

**LA INFLUENCIA DEL ENTORNO SOCIOECONÓMICO EN LA
REALIZACIÓN DE ESTUDIOS UNIVERSITARIOS:
UNA APROXIMACIÓN AL CASO ESPAÑOL EN LA DÉCADA DE
LOS NOVENTA**

Marta Rahona López

FUNDACIÓN DE LAS CAJAS DE AHORROS
DOCUMENTO DE TRABAJO
Nº 215/2005

De conformidad con la base quinta de la convocatoria del Programa de Estímulo a la Investigación, este trabajo ha sido sometido a evaluación externa anónima de especialistas cualificados a fin de contrastar su nivel técnico.

ISBN: 84-89116-07-5

La serie **DOCUMENTOS DE TRABAJO** incluye avances y resultados de investigaciones dentro de los programas de la Fundación de las Cajas de Ahorros.
Las opiniones son responsabilidad de los autores.

La influencia del entorno socioeconómico en la realización de estudios universitarios: una aproximación al caso español en la década de los noventa¹

Marta Rahona López
Universidad de Extremadura

1. Introducción

Con la llegada de la democracia en 1978, la realidad política y social de nuestro país se vio inmersa en una corriente de profundos cambios. La Universidad española, como parte del ámbito social, científico y cultural, no se mantuvo al margen de esas transformaciones sino que inició un proceso de integración en la sociedad, rompiendo con el aislamiento tradicional y el elitismo que la había caracterizado en épocas anteriores.

Una de las consecuencias más destacadas de este proceso de apertura ha sido el notable crecimiento de la educación universitaria en la segunda mitad del siglo XX. La magnitud de este fenómeno puede valorarse tanto en términos absolutos, como relativos. Con respecto al primero de ellos, puede señalarse que, si en el curso 1959-1960 el número de estudiantes en las Universidades españolas era de 170.600, en el curso académico 1999-2000, en el cual el número de alumnos universitarios en España alcanzaba su máximo histórico, la matrícula superaba el millón y medio de estudiantes. Por otra parte, atendiendo a su evolución en términos relativos, en el curso 1999-2000, los alumnos universitarios con edades comprendidas entre los 18 y los 24 años supusieron más de la cuarta parte de su cohorte poblacional. Este hecho ha permitido que la tasa de escolarización superior en España alcance uno de los primeros puestos de la clasificación de los países de la OCDE, superando, en este aspecto, a naciones como el Reino Unido, Holanda y Alemania (OCDE, 2003).

¹ Quisiera agradecer a Francisco Pedraja, Jorge Calero, Javier Salinas y Alberto Vaquero, así como al evaluador anónimo, los comentarios y sugerencias efectuados a las versiones previas de este trabajo. Cualquier error u omisión que permanezca en el mismo es de exclusiva responsabilidad de la autora.

En este contexto, resulta razonable considerar que el crecimiento en el número de alumnos haya supuesto un notable avance en los niveles de acceso a la Universidad de los individuos procedentes de las clases sociales más desfavorecidas. Sin embargo, la expansión de la educación no siempre conduce a una reducción de las desigualdades sociales en este ámbito, ya que puede darse el caso de que sean los individuos pertenecientes a las capas sociales más elevadas los que más se benefician de este crecimiento (Gooding y Le Grand, 1987; Raftery y Hout, 1993; Heath, 2000). Por consiguiente, resulta importante analizar en qué medida la extensión de la educación universitaria en nuestro país ha alcanzado por igual a todos los estratos sociales, económicos y culturales.

El estudio de los efectos del entorno socioeconómico y cultural del individuo en la demanda de educación superior ha suscitado un notable interés por parte de numerosos investigadores. En el ámbito internacional, pueden destacarse los trabajos realizados por Micklewirth (1989), para el Reino Unido; Kodde y Ritzen (1988) para el caso de Holanda; Behrman *et al.* (1989) y Acemoglu y Pischke (2001), con datos de Estados Unidos y Corak *et al.* (2004) para Canadá. Por otra parte, la mayor parte de las investigaciones elaboradas en nuestro país se han centrado en analizar las variables que condicionan el acceso de los jóvenes a la educación universitaria (Modrego, 1986; Mora, 1997; González y Dávila, 1998; Albert, 2000; Marcenaro y Navarro, 2001 y Valiente, 2003, entre otros).

Con objeto de ofrecer un enfoque diferente del abordado en otros estudios, el presente trabajo pretende examinar la importancia de los factores socioeconómicos y culturales en la decisión de realizar estudios universitarios como paso previo a la salida del sistema educativo. A partir de una muestra de jóvenes obtenida del Módulo de Transición de la Educación al Mercado de Trabajo (INE, 2000) se procede a la estimación de modelos *logit* con el fin de determinar si, en la actualidad, cualquier individuo tiene las mismas posibilidades de salir del sistema educativo tras haber completado sus estudios universitarios o si, por el contrario, la probabilidad de alcanzar este nivel educativo depende de sus características socioeconómicas y culturales, como ha sido tradicional en España en épocas anteriores. De esta forma, en este trabajo no se pretende analizar la

igualdad de oportunidades en el acceso a los estudios universitarios, sino cuantificar la importancia de las características económicas, sociales y regionales en la decisión de cursar una carrera universitaria como paso previo a su salida del sistema educativo y si estos factores resultan relevantes en la elección de una titulación de ciclo largo frente a otra de ciclo corto.

El trabajo se divide en cinco partes diferenciadas. Tras esta introducción, en el siguiente apartado se efectúa un breve repaso a los conceptos de equidad e igualdad de oportunidades y se presenta el enfoque adoptado en el análisis realizado. En la tercera sección se describen la fuente de datos y las variables utilizadas en el estudio, a continuación, exponer las principales características del el modelo econométrico empleado. El apartado quinto se dedica al análisis de los resultados obtenidos y el sexto epígrafe recoge las principales conclusiones derivadas del presente trabajo.

2. Educación universitaria e igualdad de oportunidades

El derecho de los individuos de acceder a la educación, con independencia de su raza, sexo, lugar de procedencia u origen socioeconómico, es un principio de general aceptación en la mayoría de los países. Este reconocimiento aparece recogido en diversos informes internacionales como la Declaración Universal de Derechos Humanos de 1948 o la Convención contra la discriminación de la enseñanza en 1960. En el caso español, el artículo 27.1 de la Constitución española determina que “todos tienen el derecho a la educación”, principio que ha sido desarrollado con mayor amplitud en leyes posteriores.

En este contexto, la igualdad de oportunidades ha sido un objetivo destacado de las políticas educativas que se han llevado a cabo a lo largo de los últimos años. La extensión de la educación pública y la consolidación y gratuidad de la enseñanza obligatoria fueron dos de las principales medidas implantadas para reducir las desigualdades educativas en la segunda mitad del siglo XX. Una vez alcanzados estos objetivos, el interés se ha centrado en el logro de la igualdad de oportunidades en la educación superior.

En este sentido, debe destacarse que el concepto de igualdad de oportunidades no posee una definición unívoca. De acuerdo con Barr (1993), se entiende que una sociedad asegura la igualdad de oportunidades en el ámbito educativo si un individuo puede recibir tanta educación como cualquier otro, con independencia de sus características sociales, económicas, regionales o étnicas². Esta definición de igualdad de oportunidades viene a coincidir con la noción de equidad interna en la educación, según la cual se debería eliminar las diferencias en el logro educativo de los individuos que estuvieran motivadas por su nivel de renta, su ámbito geográfico de residencia o la categoría socioeconómica a la que pertenezca³.

Partiendo de la definición de igualdad de oportunidades propuesta por Barr (1993) y del concepto de equidad interna en la educación, la presente investigación tratará de contrastar si la expansión de la educación universitaria en nuestro país durante los últimos decenios ha conseguido eliminar las diferencias en la realización de este tipo de estudios fundamentadas en el origen social del individuo.

