

DETERMINANTES DE LA DEMANDA DE EDUCACION EN ESPAÑA

Pilar Beneito*, Javier Ferri*, M. Luisa Moltó* y Ezequiel Uriel**

WP-EC 95-12

* Universidad de Valencia.

** Universidad de Valencia e I.V.I.E.

**Editor: Instituto Valenciano de
Investigaciones Económicas, S.A.**
Primera Edición Octubre 1995.
ISBN: 84-482-1137-5
Depósito Legal: V-4093-1995
Impreso por Copisteria Sanchis, S.L.,
Quart, 121-bajo, 46008-Valencia.

DETERMINANTES DE LA DEMANDA DE EDUCACION EN ESPAÑA

Pilar Beneito, Javier Ferri, M. Luisa Moltó y Ezequiel Uriel

RESUMEN

El objetivo de este trabajo es estimar una ecuación de demanda de educación de los hogares, tanto de educación secundaria como universitaria. Para ello se utiliza una estimación del coste de oportunidad. Modelos de variable dependiente limitada se aplican a los datos procedentes de la Encuesta de Presupuestos Familiares 1990-1991.

Los resultados muestran que el estatus socioeconómico de la familia tiene un impacto comparativamente mayor en el gasto de los hogares en la educación secundaria que en la educación universitaria de sus miembros.

Palabras Clave: Demanda privada de educación, Modelo de variable dependiente limitada, Coste de oportunidad de la educación.

ABSTRACT

The objective of this paper is to estimate the private demand equation of spanish households, for both secondary and higher education, taking into account the estimated opportunity cost for the household with data from the Household Expenditure Survey. Limited dependent variable models are applied in order to estimate the demand for education. The results show that the socioeconomic status of the family has a comparatively greater impact on expenditure on secondary education than on higher education.

Key Words: Primate demand of education, Limited dependent variable model, Opportunity cost of education.

1. INTRODUCCION

El estudio de la educación, desde el punto de vista económico, tiene interés por diversos motivos entre los que se puede destacar el efecto de la educación en la reducción de las desigualdades de la renta¹, o las relaciones entre educación y mercado de trabajo. Sobre este último tema han sido muchos los enfoques adoptados, desde los estudios sobre la tasa de rentabilidad de la educación (véase Psacharopoulos, 1989; Psacharopoulos y Woodhall, 1989, Kugler y Psacharopoulos, 1989 ó Al-Qudsi, 1989), hasta aquellos que estudian los desajustes entre el nivel educativo de los empleados y el requerido por una ocupación específica, esto es, el fenómeno de la sobreeducación (véase Verdugo y Verdugo, 1989 ó Alba Ramírez 1993). El análisis de la demanda de educación en España, se plantea en el presente trabajo como dependiente del coste de oportunidad o valor del tiempo dedicado al estudio. Dicho coste estará relacionado con las condiciones del mercado de trabajo y dependerá del ingreso medio esperado por un individuo que decidiera acceder al mercado de trabajo y no estudiar.

A partir de la explotación de la información que proporciona la Encuesta de Presupuestos Familiares 1990/91, se realiza el análisis de cuáles son los determinantes del gasto realizado por los hogares españoles en los niveles educativos no obligatorios (enseñanza secundaria y universitaria)². De acuerdo con nuestro planteamiento, la decisión sobre el gasto realizado en formación es realizada por el cabeza de familia en favor de los miembros del hogar. Si bien el gasto en educación efectuado por la familia constituye un gasto de consumo ordinario, también es cierto que dicho gasto ha de ser asimismo considerado como una opción de inversión personal.

Es obvio que una de las influencias más poderosas sobre la demanda privada de educación secundaria y universitaria, es el nivel de ingreso familiar y el coste en que una familia incurre al tomar la decisión de invertir en educación. La valoración económica de dicho coste requiere apartarse de criterios estrictamente financieros y trabajar con el concepto de *coste de oportunidad* o *precio sombra* de la educación, es decir, considerar cuáles son los ingresos que deja de percibir un individuo (y su familia) cuando decide dedicar su tiempo al estudio. Estos ingresos sacrificados suelen determinarse a partir de los ingresos promedios

¹ Para una revisión selectiva de los nexos entre nivel de escolarización y desigualdades en la renta véase Ram, 1989.

² Un análisis para el Reino Unido, centrado en los determinantes de las proporciones de transición de estudiantes de un nivel educativo al siguiente, puede encontrarse en Pissarides, 1982. Un marco teórico para analizar las decisiones de elección en los estudios puede encontrarse en Lankford y Wyckoff, 1992.

de los graduados del nivel educativo inmediatamente inferior. Sin embargo tal medición podría estar sobreestimando el verdadero coste de oportunidad si no se considera cuál es la probabilidad que tiene el individuo en cuestión de estar o no empleado. El cálculo de tales ingresos promedio así como de las probabilidades mencionadas se perfila como un objetivo básico del trabajo que se presenta.

