Capital Formation by Education". *Journal Political Economy*, vol.68, págs. 571-583.
- SCHULTZ, T. W. (1963): *The Economic Value of Education*, Columbia University Press, New York.
- SPENCE, M. (1973): "Job Market Signalling". *Quarterly Journal of Economics*, agosto, vol. 87, págs. 355-375.
- VAN DE VEN y VAN PRAAG (1981): "The Demand for Deductibles in Private Health Insurance. A Probit Model with Sample Selection". *Journal of Econometrics*, n° 17, págs. 229-252.
- VENTI, S. y WISE, D. (1983): "Individual Attributes and Self-Selection of Higher Education". *Journal of Public Economics*, 21, págs. 1-32.
- WILLIS, R. J. y ROSEN, S. (1979): "Education and Self-Selection. *Journal of Political Economy*", vol. 87, n°5 págs. S7-S36.