3. Datos y variables

Como ya se ha adelantado en la introducción, los datos en los que está basado el presente estudio corresponden al Módulo de Transición de la Educación al Mercado Laboral, realizado por el INE en el año 2000. Este Módulo es una ampliación de la Encuesta de Población Activa al que únicamente responden aquellos individuos de entre 16 y 35 años de edad que hubieran interrumpido, abandonado o finalizado sus estudios durante

² Este principio también se puede formular en términos negativos, de forma que la igualdad de oportunidades sería incompatible con la existencia de diferencias (de acceso, de trayectoria, de resultados finales, etc.) que respondan a los recursos económicos, al nivel social, al lugar de residencia o al género de los estudiantes (Sánchez Campillo, 1999).

³ De la misma forma que ocurre con la igualdad de oportunidades, el concepto de equidad también resulta impreciso, pudiéndose encontrar distintos tipos y definiciones del mismo: equidad categórica, equidad vertical, equidad horizontal, equidad interna, equidad externa, equidad intergeneracional y equidad distributiva. Una revisión detallada de cada uno de estos conceptos puede encontrarse en Sánchez Campillo (1999).

al menos un año entre 1991 y la fecha en que se realizó la encuesta (segundo trimestre de 2000)⁴.

Este módulo específico introduce una serie de cuestiones relacionadas con la incorporación de los jóvenes al mercado de trabajo tras haber finalizado su formación, con objeto de proporcionar información detallada acerca de diversos aspectos vinculados al proceso de transición desde la educación al mercado laboral. Así, la encuesta facilita información minuciosa sobre el nivel de estudios alcanzado por los individuos en el momento en que salen del sistema educativo, así como del sector de estudios al que pertenece su titulación. En el caso de los universitarios, puede distinguirse entre aquéllos que cursaron estudios de ciclo corto y los que se decantaron por una titulación de ciclo largo. En este sentido, es importante resaltar que la información correspondiente al nivel educativo de los individuos contenida en el Módulo se ajusta a la configuración actual de los niveles de enseñanza del sistema educativo español.

Además, se cuenta con toda la información disponible referente a las características personales y familiares de los individuos que recoge el cuestionario general de la Encuesta de Población Activa. A partir de este cuestionario pueden conocerse variables como la edad del individuo, la Comunidad Autónoma en que éste reside, la composición familiar, el nivel educativo, la situación laboral y el status socioeconómico de los padres, entre otras. Por lo tanto, la relativa actualidad de los datos (referidos a la década de los noventa), unida a la riqueza de los mismos, propiciaron la decisión de emplear como base de análisis empírico el Módulo de Transición de la Educación al Mercado Laboral.

Por otra parte, la elección de las variables explicativas se ha visto condicionada por dos factores esenciales: la teoría económica y la literatura existente a este respecto y la

⁴ De los 180.853 encuestados en la Encuesta de Población Activa del segundo trimestre del año 2000, aproximadamente un 30% (53.918 individuos) tenían una edad comprendida entre los dieciséis y los treinta y cinco años, ambos inclusive. Dentro de este último colectivo, 15.009 jóvenes habían interrumpido, abandonado o finalizado sus estudios durante al menos un año entre 1991 y 2000, y constituyen el conjunto de individuos que contestan al Módulo específico de transición al mercado laboral.

disponibilidad de información en la fuente estadística empleada⁵. Así, se incorporan tres grandes categorías de variables independientes: las características personales del individuo, las variables familiares y los denominados factores de entorno.

a) Características personales

El grupo de características personales recoge la variable del género del individuo. Como se ha puesto de manifiesto en diversos trabajos (Calero, 1996; Mora, 1996, Rahona, 2004) parece ser que, en los últimos años, las mujeres se han convertido en el colectivo mayoritario en las aulas universitarias. Por lo tanto, se pretende contrastar empíricamente la importancia del género en la realización de estudios superiores.

b) Características familiares

El segundo grupo de variables incluidas en el análisis comprende ciertas características familiares del individuo, como son el nivel de estudios y el status socioeconómico de los padres, así como el número de hermanos menores de 16 años residentes en el hogar familiar.

Con respecto a la influencia del nivel de estudios de los padres en el logro educativo de los individuos, diversos trabajos han puesto de manifiesto la estrecha relación que existe entre ambas variables. En concreto, se considera que la educación de los padres puede influir en la demanda de educación de los hijos a través de cuatro posibles factores. En primer lugar, el stock de capital humano de los progenitores puede ser una aproximación del grado de habilidad innata de los hijos (Leibowitz, 1974), ya que puede suponerse la existencia de una correlación positiva entre el nivel de habilidad y el nivel educativo alcanzado. En segundo lugar, se cree que el nivel educativo de los padres es un buen indicador de la renta familiar, variable que también puede contribuir a explicar el nivel de estudios alcanzado por los hijos (Valiente, 2003). Por otra parte, en los modelos que incorporan aspectos de consumo de la educación, el nivel de estudios de los padres puede afectar a las preferencias de los hijos en cuanto a la adquisición de capital humano (Bowles

⁵ Por ejemplo, la fuente de datos empleada en este trabajo no contiene información sobre el nivel de ingresos de las familias, lo que impide el poder contrastar la influencia de esta variable en la decisión de los individuos de finalizar la educación universitaria con anterioridad a la salida del sistema educativo.

y Nelson, 1974). Finalmente, la importancia del capital humano familiar en la demanda educativa puede interpretarse desde la perspectiva de las teorías radicales, que analizan la transmisión intergeneracional de la desigualdad y el papel que juega la educación en este proceso (Bowles, 1973; Bowles y Gintis, 1975). Por consiguiente, a partir de los planteamientos anteriores, en nuestro modelo se espera que cuanto mayor sea el nivel educativo de los padres, mayor sea la probabilidad de que el individuo haya alcanzado el nivel de estudios universitarios.

Por otra parte, y dado que la base de datos utilizada en este trabajo no recoge información acerca de la renta de los individuos, el nivel socioeconómico de los padres puede servir como indicador de la cuantía y del grado de estabilidad de los ingresos familiares. En el caso de que el padre experimente situaciones de desempleo, las inversiones en educación de los hijos podrían reducirse, al disminuir la capacidad financiera del hogar y al tener que enfrentarse a la incertidumbre que supone el desconocimiento de la duración del período de búsqueda de un nuevo empleo. Sin embargo, si el progenitor tiene un alto status socioeconómico, esto puede favorecer la realización de estudios universitarios, ya que la familia contará con un mayor nivel de recursos económicos, así como una mejor información acerca de los beneficios privados que reporta la educación superior (Bowles y Nelson, 1974).

En cuanto a la situación laboral de la madre, ésta puede ejercer su efecto en la demanda de educación a través de dos mecanismos principales, que actúan en sentido opuesto. Por un lado, su incorporación al mercado de trabajo conlleva un aumento de la renta familiar, lo que puede redundar en una mayor demanda de educación de los hijos. Por otro, el desarrollo de una actividad laboral por parte de la madre reduce su tiempo de permanencia en el hogar, siendo posible que este hecho repercuta negativamente en la atención dedicada a los hijos y, por tanto, en el nivel educativo alcanzado por los mismos (O' Brien y Jones, 1999).

Asimismo, entre las variables familiares incluidas en el análisis se recoge el número de hermanos menores de 16 años que residen en el hogar. De acuerdo con el modelo

desarrollado por Becker (1960), Becker y Lewis (1973) y Hanushek (1992), existe una relación inversa entre el número de hermanos y el logro educativo alcanzado por cada uno de ellos, dado que los padres no sólo pueden dedicarles menores recursos económicos sino también menos tiempo. Además, en el análisis realizado, el número de hermanos menores de 16 años sirve para conocer la composición del hogar y la carga económica que suponen, ya que no representan una fuente de ingresos para el hogar, mientras que contribuyen al incremento del gasto familiar⁶. En este contexto, el hecho de tener hermanos menores de 16 años puede desincentivar la decisión de cursar estudios universitarios.

c) Factores de entorno

El tercer conjunto de variables explicativas lo comprenden los denominados factores de entorno. Entre ellos, cabe destacar el año en el que el individuo sale del sistema educativo y la Comunidad Autónoma en la que el individuo reside. Con respecto a esta última variable, debe señalarse que existen Comunidades Autónomas que cuentan con una mayor tradición de que su población curse estudios universitarios. Por lo tanto, no sería de extrañar la existencia de diferencias regionales en la realización de este tipo de estudios. Además, dado que la demanda y la oferta de educación universitaria han ido aumentando a lo largo del tiempo, podría esperarse que la probabilidad de finalizar los estudios universitarios antes de abandonar el sistema educativo sea menor en los primeros años de nuestro período de estudio.