En los estudios de la demanda privada de educación, es generalmente aceptada la importancia de factores de tipo socio-económico en la determinación de los gastos en formación. En efecto, aspectos como la educación de los padres, la localización geográfica del lugar de residencia, el tamaño y composición familiar, el tipo de ocupación del sustentador principal o incluso la propia consideración que hace la familia de su propio estatus social, son factores que ayudan a explicar los diferentes valores que en cada familia se otorgan a la educación. De hecho, el objetivo último del estudio es la determinación del perfil socioeconómico de lo que pueden denominarse familias "educógenas" (*Anderson, 1983*), es decir, familias marcadas por un elevado gusto por la educación de sus miembros. La inclusión de este tipo de variables, que hemos denominado de "entorno", nos ha servido asimismo para aproximar la "capacidad" individual del estudiante (capacidad de transformar gastos en formación), que se debe a factores *no innatos*.

El cumplimiento de los objetivos citados se aborda en el trabajo según la estructura siguiente: en el segundo apartado se presenta la sustentación teórica del problema así como el modelo econométrico a estimar. La estimación se realizará mediante la especificación de un modelo tobit debido a la existencia de un elevado número de gastos cero; el apartado tercero se dedica a los datos y definición de las variables incluídas, justificándose la selección de la muestra utilizada; en el apartado cuarto de resultados se estima el coste de oportunidad o precio sombra de la educación, previa estimación, mediante un logit multinomial, de las probabilidades de estar o no en situación de empleo. Las estimaciones anteriores, junto con la variable ingreso y las variables de entorno, servirán para la estimación final del gasto en educación privado. Por último, en el quinto apartado, se resumen las principales conclusiones obtenidas.

2. METODOLOGIA

2.1 Modelo económico.

Para estudiar los determinantes de los gastos en educación por niveles educativos partiremos de la función de demanda familiar de educación derivada de una función de utilidad familiar (Nicaise, 1992).

Si se define la "unidad familiar" como el *individuo o conjunto de individuos que consumen y/o comparten bienes y servicios con cargo a un presupuesto común*, puede suponerse que, en el seno de cada una de estas unidades familiares u hogares, existe un individuo, denominado "**decisor**", tal que las decisiones sobre cuánto y en qué gastar son tomadas básicamente por él. El decisor tiene una función de utilidad:

$$u(x_i, h_j, E_n) \quad [1]$$

donde:

x_i ($i = 1, \dots, I$) : bienes y servicios, excluida la educación, consumidos por la familia.

h_j ($j = 1, \dots, J$) : actividades educativas llevadas a cabo por J miembros de la familia en el periodo ($J \leq M$), siendo M el número de miembros del hogar.

E_n ($n = 1, \dots, N$): factores de "entorno" que pueden afectar a la utilidad que reporta el consumo al decisor. Entre tales factores cabe citar: el nivel educativo del decisor, la categoría profesional, situación laboral, región de residencia, clase social, sexo, etc.

Se observa que, en la función de utilidad del miembro decisor del hogar, entra como argumento tanto su propio consumo como el de todos los demás miembros del hogar. Es decir, se supone que los vínculos existentes entre el decisor y los demás miembros de la familia que justifican el hecho de que estos individuos pongan en común su presupuesto para realizar un consumo compartido, justifican asimismo que al individuo decisor le reporte bienestar el consumo realizado por todos y cada uno de los componentes de la unidad familiar. En este sentido, puede entenderse también la expresión [1] como una función de utilidad familiar.

En cuanto a la actividad educativa, resulta intuitiva la relación positiva existente entre la utilidad y el nivel de formación alcanzado por los miembros del hogar. Ahora bien, a diferencia del consumo inmediato de bienes, no pueden comprarse las titulaciones, sino que

se efectúan gastos en matrícula e inscripción en los distintos centros de enseñanza, gastos regulares por la enseñanza recibida, gastos en actividades educativas complementarias, en libros, material didáctico, y en todos aquellos bienes y servicios que el individuo precisa para llevar a cabo su proceso de aprendizaje. De acuerdo con Rodríguez Gutiérrez (1992) el estudiante se puede contemplar como un agente productivo que transforma dichos gastos en cualificaciones, a través de la función de producción educativa siguiente:

$$\hat{h}_j = h_j^k \quad 0 < k < 1$$

donde:

h_j = nivel de formación adicional incorporada por el individuo j en el periodo analizado (siendo j un miembro de la familia).

h_j = gasto en actividades educativas llevado a cabo por el individuo j en el periodo analizado.

k = parámetro que mide la capacidad del individuo para el estudio.

Dicha función de producción, puede considerarse una restricción del problema de optimización al que se enfrenta el decisor. Adicionalmente, se adopta el supuesto de *rendimientos decrecientes* porque es de esperar que a partir de un determinado umbral de gastos realizados para la adquisición de conocimientos, la capacidad de asimilación del individuo se vaya reduciendo y las ganancias marginales de capital humano obtenidas sean cada vez menores.

El elemento clave de la función de producción educativa, es el parámetro k . El parámetro k , transforma el gasto en educación en inversión en capital humano. A medida que k aumenta, crece el nivel de aprovechamiento para una mismo gasto en educación. Por ello, en el parámetro k se recogen todos aquellos factores que determinan la aptitud y actitud del individuo ante el estudio, tanto su capacidad innata como aquellas capacidades no innatas determinadas por el medio ambiente en que se desarrolla, los estímulos externos que recibe, etc. Dada la dificultad de medición de las capacidades innatas, éstas pueden aproximarse a través de los mismos factores que se incluyen en E , que son los factores medioambientales o de entorno.