4. Modelo econométrico

4.1. Características y especificación del modelo logit

Para analizar los factores que resultan relevantes en la decisión de realizar estudios universitarios en este trabajo, se recurre al planteamiento de un modelo *logit*, que pertenece al grupo de modelos de elección discreta o cualitativa. Este tipo de modelos da lugar al desarrollo de análisis empíricos para situaciones en los que la variable dependiente no es una variable continua, sino que se trata de una variable dicotómica, es decir, que presenta dos valores mutuamente excluyentes que, por convención, son 0 y 1.

⁶ En España, la educación obligatoria se prolonga hasta los 16 años y la ley prohíbe trabajar a los menores de esa edad.

El objetivo del modelo *logit* reside en explicar el comportamiento de una variable la variable explicada (Y) en función de un grupo de variables independientes (el vector X). Desde el punto de vista analítico, el modelo *logit* queda definido por la siguiente expresión:

$$\left[\text{Ln} \left(\frac{P_i}{1 - P_i} \right) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_p x_p \right] \quad (1)$$

donde P_i refleja la probabilidad de que ocurra el evento ($Y=1$) a partir de un conjunto de variables independientes $[x_1, \dots, x_K]$. Los estimadores obtenidos con la utilización de este modelo $[\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_K]$ son consistentes, es decir, insesgados y asintóticamente eficientes.

Sin embargo, debe tenerse en cuenta que la interpretación de los parámetros obtenidos en la estimación no es directa, ya que los coeficientes estimados no indican el incremento en la probabilidad dado el aumento en una unidad en la variable independiente (Cabrer, 2000). Para ello, resulta de utilidad el cálculo del efecto marginal, es decir, la variación en la probabilidad al considerar un cambio en la variable tomada como referencia en cada caso, manteniendo el resto constantes (Green, 2003).

4.2. Bondad de ajuste del modelo

En este trabajo se hace uso de distintos indicadores para medir la bondad de ajuste del modelo, de forma que ésta pueda analizarse desde diferentes perspectivas. En primer lugar, se emplea el *test de la razón de verosimilitud* o *contraste de la ratio de verosimilitud*. El contraste de la ratio de verosimilitud queda definido como:

$$2[\text{Log}L(\beta) - \text{Log}(\beta_0)] \quad (2)$$

donde β corresponde al modelo formulado y β_o al modelo restringido, en el que únicamente se considera el término constante. Así, se comparará el valor de la función de máxima verosimilitud en el máximo para ambos modelos, valor que se distribuye como una χ^2 con $k-1$ grados de libertad (siendo k el número total de variables independientes, incluida la constante). Si el valor obtenido es mayor que el recogido en las tablas, las variables introducidas en el modelo son conjuntamente explicativas (Martín *et al.*, 1997).

Otra posibilidad de medir la bondad del ajuste del modelo es calcular el *pseudo R² de Mc Fadden*, definido como:

$$R^2 \text{ de McFadden} = \left[1 - \frac{\text{Log}L(\beta)}{\text{Log}L(\beta_o)} \right] \quad (3)$$

donde β corresponde al modelo formulado y β_o al modelo restringido. Se trata de una medida similar al R^2 estimado en los modelos de regresión, aunque en el caso de modelos de variable dependiente cualitativa su interpretación no es tan directa (Maddala, 1996).

Finalmente, al proporcionar este modelo probabilidades estimadas y tener en la muestra de datos realizaciones de la variable dependiente, resulta posible comparar si la predicción de la probabilidad coincide con la realización muestral o, lo que es lo mismo, calcular un coeficiente de determinación en términos de la proporción de predicciones correctas. Así, se considera que la observación *i-ésima* pertenece al primero de los grupos ($Y=1$) si $\hat{y}_i \geq 0,5$. En caso contrario, se clasifica a la observación dentro del segundo grupo ($Y=0$)⁷. El número de aciertos (que estará formado por las observaciones que realmente toman valor 1 y son predichas como 1, más las observaciones que son realmente 0 y son predichas como 0) dividido por la muestra total, constituye esta medida de bondad del ajuste que se conoce como el porcentaje de respuestas correctas.

⁷ Cuando la distribución de los posibles valores que toma la variable está lejos de ser el 50%, puede alterarse el punto de corte en el cual se clasifica a los individuos como pertenecientes al valor 1 ó al valor 0.

5. Análisis de resultados

El cuadro 1 presenta los resultados que se derivan de la estimación de un modelo *logit* que pretende analizar los factores subyacentes a la decisión de finalizar los estudios universitarios como paso previo a la salida del sistema educativo. Tras eliminar aquellas observaciones para las que no se cuenta con información sobre alguna de las variables relevantes, se trabaja con una muestra de 10.213 individuos⁸. En nuestro caso, la variable dependiente adquiere dos posibles valores mutuamente excluyentes: 0, si el individuo abandona el sistema educativo antes de alcanzar el nivel universitario y 1, cuando el individuo completa sus estudios universitarios. Junto con los coeficientes estimados y su nivel de significación estadística, se incluyen los efectos marginales de las variables explicativas.

En relación con los indicadores de la bondad del ajuste del modelo, cabe señalar que el modelo resulta globalmente significativo. Teniendo en cuenta que la especificación planteada no incluye variables que aproximen la capacidad intelectual de los individuos⁹, la capacidad de predicción del modelo se considera alta y en consonancia con la obtenida en otras investigaciones desarrolladas para el ámbito español (Calero, 1996; Mora, 1997; González y Dávila, 1998). Así, tomando como punto de corte el valor 0,5, el porcentaje de aciertos cuando la variable dependiente toma valor 1 es del 33,44%, y alcanza el 94,69% cuando la variable explicada toma valor 0. Por otra parte, si se elige como punto de corte el valor 0,215 (que coincide con la proporción de jóvenes que han cursado estudios universitarios en nuestra muestra)¹⁰, entonces la capacidad explicativa del modelo aumenta para el caso en que el individuo haya ido a la Universidad, alcanzando el 73,85% de predicciones correctas.

⁸ En la tabla A.1. del Anexo se presenta el resumen de estadísticos descriptivos para la muestra objeto de estudio.

⁹ La incorporación de este tipo de variables mejoraría sensiblemente los resultados (Mora, 1997), Sin embargo, a diferencia de otros países como Estados Unidos o el Reino Unido, las fuentes estadísticas disponibles en España carecen de la información necesaria para poder aproximar el grado de habilidad innata de los individuos, por lo que no existen trabajos que, desde una perspectiva económica, contrasten la importancia de esta variable en la inversión educativa.

¹⁰ Otros trabajos (Calero, 1996; González y Dávila, 1998) también han considerado oportuno hacer coincidir el punto de corte con la proporción de individuos que han cursado estudios universitarios.

Asimismo, del análisis detenido de los resultados, atendiendo a cada grupo de características, pueden destacarse las siguientes conclusiones.

En primer lugar, en referencia a las características personales, las estimaciones ponen de manifiesto que existen diferencias en la realización de estudios universitarios según el género del individuo. De esta forma, las mujeres presentan una probabilidad de estudiar en la Universidad un 10% superior a la de los varones. Este resultado corrobora que, durante la década de los noventa, las mujeres se asentaron como el colectivo mayoritario dentro de las aulas universitarias.

Por otra parte, atendiendo a la influencia de las características familiares cabe destacar que, a pesar de la alta correlación existente entre los estudios de los progenitores (Moreno, 1992; Carabaña, 1994; Albert, 1998), tanto el nivel educativo del padre como el de la madre resultan determinantes a la hora de explicar la demanda de educación universitaria de los jóvenes. Así, si el padre tiene al menos un título de educación secundaria, entonces la probabilidad de que el hijo haya estudiado en la Universidad se ve incrementada con respecto a cuando el progenitor tiene estudios primarios. En el caso de las madres, el efecto es significativo cuando éstas han completado sus estudios superiores. En este sentido, las estimaciones obtenidas estarían apuntando a que el hecho de tener unos padres con bajos niveles educativos actúa como una barrera cultural en la realización de estudios universitarios.

En relación con la situación socioeconómica del padre, los resultados alcanzados muestran que los hijos de directivos o técnicos presentan una mayor probabilidad de cursar estudios universitarios que aquéllos cuyo padre es administrativo. Por otra parte, cuando el padre es operario cualificado, operario no cualificado o se encuentra en situación de desempleo la probabilidad de realizar estudios universitarios disminuye. En este sentido, los resultados son acordes con las conclusiones de otros estudios realizados tanto en el contexto internacional (Acemoglu y Pischke, 2001; Micklewright, 1989; Plug, 2002), como en nuestro país (Modrego, 1986; Mora, 1997; Peraita y Sánchez, 1998, Rahona, 2004).

Cuadro 1. Determinantes de la realización de estudios superiores universitarios en España

Variables	Coefficiente	Efecto marginal
Constante	-1,108 ***	
Datos personales		
Mujer ¹	0,768 ***	0,101
Estudios del padre		
Primera etapa de Estudios Secundarios ²	0,135	0,018
Bachillerato	0,645 ***	0,098
Estudios superiores	1,089 ***	0,183
Estudios de la madre		
Primera etapa de Estudios Secundarios ³	0,100	0,013
Bachillerato	0,112	0,015
Estudios Superiores	1,130 ***	0,197
Situación socioeconómica del padre		
Director o gerente ⁴	0,282 **	0,039
Técnico o científico	0,284 **	0,039
Trabajador cualificado	-0,387 ***	-0,047
Trabajador no cualificado	-0,819 ***	-0,080
Parado	-0,656 ***	-0,067
Inactivo	0,519 ***	0,071
Situación socioeconómica de la madre		
Directora o gerente ⁵	-0,013	-0,001
Técnica o científica	0,186	0,025
Administrativo o trabajadora de los servicios	-0,326 ***	-0,037
Trabajadora cualificada	-0,412 **	-0,045
Trabajadora no cualificada	-0,656 ***	-0,068
Parada	-0,612 ***	-0,064
Número de hermanos menores de 16 años		
1 hermano menor 16 años ⁶	-1,438 ***	0,135
Más de 2 hermanos menores 16 años	-1,924 ***	0,139
Comunidad Autónoma		
Aragón ⁷	0,436 ***	0,063
Asturias	0,451 ***	0,066
Baleares	-0,232	-0,027
Canarias	-0,002	-0,000
Cantabria	-0,099	-0,012
Castilla- León	0,189 *	0,025
Castilla La-Mancha	-0,032	-0,004
Cataluña	0,032	0,004
C. Valenciana	-0,138	-0,017
Extremadura	0,144	0,019
Galicia	-0,096	-0,011
Madrid	0,732 ***	0,115
Murcia	-0,058	-0,007
Navarra	0,294	0,041
País Vasco	0,354 ***	0,050
La Rioja	0,511 **	0,076
Año de salida del sistema educativo		
Año 91 ⁸	-0,929 ***	-0,089
Año 92	-0,636 ***	-0,067
Año 93	-0,566 ***	-0,061
Año 94	-0,248 **	-0,029
Año 96	0,300 ***	0,041
Año 97	0,614 ***	0,090
Año 98	0,746 ***	0,114
Año 99	0,752 ***	0,115

(continua)

Cuadro 1. Continuación

Bondad del ajuste	
Logaritmo Verosimilitud	-4134,66
Test razón de verosimilitud	2360,48
Test significatividad conjunta	0,0000
% predicciones correctas (Y=1; 0,5)	33,44
% predicciones correctas (Y=0; 0,5)	94,69
% predicciones correctas (0,5)	81,52
% predicciones correctas (Y=1; 0,215)	73,85
% predicciones correctas (Y=0; 0,215)	72,51
% predicciones correctas (0,215)	72,80
Pseudo R ² de Mac-Fadden	0,2221
Número de observaciones	10.213

Las variables ficticias de referencia son las siguientes: 1) Varón; 2) Padre con estudios obligatorios o inferiores; 3) Madre con estudios obligatorios o inferiores; 4) Padre administrativo o trabajador de los servicios; 5) Madre inactiva; 6) No tiene hermanos menores de 16 años; 7) Reside en Andalucía; 8) Sale del sistema educativo en 1995

Niveles de significación: * 10%; ** 5%; *** 1%

Con respecto a la situación socioeconómica y laboral de la madre, el análisis efectuado pone de manifiesto que cuando ésta es administrativa, trabajadora cualificada o no cualificada o pertenece al colectivo de desempleadas los hijos tienen una menor probabilidad de realizar estudios universitarios que en el caso de que la madre sea inactiva. En consecuencia, parece que la actividad laboral de la madre, especialmente cuando desempeña un puesto de trabajo de status profesional medio o bajo, repercute negativamente en la decisión de cursar estudios universitarios.

Como se ha señalado en otras investigaciones (García Espejo, 1998; Peraita y Sánchez, 1998; Valiente, 2003), una de las variables familiares que más afectan a la realización de estudios universitarios es el hecho de tener hermanos menores de 16 años. De esta forma, en el cuadro 1 puede comprobarse que si el individuo tiene un hermano menor de 16 años, la probabilidad de acudir a la Universidad se reduce en un 13,5%, y en un 14% si tiene más de dos hermanos menores de dicha edad. Por consiguiente, estos resultados parecen corroborar que el hecho de convivir con hermanos en edad de permanecer en el sistema educativo supone que la familia se enfrente a ciertas restricciones económicas, lo que dificulta que los individuos lleguen a alcanzar estudios universitarios.

En referencia a los factores de entorno, merece destacarse que aunque en el momento actual las oportunidades de acceso a la educación universitaria son muy similares

en las distintas Comunidades Autónomas, dada la creación de Universidades públicas a lo largo de todo el territorio nacional, los resultados de nuestro estudio evidencian la existencia de diferencias regionales en la probabilidad de que los individuos salgan del sistema educativo tras completar una titulación universitaria. Así, los individuos que residen en Madrid, La Rioja, Aragón, Asturias o el País Vasco son los que presentan una mayor probabilidad de cursar este tipo de estudios.

Finalmente, atendiendo a la influencia del año en el que el individuo abandona el sistema educativo, las estimaciones obtenidas en el modelo corroboran nuestra intuición inicial, de forma que la probabilidad de salir del sistema educativo habiendo completado los estudios universitarios aumenta conforme nos adentramos en la década de los noventa. De esta forma, parece que cada vez es más frecuente que los jóvenes decidan prolongar su educación hasta completar el nivel de educación universitaria, con lo que la tasa de escolarización en este nivel de estudios se ha visto notablemente incrementada en los últimos años.

Profundizando en el estudio de la relación entre el entorno socioeconómico y la decisión de cursar estudios universitarios, resulta de interés analizar si las características socioeconómicas de los individuos influyen a la hora de optar por la realización de una carrera de ciclo largo (licenciatura o ingeniería superior) frente a una de ciclo corto (diplomatura o ingeniería técnica), cuestión que ha sido escasamente contrastada en nuestro país¹¹. Para ello, se ha planteado un modelo *logit binomial* en el que la variable dependiente (Y) toma dos posibles valores: 1, en el caso en que el individuo haya completado una carrera superior antes de salir del sistema educativo y 0, cuando ha realizado una carrera de ciclo corto. El cuadro 2 recoge las estimaciones obtenidas a este respecto.