Por consiguiente, el objetivo del decisor es maximizar la función de utilidad familiar sujeta, por una parte, a la restricción de que el gasto en los bienes y servicios consumidos, incluida la educación, no exceda el nivel de renta familiar y, por otro lado, a la restricción

que impone la función de producción educativa del individuo estudiante.

Formalmente, la demanda de educación se plantea en términos del siguiente problema de maximización:

$$\begin{aligned} & \max U(x_i, \hat{h}_j, E_n) \\ & \text{s.a. } \sum_i x_i p_i + \sum_{j=1}^J h_j = \sum_{j=1}^M w_j L_j + \sum_{j=1}^M Z_j \quad [2] \\ & \hat{h}_j = h_j^k \end{aligned}$$

siendo ΣZ_j el ingreso exógeno de la familia y $\Sigma w_j L_j$ una medida de lo que una familia percibe por actividades relacionadas con el mercado laboral³. Ahora bien, el periodo de actividad remunerada de una familia (L), depende de forma negativa del tiempo que la familia dedica a la formación educativa de sus miembros. Consideraremos que:

$$\sum_{j=1}^M L_j = \sum_{j=1}^M \bar{L}_j - \sum_{j=1}^J T_{jE}$$

donde L_j representa el total de horas potencialmente activas del individuo j y T_{jE} es el tiempo dedicado a la educación por cada uno de los miembros de la familia. Por otra parte, supondremos que:

$$T_{jE} = L_j \text{ si } T_{jE} > 0 \quad (j=1,2,\dots,J),$$

es decir, si el individuo decide invertir en educación (formal) deja de formar parte de la población activa, sus ingresos por este concepto ($w_j L_j$) se anulan, y su coste de oportunidad viene dado por:

$$w_j T_{jE} = w_j L_j$$

Este modelo supone tomar en consideración únicamente los estudiantes típicos (aquellos con dedicación completa hacia los estudios).

³ La remuneración relacionada con el mercado laboral (w), incluye tanto los ingresos percibidos por trabajo como los obtenidos en situación de desempleo. De momento, considérese a w como la suma de estos ingresos por hora.

El Lagrangiano del anterior problema de optimización condicionada, puede escribirse como:

$$\mathcal{L} = U(x_i, \hat{h}_j, E_n) + \lambda (\sum_j w_j (\bar{L}_j - T_{jE}(k_j))) + \sum_j Z_j - \sum_i p_i x_i - \sum_j h_j$$

y de las condiciones de primer orden, se deriva una función de demanda de educación como la que sigue:

$$\begin{aligned} x_i &= x_i(P, \sum_{j=1}^M w_j L_{jL} + \sum_{j=1}^M Z_j, \sum_{j=1}^J w_j T_{jE}, E) \\ h_j &= h_j(P, \sum_{j=1}^M w_j L_j + \sum_{j=1}^M Z_j, \sum_{j=1}^J w_j T_{jE}, E) \end{aligned} \quad [3]$$

donde $P=(p_1, \dots, p_n)$ es un vector de precios correspondiente a los bienes y servicios distintos de la educación, y w_j la remuneración por hora activa del individuo j .

La expresión [3] es un sistema de ecuaciones de demanda donde aparecen tanto ecuaciones de demanda en bienes y servicios, distintos de la educación y la ecuación de gasto en educación. Se observa que en la función de gasto en educación aparecen como argumento el vector de precios de los bienes y servicios, distintos de la educación; los ingresos de trabajo obtenidos por los miembros del hogar que no estudian a tiempo completo ($w_j L_j$); otros ingresos no obtenidos por la actividad laboral (Z_j); las variables de entorno (E) y el coste de oportunidad.

Nótese que $\sum w_j T_{jE}$ representa el coste de oportunidad soportado por la familia. En una realidad dinámica, en donde los individuos toman sus decisiones sobre la base de un horizonte temporal, al coste de oportunidad se le debería contraponer el valor actualizado del incremento en ingresos esperados, consecuencia de la inversión en la actividad educativa, con el fin de calcular la rentabilidad de esta inversión. No obstante, esta es una dificultad adicional que no va a tratarse en el presente trabajo, aunque ello habrá de tenerse en consideración al interpretar los resultados obtenidos.

2.2 Modelo econométrico

Para analizar la demanda privada de educación, hemos de tener en cuenta que, en datos de corte transversal, no hay variación temporal de precios, y parece razonable el supuesto de que para un mismo periodo todos los individuos se enfrentan a los mismos precios, con la salvedad de posibles diferencias según regiones, efecto que indirectamente vendrá recogido con la inclusión de una variable ficticia. Podemos entonces expresar la demanda que nos interesa, prescindiendo de los precios como:

$$h_j = h_j(\sum_j Z_j + \sum_j w_j L_j, \sum_j w_j T_{jE}, E)$$

Por otra parte, la observación de los gastos en educación realizado por familias con miembros en edad y condiciones de cursar estudios presenta el problema de los *gastos cero*. Familias que cuentan con miembros en disposición de estudiar, pueden decidir no gastar en educación en base a una serie de condicionantes, tanto monetarios como de carácter medioambiental. En consecuencia, será preciso analizar el problema teniendo en cuenta, *primero*, si se decide invertir en educación o no hacerlo y, *segundo*, cuál es la cantidad gastada en educación. De no proceder así, se obtendrían estimadores ineficientes.