¹¹ En este sentido, pueden destacarse los trabajos de Mora (1990) y Cea y Mora (1992), realizados con datos procedentes de una encuesta efectuada por el Consejo de Universidades en 1985.

Cuadro 2. Factores determinantes de la realización de una titulación de ciclo largo en España

Variables	Coefficiente	Efecto marginal
Constante	0,025	
Datos personales		
Mujer ¹	-0,286 ***	-0,070
Estudios del padre		
Primera etapa de Estudios Secundarios ²	-0,201	-0,050
Bachillerato	0,317 **	0,076
Estudios superiores	0,517 ***	0,123
Estudios de la madre		
Primera etapa de Estudios Secundarios ³	0,186	0,045
Bachillerato	-0,047	-0,011
Estudios Superiores	0,709 ***	0,164
Situación socioeconómica del padre		
Director o gerente ⁴	0,376 *	0,090
Técnico o científico	0,153	0,037
Trabajador cualificado	-0,120	-0,030
Trabajador no cualificado	0,090	0,022
Parado	0,514	0,120
Inactivo	0,377 **	0,092
Situación socioeconómica de la madre		
Ocupada ⁵	-0,016	-0,004
Parada	-0,530 ***	-0,132
Número de hermanos menores de 16 años		
1 hermano menor 16 años ⁶	0,052	0,013
Más de 2 hermanos menores 16 años	-1,099 **	-0,264
Comunidad Autónoma		
Aragón ⁷	-0,741 ***	-0,183
Asturias	-0,093	-0,023
Baleares	0,166	0,040
Canarias	0,200	0,048
Cantabria	0,200	0,048
Castilla- León	0,225	0,054
Castilla La-Mancha	-0,216	-0,053
Cataluña	0,242	0,058
C. Valenciana	0,106	0,026
Extremadura	-0,464 *	-0,115
Galicia	0,181	0,044
Madrid	0,877 ***	0,197
Murcia	-0,306	-0,076
Navarra	-0,194	-0,048
País Vasco	0,119	0,029
La Rioja	0,563	0,130
Año de salida del sistema educativo		
91-95 ⁸	-0,294 ***	-0,072
Bondad del ajuste		
Logaritmo Verosimilitud		-1406,11
Test razón de verosimilitud		199,11
Test significatividad conjunta		0,0000
% predicciones correctas (Y=1; 0,5)		74,61
% predicciones correctas (Y=0; 0,5)		47,93
% predicciones correctas (0,5)		62,87
Pseudo R ² de Mac-Fadden		0,0661
Número de observaciones		2.195

Las variables ficticias de referencia son las siguientes: 1) Varón; 2) Padre con estudios obligatorios o inferiores; 3) Madre con estudios obligatorios o inferiores; 4) Padre administrativo o trabajador de los servicios; 5) Madre inactiva; 6) No tiene hermanos menores de 16 años; 7) Reside en Andalucía; 8) Sale del sistema educativo en la segunda mitad de los años 90. Niveles de significación: * 10%; ** 5%; *** 1%

En primer lugar, y en relación con el género del individuo, los resultados indican que las mujeres presentan una menor probabilidad de cursar titulaciones de ciclo largo que los varones, manteniendo el resto de variables constantes. En términos generales, las estadísticas universitarias de nuestro país han reflejado que las mujeres suelen ser la población mayoritaria en carreras de ciclo corto, especialmente Enfermería y las distintas especialidades de Magisterio.

Por otro lado, el nivel educativo de los padres también resulta una variable importante en la decisión de cursar una carrera universitaria superior. Si el padre tiene al menos estudios medios, la probabilidad de que el individuo complete una carrera de ciclo largo aumenta con respecto a cuando el padre tiene un nivel de estudios primarios o inferior. En el caso de la madre, el efecto es significativo cuando ésta ha alcanzado estudios superiores. Así, los resultados obtenidos parecen confirmar que los padres que tienen un cierto nivel educativo prefieren que sus hijos cursen carreras de ciclo largo.

Por otra parte, el hecho de tener dos o más hermanos menores de 16 años afecta negativamente a la probabilidad de realizar una titulación de ciclo largo. Este resultado puede deberse a que cuanto mayor sea el número de hermanos en edad escolar, mayores restricciones económicas enfrenta la familia, lo que puede derivar en que, en el caso de estudiar una carrera universitaria, el individuo se decante por una de ciclo corto, con el fin de poder incorporarse con más rapidez al mercado de trabajo.

En cuanto a las diferencias regionales en el tipo de demanda de estudios universitarios, los resultados muestran que los jóvenes residentes en Madrid presentan una mayor propensión a realizar titulaciones de ciclo largo con respecto a los andaluces, mientras que en Aragón se observa el efecto contrario. Este resultado puede estar ligado a la existencia de diferencias en la oferta educativa de dichas regiones.

Finalmente, de acuerdo con las estimaciones realizadas en este estudio, la tendencia a cursar estudios universitarios de ciclo largo parece intensificarse en la segunda mitad de la década de los noventa. De hecho, según datos del Consejo de Coordinación Universitaria

(2002), en el curso 1999-00 el 63,5% de los estudiantes universitarios en España estaban matriculados en estudios de ciclo largo.

6. Conclusiones

El objetivo principal de esta investigación ha sido analizar la posible influencia de las características personales, familiares y de entorno en el hecho de que los individuos completen estudios universitarios como paso previo a su salida del sistema educativo. La perspectiva desde la cual se estudia el logro de la igualdad de oportunidades en la educación universitaria en este trabajo resulta complementaria de otras investigaciones realizadas en España. Así, mientras que la mayoría de los estudios se centran en la igualdad de oportunidades en el acceso a la educación superior, en este trabajo el análisis se centra en detectar las características socioeconómicas que diferencian a los individuos que realizan una titulación universitaria de aquéllos que salen del sistema educativo con un nivel de estudios inferior. Asimismo, se ha contrastado si este tipo de factores resulta determinante no sólo en la realización de estudios universitarios, sino también en la decisión de cursar una carrera de ciclo corto frente a una de ciclo largo, cuestión que no ha recibido demasiada atención en las investigaciones desarrolladas en el ámbito nacional. Para tal fin, se han utilizado los datos procedentes del Módulo de Transición de la Educación al Mercado Laboral, que permite abordar este análisis con una información relativamente reciente, referida a la década de los noventa.

A tenor de los resultados obtenidos en el análisis econométrico pueden señalarse las siguientes conclusiones:

En primer lugar, el estudio empírico pone de manifiesto que el género del individuo resulta ser un factor determinante en la finalización de estudios universitarios. En concreto, de acuerdo con los resultados obtenidos, las mujeres presentan una mayor probabilidad que los varones de realizar este tipo de estudios. La apuesta decidida de las mujeres por participar en el mercado de trabajo puede haber incentivado la realización de estudios universitarios de este colectivo, con objeto de que sean capaces de competir en el mercado

laboral en las mejores condiciones posibles. Sin embargo, las estimaciones ponen de manifiesto que, cuando deciden cursar estudios universitarios, las mujeres se decantan por carreras de ciclo corto en una mayor proporción que los varones.

En segundo lugar, tanto el nivel educativo del padre, como el de la madre, se revelan como variables fundamentales a la hora de explicar las decisiones educativas de los individuos. Nuestros resultados reflejan la existencia de una relación positiva entre el nivel de estudios alcanzado por los progenitores y la probabilidad de realizar estudios universitarios. Asimismo, el nivel educativo de los padres también ejerce una influencia positiva y significativa en el hecho de que los hijos decidan estudiar una carrera de ciclo largo. En consecuencia, se constata la importancia del entorno cultural y de la tradición educativa familiar en la demanda de educación superior.