Para estimar la demanda privada de educación, se especifica el siguiente modelo tobit:

$$h_j^* = h_j(\sum_j w_j L_j + \sum_j Z_j, \sum_j w_j T_{jE}, E) + u_j$$

siendo h_j^* una variable latente tal que: [4]

$$\begin{aligned} h_j &= h_j^* \quad \text{si } h_j^* > 0 \\ h_j &= 0 \quad \text{si } h_j^* \leq 0 \end{aligned}$$

donde las perturbaciones u_j están independiente e idénticamente distribuidas según una $N(0, \sigma^2)$.

3. INFORMACIÓN ESTADÍSTICA

3.1 Los datos.

Los datos utilizados corresponden a la Encuesta Básica de Presupuestos Familiares (EPF), 1990-1991. Esta encuesta proporciona observaciones de corte transversal para una muestra de más de veinte mil familias españolas. La riqueza estadística de la EPF permite extraer de la misma cualquiera de las variables que intervienen en las distintas especificaciones econométricas que se desarrollan en el presente trabajo. Para ello ha sido necesario seleccionar una muestra de cada uno de los tres Registros de la Encuesta. Del Registro 1, se ha obtenido la información cuantitativa y cualitativa relativa a los hogares, como unidad básica de gasto; del Registro 2 se ha extraído información sobre el gasto en educación por hogar y del Registro 3, se ha obtenido la información relativa a los miembros que integran cada hogar. La muestra de datos seleccionada del Registro 3 se ha utilizado para estimar el coste de oportunidad por individuo de interés, como se explicará en un apartado posterior. La consiguiente agregación por hogares ha sido necesaria para hallar el coste de oportunidad de la familia que ha de tomar la decisión de invertir o no en educación, y de en qué cantidad hacerlo.

El presente trabajo estima el gasto privado en educación realizado por los hogares españoles, y profundiza en los factores determinantes del mismo. Para ello se trata de determinar las características de lo que podríamos denominar el "estudiante típico". Se han tenido en cuenta dos niveles de educación:

a) La educación de ciclo medio o educación secundaria, que comprende el BUP, COU, la Formación Profesional de primer grado, y la Formación Profesional de segundo grado. Para el análisis de la educación secundaria se han seleccionado aquellas familias con miembros de edades comprendidas entre los 14 y los 20 años, con la EGB (ciclo superior) finalizada, y no terminada la enseñanza secundaria. Este criterio nos ha provisto de una muestra de hogares con **potenciales** estudiantes de secundaria.

b) La educación universitaria, que comprende la educación en escuelas universitarias, la educación en facultades universitarias y otras enseñanzas de tercer grado. Para estudiar los gastos en este nivel educativo, se ha seleccionado una muestra de familias con miembros en disposición de cursar los anteriores estudios, entendiéndose por tales, aquellos con una edad

comprendida entre 18 y 26 años, con el COU o la FP de segundo grado, completados.

Se han escogido las muestras de familias con estudiantes potenciales y no sólo con estudiantes efectivos, con el objeto de recoger los casos de gastos cero, y no incurrir así en lo que sería un problema grave de selección de muestra. Tal selección se ha efectuado en base a tres criterios:

1-. La edad mínima de entrada en cada ciclo educativo (14 años en ciclo de educación secundaria, 18 años en el ciclo de educación universitaria).

2-. El organigrama del sistema educativo español, en base al cual, se requiere haber terminado el ciclo superior de la EGB para acceder al ciclo de enseñanza secundaria, y haber completado el COU o la FP-2 para acceder al ciclo universitario.

3-. La edad de finalización de cada ciclo educativo.

En la EPF, a cada individuo, al margen de que efectivamente curse o no algún tipo de estudios, se le formula la pregunta de si se considera o no a sí mismo estudiante. Aquellos que se declaran estudiantes son los aquí considerados como "estudiantes típicos", o personas que se dedican al estudio a tiempo completo.

Para examinar la edad en la que los estudiantes típicos completan sus estudios en secundaria, se ha procedido a examinar la muestra, y se ha decidido determinar la edad de finalización del ciclo en base al extremo final del intervalo de edades en el que se engloba al menos el 95% de la población que se declara estudiante en secundaria. De la misma forma se ha procedido para determinar la edad de finalización del ciclo universitario. Evidentemente, cuando aumenta la amplitud del intervalo, aunque aumenta la magnitud del porcentaje así definido, también lo hace el porcentaje de individuos que aunque estudien no se declaran estudiantes. Se ha observado que para los intervalos de edades elegidos (14 a 20 años, y 18 a 26 años respectivamente), incrementos adicionales en el valor del extremo final (aumento en la edad de finalización de los estudios) provoca aumentos relativamente reducidos en el porcentaje de estudiantes típicos, frente a ganancias relativamente altas en el porcentaje de estudiantes atípicos. De esta forma nuestro objetivo ha sido elegir una muestra significativa que minimizara la diferencia entre ambos porcentajes, entendiendo por muestra significativa la que incluye al menos un 95% de estudiantes declarados en cada nivel educativo.

Atendiendo a los dos gráficos siguientes, se comprueba que esta muestra coincide con el intervalo de edades comprendidas entre los 14 y los 20 años para los estudiantes de secundaria, y entre los 18 y 26 años para los estudiantes universitarios. Lógicamente, si el intervalo de edades se amplía, aumenta la cobertura de la muestra. Por ejemplo, si se consideran intervalos de 14 a 21 años en la enseñanza secundaria, el porcentaje de individuos que se declaran estudiantes en secundaria (y que se sitúan en dicho tramo de edades) aumentaría al 96,6%, pero lo haría en mayor medida (del 31,6% al 37,7%) el porcentaje de individuos que aunque cursan estudios, no se declaran estudiantes. Además aunque el ciclo de enseñanza secundaria abarca en general hasta los 18 años, la ampliación del intervalo hasta los 20 nos permite considerar también a la mayoría de los repetidores. Nótese que los anteriores porcentajes no necesariamente han de sumar el 100%, pues la base de cada uno de ellos es distinta, siendo para el porcentaje de interés el total de alumnos en secundaria que se declaran estudiantes, y para el segundo tipo de porcentaje el total de alumnos en secundaria que no se declaran estudiantes, es decir que realizan otra actividad como principal.

3.2. Definición y construcción de las variables.

En este apartado se definen, tomando como base la información estadística disponible en la EPF, las variables explicativas y las variables dependientes de la especificación tobit utilizada para analizar los determinantes de los gastos en educación.

3.2.1. Variables explicativas.

Las variables explicativas del modelo tobit que proponemos son de dos tipos: por una parte se definen variables cuantitativas y cualitativas, cuya información puede extraerse de forma inmediata de la EPF; por otro lado, la necesidad de cuantificar el coste de oportunidad de la educación exige construir una variable explicativa en base a la estimación de probabilidades y de la predicción de los ingresos asociados a diferentes situaciones laborales potenciales.

Gráfico 1. EDUCACION SECUNDARIA

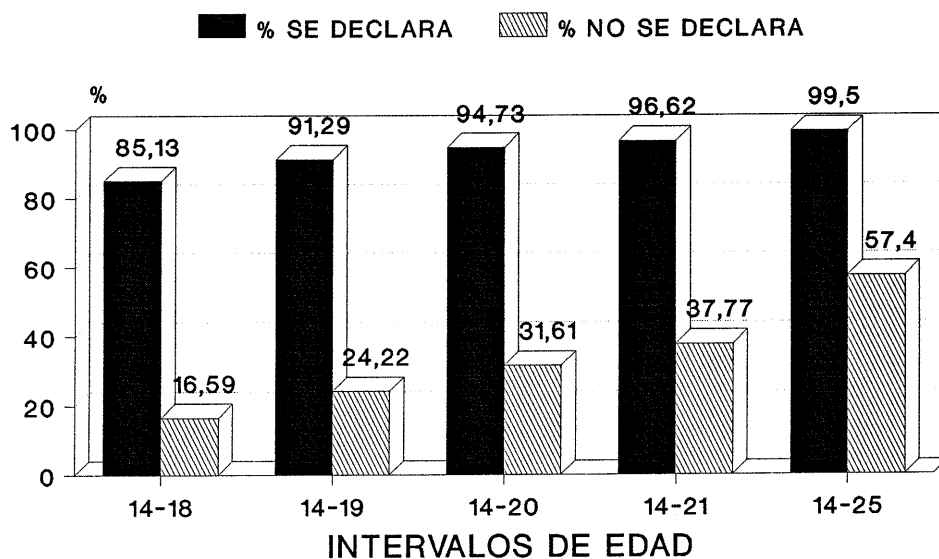
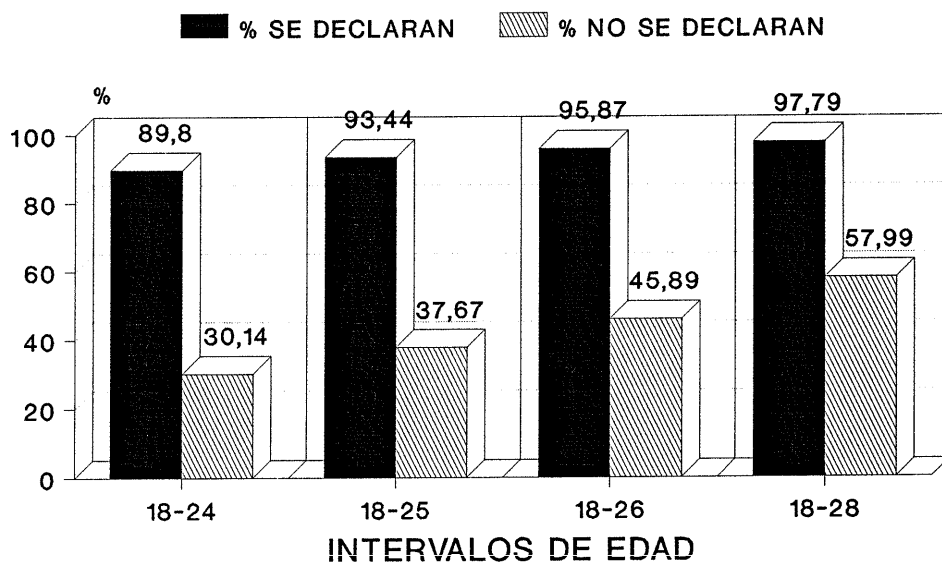