Asimismo, el status socioprofesional de los padres resulta ser otra de las variables explicativas en la realización de estudios universitarios como paso previo a la salida del sistema educativo. En este sentido, los hijos de padres obreros o desempleados presentan una probabilidad menor de cursar estudios universitarios que cuando el padre es administrativo. Del mismo modo, que la madre ocupe un puesto administrativo, trabaje como operaria o esté en desempleo disminuye la probabilidad de realizar estudios superiores con respecto a cuando es inactiva. Por consiguiente, parece ser que el nivel socioeconómico de los padres, que puede servir como indicador de la renta familiar, sigue siendo uno de los factores que condicionan la decisión de los individuos de ir a la Universidad y perseverar hasta la obtención del título universitario.

Por otra parte, el número de hermanos menores de 16 años que residen en el hogar familiar afecta negativamente a la probabilidad de ir a la Universidad. En este caso, puede suponerse que el hecho de tener a varios hermanos en edad escolar origina la existencia de ciertas restricciones económicas en el hogar, que pueden actuar como barrera a la realización de estudios superiores. Asimismo, los resultados parecen confirmar que, en el caso de que el individuo decida realizar una titulación universitaria, prefiere decantarse por

una de ciclo corto, que resulta menos costosa en términos de tiempo y que le permite incorporarse antes al mercado de trabajo.

Además, pese a la multiplicación de centros públicos universitarios a lo largo de la geografía española, el análisis efectuado pone de manifiesto la existencia de diferencias regionales en la realización de estudios universitarios por parte de los jóvenes. Así, las Comunidades Autónomas de Madrid, La Rioja, Aragón, Asturias y País Vasco destacan por ser las regiones en las que los jóvenes alcanzan en mayor proporción el nivel de estudios universitario antes de salir del sistema educativo. Por otra parte, las estimaciones muestran que los jóvenes madrileños presentan una mayor propensión a realizar estudios de ciclo largo que los andaluces, mientras que en Aragón se observa el efecto contrario. Finalmente, los resultados obtenidos ponen de manifiesto que, a medida que nos adentramos en la década de los noventa, la probabilidad de que los jóvenes cursen estudios universitarios antes de salir del sistema educativo va en aumento, especialmente en las carreras de ciclo largo.

En definitiva, y sin menospreciar el efecto de otros factores considerados en el análisis, nuestro estudio ha puesto de manifiesto la importancia que el entorno socioeconómico del individuo ejerce en la realización de estudios universitarios. Este es un resultado importante porque demuestra que los recursos económicos y culturales del hogar siguen condicionando las decisiones educativas de los jóvenes. En este contexto, aunque el sistema universitario español ha experimentado una considerable expansión en las últimas décadas, que probablemente haya permitido que personas procedentes de los estratos socioeconómicos menos aventajados accedan a la Universidad, a la vista de los resultados alcanzados en este trabajo no puede afirmarse que la igualdad de oportunidades en la educación universitaria esté plenamente conseguida.

En este sentido, y con el fin de atenuar la escasez de recursos económicos a la que tienen que hacer frente los jóvenes que proceden de familias con menor nivel de renta, se considera conveniente incrementar, tanto el número como la cuantía de las becas destinadas a la enseñanza universitaria, intentando reducir, en la medida de lo posible, el fraude en la

concesión de las mismas. De hecho, en las comparaciones internacionales realizadas por la OCDE (2004), España aparece como uno de los país que menos recursos públicos destina a becas, préstamos y ayudas financieras de los hogares, los cuales suponen sólo el 0,08% del PIB, frente al 0,25% de media en la Unión Europea.

No obstante, se debe puntualizar que las becas pueden disminuir la carga económica que supone el hecho de que un hijo estudie en la Universidad, pero que este tipo de ayudas financieras no consiguen eliminar el efecto de las barreras culturales. En una situación como la actual, donde los costes directos de la educación universitaria no son muy elevados (debido a la subvención generalizada en las tasas académicas), la actitud de la familia hacia el estudio, la información acerca de los beneficios privados que proporciona la enseñanza universitaria y el hecho de estar inmerso en un ambiente cultural adecuado son algunos de los factores que resultan clave en el logro educativo de los jóvenes. Por consiguiente, deberían ponerse en marcha una serie de medidas financieras y culturales que actúen sobre los jóvenes pertenecientes a los estratos socioeconómicos más bajos, de forma que se compensen las deficiencias culturales de la familia de origen. Estas medidas deberían comenzar a aplicarse desde el comienzo de la educación secundaria, pues es precisamente en este nivel educativo donde comienzan a fraguarse las diferencias en el logro educativo de los jóvenes. A este respecto, puede tomarse como modelo el programa “Excellence Challenge”, llevado a cabo en el Reino Unido y en el que, con objeto de reducir las barreras culturales y de información características de ciertos estratos sociales, se combinan las medidas financieras con las de marketing social, a través de jornadas de puertas abiertas en las Universidades, tutorías, cursos de verano y ofertas de admisión condicionadas a alumnos de educación secundaria procedentes de niveles socioeconómicos desfavorecidos.

BIBLIOGRAFÍA

- ACEMOGLU, D. Y PISCHKE, J.S. (2001): “Changes in the Wages Structure, Family Income and Children’s Education”, *European Economic Review*, vol. 45, pp. 890-904.
- ALBERT, C. (2000): “Higher Education Demand in Spain: the Influence of Labour Market Signals and Family Background”. *Higher Education*, vol. 40, num. 2, pp. 147-162.
- ALBERT, C. (1998): “La evolución de la demanda de Enseñanza Superior en España”. *Hacienda Pública Española. Monografías. Educación y Economía*. Ministerio de Economía y Hacienda. Instituto de Estudios Fiscales, pp. 119-137.
- BARR, N. (1993): *The Economics of the Welfare State*. Oxford University Press.
- BECKER, G. (1960): “An Economic Analysis of Fertility”. En *Demographic and Economic Change in Developed Countries*. Universities-National Bureau Conference Series, núm. 11, Princeton, Princeton University Press.
- BECKER, G. Y LEWIS, H.G. (1962): “On the Interaction between Quantity and Quality of Children”. *Journal of Political Economy*, vol. 81, núm.2, pp. S279-S288.
- BEHRMAN, J.; POLLAK, R.A.; Y TAUBMAN, P. (1989): “Family Resources, Family Size and Access to Financing for College Education”. *Journal of Political Economy*, vol. 97, núm. 2, 398-419.
- BOWLES, S. (1973): “Understanding Unequal Opportunity”. *American Economic Review*, vol. 57. pp. 321-345.
- BOWLES, S. y GINTIS, H. (1975): “The Problem with Human Capital Theory: a Marxian Critique”. *American Economic Review*, vol. 65, núm. 2, pp. 74-82.
- BOWLES, S. Y NELSON, V.I. (1974): “The Inheritance of IQ and the Intergenerational Reproduction of Economic Inequality”. *Review of Economics and Statistics*, vol. 56, núm.1, pp. 39-51.
- CABRER, B. (2000): *Predicción y Economía: modelos logit y probit*. Cuaderno de trabajo. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Universidad de Valencia.
- CALERO, J. (1996): *La financiación de la educación superior en España. Sus implicaciones en el terreno de la equidad*. Fundación BBV.
- CARABAÑA, J. (1994): “La constante homogamia educativa”. *Economía y Sociedad. Revista de Estudios Regionales de la Comunidad de Madrid*, vol. 11, pp. 43-66.
- CEA, F. Y MORA, J.G. (1992): “Análisis socioeconómico de la elección de estudios superiores”. *Estadística Española*, vol. 34, núm. 129, pp. 61-92.
- CORAK, M.; LIPPS, G. Y ZHAO, J. (2004): “Family Income and Participation in Post-Secondary Education” *IZA Discussion Paper*, núm.977.