Gráfico 2. EDUCACION UNIVERSITARIA



3.2.1.1. El precio sombra de la educación

El cálculo de los costes indirectos, coste de oportunidad o precio sombra de la educación ($w_j T_{jE}$), esto es, el ingreso al que un individuo renuncia cuando decide estudiar en lugar de participar en el mercado laboral, implica dos tipos de estimaciones:

Por un lado, habrá que ofrecer una estimación del ingreso que esa persona percibiría en cada una de las situaciones laborales siguientes:

- Población activa empleada (PE).
- Población activa desempleada con experiencia laboral (PC).
- Población activa desempleada que busca su primer empleo (PS).

Dichas estimaciones se han llevado a cabo en virtud de un conjunto de **características individuales**.

Por otro lado, y dado que la probabilidad de que un individuo pertenezca a cada una de las anteriores situaciones laborales depende también de sus características personales, habrá que estimar cuáles son estas probabilidades.

Para ello, se ha seleccionado una **muestra de individuos** con edades comprendidas entre 14 y 26 años, con la EGB terminada, no cumpliendo el Servicio Militar y no clasificados como rentistas. Esta muestra, de 12614 individuos, se utiliza para la estimación del coste de oportunidad de la educación.

La estimación del ingreso de cada situación laboral PE, PC o PS, definidas anteriormente, se realiza mediante las siguientes regresiones:

$$Y_{PEi} = Z_i \beta_1 + u_{PEi}$$

$$Y_{PCi} = Z_i \beta_2 + u_{PCi} \quad [5]$$

$$Y_{PSi} = Z_i \beta_3 + u_{PSi}$$

donde:

- Y_{PEi} , es el ingreso percibido por el individuo, cuando el individuo i -ésimo pertenece a PE, siendo Y_{PE} la suma de los ingresos obtenidos por cuenta ajena y los ingresos netos obtenidos por cuenta propia (ingresos brutos menos gastos deducibles).

- Y_{PCi} , es el ingreso percibido por el individuo cuando éste pertenece a la población activa desempleada con experiencia laboral. Y_{PC} se ha hallado como la suma por individuo de los subsidios de desempleo, las pensiones contributivas de invalidez, otras pensiones contributivas, y otras prestaciones regulares.

- Y_{PSi} , es el ingreso obtenido por el individuo, cuando éste pertenece a la población activa desempleada sin experiencia laboral. Y_{PS} se ha obtenido como la suma de las pensiones no contributivas de invalidez, el salario social, y prestaciones sociales extraordinarias.

- Z es el vector formado por las siguientes variables:

Edad (EDAD). Variable continua que toma valores comprendidos entre 14 y 26, ambos inclusive.

Sexo (SEXM). Variable ficticia que toma el valor uno cuando el individuo es mujer, siendo el varón la categoría de referencia.

Región de residencia. Se han agrupado las dieciocho comunidades autónomas en siete ejes regionales⁴, que corresponden a otras tantas variables ficticias:

CORCANT: Cornisa Cantábrica (País Vasco, Cantabria, Asturias y Galicia)

MEDIT: Arco Mediterráneo (Cataluña, Comunidad Valenciana y Murcia).

VALLEBR: Valle del Ebro (Aragón, Rioja y Navarra).

⁴. Estos son los ejes regionales considerados en el Proyecto Hispalink (con la salvedad de la inclusión por nuestra parte de Ceuta y Melilla dentro del eje regional Sur). Su proceso de determinación puede encontrarse desarrollado en Pulido, A. (1992), y está basado en un estudio e índices de similitud y contrastación estadística de resultados.

ISLAS: Archipiélagos (Baleares y Canarias).

SUR: Sur de España (Andalucía, Extremadura, Ceuta y Melilla).

MADRID: Madrid.

CML: Castilla la Mancha y León.

Nivel de estudios alcanzado. Se distinguen tres niveles de estudio:

ESTUD1. Cuando los individuos de la muestra han completado estudios de EGB o equivalentes, BUP o FP de primer grado.

ESTUD2. Para los individuos de la muestra que han completado el COU o la FP de segundo grado.

ESTUD3. Variable ficticia que toma el valor 1 cuando los individuos han completado una carrera de grado medio o estudios superiores.

Obsérvese que las variables explicativas edad y nivel educativo alcanzado nos permiten generar de nuevo una muestra de potenciales estudiantes en la educación secundaria y en la universidad, con lo que una vez obtenidas las estimaciones del coste de oportunidad, podremos realizar la agregación oportuna para incorporar la nueva variable explicativa (el coste de oportunidad) a la muestra de hogares con la que estimamos el gasto en educación.

Para calcular el precio sombra de la educación del individuo j , los ingresos medios estimados en cada situación laboral se ponderan por las correspondientes probabilidades, deduciéndose el importe de las becas, de acuerdo con la siguiente expresión:

$$\begin{aligned} w_j T_j = & \hat{Pr}ob(j \in PE) \hat{Y}_{PEj} \\ & + \hat{Pr}ob(j \in PC) \hat{Pr}ob(\text{recibir algún tipo de subsidio} \mid j \in PC) \hat{Y}_{PCj} \quad [6] \\ & + \hat{Pr}ob(j \in PS) \hat{Pr}ob(\text{recibir algún tipo de subsidio} \mid j \in PS) \hat{Y}_{PSj} \\ & - INGBECA_j \end{aligned}$$

siendo j un individuo con edad mayor o igual a 14 años y menor o igual que 26, con la EGB finalizada.

Para calcular las probabilidades de pertenencia a cada una de las situaciones laborales consideradas, se especifica un modelo logit multinomial, agrupando los individuos de la muestra, de la que se han excluido los estudiantes, en cuatro categorías:

- Y_0 si s no pertenece ni a PE ni a PC ni a PS.
- Y_1 si s pertenece a PE.
- Y_2 si s pertenece a PC.
- Y_3 si s pertenece a PS,

siendo s un individuo de esta submuestra ($0 < s < 6056$).

Los coeficientes de la estimación del logit multinomial, serán utilizados para calcular las probabilidades absolutas de que un individuo j de la muestra que incluye los estudiantes, y que tiene 12614 observaciones, pertenezca a cada una de las categorías anteriores [$\Pr(j=Y_0)$, $\Pr(j=Y_1)$, $\Pr(j=Y_2)$, $\Pr(j=Y_3)$]. Se estimarán los coeficientes de todas las variables correspondientes a las distintas categorías excepto los coeficientes de la categoría Y_0 . Esto se debe a un problema de identificación en la estimación del modelo logit, solucionada igualando a cero los parámetros de la categoría de referencia (en este caso Y_0). De esta forma, las probabilidades estimadas pueden hallarse a partir de la función de probabilidad logit estándar como⁵:

$$\hat{P}_{jl} = \frac{\exp(Z_j \hat{\gamma}_l)}{(1 + \sum_v \exp(Z_j \hat{\gamma}_v))} \quad l \neq 0 \quad v = 1, 2, 3$$

$$\hat{P}_{j0} = \frac{1}{(1 + \sum_v \exp(Z_j \hat{\gamma}_v))} \quad v = 1, 2, 3$$

Por último, para estimar las probabilidades de percibir algún tipo de subsidio, condicionada a la pertenencia a alguna de las dos categorías de desempleados consideradas, se especifica un modelo logit binomial cuya variable dependiente toma el valor cero si el individuo no recibe subsidio y uno cuando percibe algún subsidio, bien por desempleo o por invalidez, tanto de tipo contributivo como no contributivo.

⁵ Para un mayor detalle véase Cramer (1991)

3.2.1.2. La variable ingreso

La variable de ingreso (**TINGR**) englobará el flujo total de ingresos monetarios y no monetarios, que se destinan a atender los gastos comunes de la familia y que son obtenidos por todos los perceptores de ingresos de la misma.

3.2.1.3. Variables de entorno

Además de la consideración del coste de oportunidad y el ingreso como variables explicativas, se va a tener en cuenta otro grupo de variables que intentan aproximar tanto la *capacidad* de los jóvenes para el estudio en un sentido amplio, recogida en el parámetro **k**, como las circunstancias ambientales que rodean a la familia en su toma de decisiones. Por capacidad se entiende tanto el conjunto de aptitudes *innatas* del individuo, como aquellas otras que el mismo desarrolla inducido por el medio ambiente en que se mueve. La medición de las cualidades innatas es muy difícil de realizar en la práctica pero sí es posible detectar ciertas características ambientales que pueden aproximar su grado de capacidad *no innata*. Algunas de estas características ambientales son: la clase social a la que pertenecen los estudiantes, la situación laboral, categoría ocupacional y nivel educativo del decisor y el tamaño y región del municipio de residencia.

Así pues, la inclusión en el modelo del grupo de variables que hemos designado por **E** está doblemente justificada: por un lado, porque este tipo de variables afectan a la función de utilidad del decisor y por otro, porque aproximan la capacidad y predisposición del individuo hacia el estudio y por lo tanto, condicionan el nivel de aprovechamiento que el mismo hace de la cantidad gastada en formación.

En concreto, las variables explicativas que denominamos variables de entorno, son las siguientes:

- La **clase social** de la familia, que ha tratado de aproximarse a través de las siguientes variables ficticias:

SERIC: ficticia que toma el valor uno cuando la familia dice pertenecer a la clase rica o por encima de la media.

SEMED: ficticia que toma el valor uno cuando la familia dice pertenecer a la clase media

o por debajo de la media (categoría de referencia).

SEPOB: ficticia que toma el valor uno cuando la familia dice pertenecer a la clase casi pobre o pobre.

SENSNC: ficticia que toma el valor uno cuando la familia no contesta o no sabe encasillarse en una clase social.