- GARCÍA ESPEJO, M.I. (1998): *Recursos formativos e inserción laboral de los jóvenes*. CIS, monografías, nº 158, Siglo XXI.
- GONZÁLEZ, B. y DÁVILA, D. (1998): “Economic and Cultural Impediments to University Education in Spain”. *Economics of Education Review*, vol. 17, núm.1, pp.93-103.
- GOODING, R. Y LE GRAND, J. (1987): *Not only the Poor: the Middle Classes and the Welfare State*. London: Allen and Unwin.
- GREEN, W.H. (2003): *Econometric Analysis*. McGraw-Hill
- HANUSHEK, E.A. (1992): “The Trade-off between Child Quantity and Quality”. *Journal of Political Economy*, vol. 100, núm.1, pp. 84-117.
- HEATH, A. (2000): “The Political Arithmetic Tradition in the Sociology of Education”. *Oxford Review of Education*, vol. 26, núm. 3-4, pp. 313-331.
- KODDE, D.A. Y RITZEN, J.M. (1988): “Direct and Indirect Effects of Parental Education Level on the Demand for Higher Education”, *Journal of Human Resources*, vol. 23, num.3, pp. 356-371.
- LEIBOWITZ, A. (1974): “Home Investment in Children”. *Journal of Political Economy*, vol. 82, núm. 2, pp. 111-131.
- MADDALA, G.S. (1996): *Introducción a la Microeconometría*. Prentice Hall
- MARCENARO, O. y NAVARRO, M.L. (2001): “Un análisis microeconómico de la demanda de educación superior en España”. *Estudios de Economía Aplicada*, núm. 19, pp. 69-86.
- MARTÍN, G.; LABEAGA, J.M. Y MOCHÓN, F. (1997): *Introducción a la Microeconometría*. Prentice Hall. Madrid.
- MICKLEWRIGHT, J. (1989): “Choice at sixteen”, *Economica*, vol. 56, pp. 25-39.
- MODREGO, A.M. (1986): “Resultados de la estimación de un modelo de demanda de educación superior para la provincia de Vizcaya”. En *Demanda de educación superior y rendimiento académico en la Universidad*. Compilación de Margarita Latiesa. Centro de Investigación, Documentación y Evaluación (C.I.D.E.). Secretaria General del Consejo de Universidades.
- MORA, J.G. (1997): “Equity in Spanish Higher Education”. *Higher Education*, vol. 33, pp. 233-249.
- MORA, J.G. (1996): “Influencia del origen familiar en el acceso a la educación, en la obtención de empleo y en los salarios”. En *Economía de la Educación*. Temas de estudio e investigación. Servicio Central de publicaciones del gobierno Vasco.
- MORA, J.G. (1990): *La demanda de educación superior*. Consejo de Universidades. Secretaría General.

- MORENO, G. (1992): *La nueva economía de la familia: un análisis del caso español*. Tesis doctoral. Universidad Autónoma de Madrid.
- O'BRIAN, M. Y JONES, D. (1999): "Children, Parental Employment and Educational Attainment: an English Case Study". *Cambridge Journal of Economics*, vol. 23, núm.5, pp. 569-621.
- OCDE (2003): *Education at a Glance*. OCDE, París.
- OCDE (2004): *Education at a Glance*. OCDE, París
- PERAITA, C. Y SÁNCHEZ, M. (1998): "The Effects of Family Background on Children's Level of Schooling Attainment in Spain", *Applied Economics*, vol. 30, num. 10, pp. 1327-1334.
- PLUG, E. (2002): "How do Parents Raise the Educational Attainment of Future Generations?". *IZA Discussion Paper 652*.
- RAHONA, M. (2004): *Los efectos de la educación universitaria en la inserción laboral de los jóvenes. Análisis del caso español en la década de los noventa*. Tesis doctoral. Universidad Autónoma de Madrid.
- RAFTERY, A. E. Y HOUT, M. (1993): "Maximally Maintained Inequality: Expansion, Reform and Opportunity in Irish Education, 1921-1975". *Sociology of Education*, núm. 66, pp. 41-62.
- SÁNCHEZ CAMPILLO, J. (1999): "Equidad e igualdad de oportunidades en la financiación de la enseñanza superior en España". En JAVIER VENTURA BLANCO (coord.): *Perspectivas económicas de la educación*. Edicions Universitat de Barcelona.
- VALIENTE, A. (2003): *La demanda de educación universitaria y el rendimiento privado de la educación en España*. Universidad de Valladolid.

ANEXO I

Tabla A.1. Descriptivos de las variables utilizadas

Variable	Media	Desviación típica
Completan estudios universitarios	0,215	0,410
Completan estudios universitarios superiores	0,563	0,325
Varón	0,562	0,496
Español	0,991	0,092
Padre con estudios primarios	0,708	0,454
Padre con estudios secundarios	0,127	0,333
Padre con estudios de bachillerato	0,070	0,256
Padre con estudios superiores	0,093	0,291
Madre con estudios primarios	0,761	0,426
Madre con estudios secundarios	0,135	0,342
Madre con estudios de bachillerato	0,058	0,233
Madre con estudios superiores	0,044	0,206
Padre parado	0,058	0,234
Padre inactivo	0,255	0,435
Padre director o gerente	0,069	0,254
Padre técnico o científico	0,071	0,258
Padre administrativo	0,079	0,270
Padre trabajador cualificado	0,359	0,479
Padre trabajador no cualificado	0,073	0,261
Madre parada	0,059	0,236
Madre inactiva	0,669	0,470
Madre ocupada	0,271	0,444
Madre director o gerente	0,031	0,175
Madre técnico o científico	0,028	0,165
Madre administrativa	0,074	0,261
Madre trabajadora cualificada	0,036	0,187
Madre trabajadora no cualificada	0,093	0,291
No tiene hermanos menores de 16 años	0,744	0,435
1 hermano menor de 16 años	0,194	0,395
2 o más hermanos menores 16 años	0,060	0,239
Año 91	0,078	0,268
Año 92	0,098	0,298
Año 93	0,107	0,309
Año 94	0,120	0,326
Año 95	0,124	0,330
Año 96	0,121	0,327
Año 97	0,124	0,329
Año 98	0,113	0,317
Año 99	0,109	0,312
Andalucía	0,212	0,409
Aragón	0,036	0,187
Asturias	0,026	0,160
Baleares	0,022	0,148
Canarias	0,053	0,224
Cantabria	0,024	0,155
Castilla León	0,083	0,276
Castilla La Mancha	0,073	0,260
Cataluña	0,098	0,297
C. Valenciana	0,083	0,276
Extremadura	0,044	0,206
Galicia	0,063	0,243
Madrid	0,057	0,232
Murcia	0,034	0,184
Navarra	0,018	0,136
País Vasco	0,052	0,222
La Rioja	0,014	0,119

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del Módulo de Transición de la Educación al Mercado Laboral.

FUNDACIÓN DE LAS CAJAS DE AHORROS

DOCUMENTOS DE TRABAJO

Últimos números publicados

- 159/2000 Participación privada en la construcción y explotación de carreteras de peaje
Ginés de Rus, Manuel Romero y Lourdes Trujillo
- 160/2000 Errores y posibles soluciones en la aplicación del *Value at Risk*
Mariano González Sánchez
- 161/2000 Tax neutrality on saving assets. The spanish case before and after the tax reform
Cristina Ruza y de Paz-Curbera
- 162/2000 Private rates of return to human capital in Spain: new evidence
F. Barceinas, J. Oliver-Alonso, J.L. Raymond y J.L. Roig-Sabaté
- 163/2000 El control interno del riesgo. Una propuesta de sistema de límites
riesgo neutral
Mariano González Sánchez
- 164/2001 La evolución de las políticas de gasto de las Administraciones Públicas en los años 90
Alfonso Utrilla de la Hoz y Carmen Pérez Esparrells
- 165/2001 Bank cost efficiency and output specification
Emili Tortosa-Ausina
- 166/2001 Recent trends in Spanish income distribution: A robust picture of falling income inequality
Josep Oliver-Alonso, Xavier Ramos y José Luis Raymond-Bara
- 167/2001 Efectos redistributivos y sobre el bienestar social del tratamiento de las cargas familiares en
el nuevo IRPF
Nuria Badenes Plá, Julio López Laborda, Jorge Onrubia Fernández
- 168/2001 The Effects of Bank Debt on Financial Structure of Small and Medium Firms in some Euro-
pean Countries
Mónica Melle-Hernández
- 169/2001 La política de cohesión de la UE ampliada: la perspectiva de España
Ismael Sanz Labrador
- 170/2002 Riesgo de liquidez de Mercado
Mariano González Sánchez
- 171/2002 Los costes de administración para el afiliado en los sistemas de pensiones basados en cuentas
de capitalización individual: medida y comparación internacional.
José Enrique Devesa Carpio, Rosa Rodríguez Barrera, Carlos Vidal Meliá
- 172/2002 La encuesta continua de presupuestos familiares (1985-1996): descripción, representatividad
y propuestas de metodología para la explotación de la información de los ingresos y el gasto.
Llorenç Pou, Joaquín Alegre
- 173/2002 Modelos paramétricos y no paramétricos en problemas de concesión de tarjetas de credito.
Rosa Puertas, María Bonilla, Ignacio Olmeda

- 174/2002 Mercado único, comercio intra-industrial y costes de ajuste en las manufacturas españolas.
José Vicente Blanes Cristóbal
- 175/2003 La Administración tributaria en España. Un análisis de la gestión a través de los ingresos y de los gastos.
Juan de Dios Jiménez Aguilera, Pedro Enrique Barrilao González
- 176/2003 The Falling Share of Cash Payments in Spain.
Santiago Carbó Valverde, Rafael López del Paso, David B. Humphrey
Publicado en "Moneda y Crédito" nº 217, pags. 167-189.
- 177/2003 Effects of ATMs and Electronic Payments on Banking Costs: The Spanish Case.
Santiago Carbó Valverde, Rafael López del Paso, David B. Humphrey
- 178/2003 Factors explaining the interest margin in the banking sectors of the European Union.
Joaquín Maudos y Juan Fernández Guevara
- 179/2003 Los planes de stock options para directivos y consejeros y su valoración por el mercado de valores en España.
Mónica Melle Hernández
- 180/2003 Ownership and Performance in Europe and US Banking – A comparison of Commercial, Co-operative & Savings Banks.
Yener Altunbas, Santiago Carbó y Phil Molyneux
- 181/2003 The Euro effect on the integration of the European stock markets.
Mónica Melle Hernández
- 182/2004 In search of complementarity in the innovation strategy: international R&D and external knowledge acquisition.
Bruno Cassiman, Reinhilde Veugelers
- 183/2004 Fijación de precios en el sector público: una aplicación para el servicio municipal de suministro de agua.
M^a Ángeles García Valiñas
- 184/2004 Estimación de la economía sumergida en España: un modelo estructural de variables latentes.
Ángel Alañón Pardo, Miguel Gómez de Antonio
- 185/2004 Causas políticas y consecuencias sociales de la corrupción.
Joan Oriol Prats Cabrera
- 186/2004 Loan bankers' decisions and sensitivity to the audit report using the belief revision model.
Andrés Guiral Contreras and José A. Gonzalo Angulo
- 187/2004 El modelo de Black, Derman y Toy en la práctica. Aplicación al mercado español.
Marta Tolentino García-Abadillo y Antonio Díaz Pérez
- 188/2004 Does market competition make banks perform well?.
Mónica Melle
- 189/2004 Efficiency differences among banks: external, technical, internal, and managerial
Santiago Carbó Valverde, David B. Humphrey y Rafael López del Paso

- 190/2004 Una aproximación al análisis de los costes de la esquizofrenia en España: los modelos jerárquicos bayesianos
F. J. Vázquez-Polo, M. A. Negrín, J. M. Cavasés, E. Sánchez y grupo RIRAG
- 191/2004 Environmental proactivity and business performance: an empirical analysis
Javier González-Benito y Óscar González-Benito
- 192/2004 Economic risk to beneficiaries in notional defined contribution accounts (NDCs)
Carlos Vidal-Meliá, Inmaculada Domínguez-Fabian y José Enrique Devesa-Carpio
- 193/2004 Sources of efficiency gains in port reform: non parametric malmquist decomposition tfp index for Mexico
Antonio Estache, Beatriz Tovar de la Fé y Lourdes Trujillo
- 194/2004 Persistencia de resultados en los fondos de inversión españoles
Alfredo Ciriaco Fernández y Rafael Santamaría Aquilué
- 195/2005 El modelo de revisión de creencias como aproximación psicológica a la formación del juicio del auditor sobre la gestión continuada
Andrés Guiral Contreras y Francisco Esteso Sánchez
- 196/2005 La nueva financiación sanitaria en España: descentralización y prospectiva
David Cantarero Prieto
- 197/2005 A cointegration analysis of the Long-Run supply response of Spanish agriculture to the common agricultural policy
José A. Mendez, Ricardo Mora y Carlos San Juan
- 198/2005 ¿Refleja la estructura temporal de los tipos de interés del mercado español preferencia por la liquidez?
Magdalena Massot Perelló y Juan M. Nave
- 199/2005 Análisis de impacto de los Fondos Estructurales Europeos recibidos por una economía regional: Un enfoque a través de Matrices de Contabilidad Social
M. Carmen Lima y M. Alejandro Cardenete
- 200/2005 Does the development of non-cash payments affect monetary policy transmission?
Santiago Carbó Valverde y Rafael López del Paso
- 201/2005 Firm and time varying technical and allocative efficiency: an application for port cargo handling firms
Ana Rodríguez-Álvarez, Beatriz Tovar de la Fe y Lourdes Trujillo
- 202/2005 Contractual complexity in strategic alliances
Jeffrey J. Reuer y Africa Ariño
- 203/2005 Factores determinantes de la evolución del empleo en las empresas adquiridas por opa
Nuria Alcalde Fradejas y Inés Pérez-Soba Aguilar
- 204/2005 Nonlinear Forecasting in Economics: a comparison between Comprehension Approach versus Learning Approach. An Application to Spanish Time Series
Elena Olmedo, Juan M. Valderas, Ricardo Gimeno and Lorenzo Escot

- 205/2005 Precio de la tierra con presión urbana: un modelo para España
Esther Decimavilla, Carlos San Juan y Stefan Sperlich
- 206/2005 Interregional migration in Spain: a semiparametric analysis
Adolfo Maza y José Villaverde
- 207/2005 Productivity growth in European banking
Carmen Murillo-Melchor, José Manuel Pastor y Emili Tortosa-Ausina
- 208/2005 Explaining Bank Cost Efficiency in Europe: Environmental and Productivity Influences.
Santiago Carbó Valverde, David B. Humphrey y Rafael López del Paso
- 209/2005 La elasticidad de sustitución intertemporal con preferencias no separables intratemporalmente: los casos de Alemania, España y Francia.
Elena Márquez de la Cruz, Ana R. Martínez Cañete y Inés Pérez-Soba Aguilar
- 210/2005 Contribución de los efectos tamaño, book-to-market y momentum a la valoración de activos: el caso español.
Begoña Font-Belaire y Alfredo Juan Grau-Grau
- 211/2005 Permanent income, convergence and inequality among countries
José M. Pastor and Lorenzo Serrano
- 212/2005 The Latin Model of Welfare: Do 'Insertion Contracts' Reduce Long-Term Dependence?
Luis Ayala and Magdalena Rodríguez
- 213/2005 The effect of geographic expansion on the productivity of Spanish savings banks
Manuel Illueca, José M. Pastor and Emili Tortosa-Ausina
- 214/2005 Dynamic network interconnection under consumer switching costs
Ángel Luis López Rodríguez
- 215/2005 La influencia del entorno socioeconómico en la realización de estudios universitarios: una aproximación al caso español en la década de los noventa
Marta Rahona López