Puede afirmarse, que cuanto más alta sea la clase social a la que pertenece la familia, mejores condiciones ambientales encontrará el joven para desarrollar su *capacidad*, además de que esta variable influye en el decisor por cuanto la educación lleva también asociadas consideraciones de prestigio social.

- La **situación laboral** del decisor. Este indicador se cuantifica a través de las siguientes variables ficticias:

OCUP: ficticia que toma el valor uno si el sustentador principal está trabajando (categoría de referencia).

PARO: ficticia que toma el valor uno cuando el sustentador principal está desempleado.

PENSION: ficticia que toma el valor uno cuando el sustentador principal percibe principalmente ingresos procedentes de una pensión.

RENTIS: ficticia que toma el valor uno cuando el sustentador principal se clasifica como rentista.

INACT: ficticia que toma el valor uno cuando el sustentador principal pertenece al resto de población población inactiva.

Se supone que la demanda de educación para los miembros del hogar es mayor cuando el sustentador de la familia trabaja que cuando está parado, y no sólo por los mayores ingresos de quienes trabajan, sino también, y dado que el paro afecta de manera más intensa a los estratos de población menos cualificada, por sus mayores niveles de formación. Es decir, es más probable que el parado posea un nivel de formación más bajo que quien trabaja, y por tanto, esto se traduciría en una menor transmisión de estímulos hacia los miembros del hogar para ampliar su formación.

- El nivel de estudios del sustentador principal, se cuantifica con las siguientes variables:

ANALFA: ficticia que toma el valor uno cuando el sustentador principal es analfabeto.

PRIM: ficticia que toma el valor uno cuando el sustentador principal ha completado estudios primarios, la EGB o la FP-1 (categoría de referencia).

SECUND: ficticia que toma el valor uno cuando el sustentador principal ha completado el BUP, el COU o la FP-2.

SUPERIOR: ficticia que toma el valor uno cuando el sustentador principal posee un diploma universitario o ha completado estudios superiores.

- El tamaño del municipio de residencia del hogar, cuya medición se ha llevado a cabo en base a las siguientes variables ficticias:

TMUN1: ficticia que toma el valor uno para los municipios hasta 10.000 habitantes.

TMUN2: ficticia que toma el valor uno para los municipios desde 10.001 hasta 50.000 habitantes.

TMUN3: ficticia que toma el valor uno para los municipios desde 50.001 hasta 100.000 habitantes.

TMUN4: ficticia que toma el valor uno para los municipios a partir de los 100.000 habitantes.

Se supone que un joven encontrará más dificultades para cursar sus estudios si vive en un pueblo pequeño que si reside en una gran ciudad. Estas dificultades pueden entenderse en un doble sentido: por un lado, las debidas al diferente medio social y cultural y, por otro, la menor disponibilidad de centros educativos en los pueblos pequeños que conlleva el desplazamiento a municipios mayores. Esto último podría ser una variable de decisión importante sobre todo en la demanda de educación universitaria y principalmente si el municipio de residencia está alejado de los centros universitarios. En este sentido la consideración de la variable distancia entre el centro educativo frecuentado y el municipio de residencia podría resultar enriquecedora, tal como demuestra *Houle, R. y Ouellet, L. 1982*, si bien no se ha tenido en cuenta en nuestro análisis.

- La **categoría socioeconómica** del sustentador principal, que se ha recogido a través de las siguientes variables:

CUALIF: esta variable trata de recoger a los trabajadores cualificados, entendiendo por trabajadores cualificados los de cuello blanco de clase alta, y toma el valor uno cuando el sustentador principal pertenece a las categorías de empresarios, profesionales, o trabajadores independientes no agrarios, directores profesionales o jefes administrativos por cuenta ajena.

NOCUALIF: variable ficticia que toma el valor uno cuando el sustentador principal es un individuo no cualificado o no ha trabajado anteriormente, entendiendo por no cualificados a los de cuello blanco de clase baja o a los de cuello azul. En esta variable se han incluido a los empresarios y directivos agrarios, miembros de cooperativas agrarias, personal de servicios no incluido en la variable CUALIF, profesionales de las Fuerzas Armadas, contra maestres, operarios no agrarios, miembros de cooperativas no agrarias y otros no clasificables. La variable NOCUALIF será la categoría de referencia.

- El **sexo** del sustentador principal, se estudia a través de la variable **SEXED** que toma el valor uno cuando el sustentador principal es mujer, siendo el varón la categoría de referencia.

- La **región del municipio de residencia** de la familia, va a ser analizada en base a los siete ejes regionales considerados en el apartado 3.2.1.1., siendo el Arco Mediterráneo la categoría de referencia.

- El **número de perceptores de ingresos ordinarios (NPERC)**, es una variable cuya inclusión se justifica en base a un doble motivo. En efecto, aunque cabe esperar que la demanda de ciertos bienes y servicios sea menos volátil en familias donde existan varios perceptores de ingresos (*Sawtelle, B.A., 1993*), las particularidades del servicio educación hacen que en general, muchos de los que perciben ingresos ordinarios (es decir, los que pertenecen a la población activa) opten por no estudiar, por lo que el signo del coeficiente que acompaña a la variable resulta, a priori, incierto.

- El **número de varones en relación con el número de mujeres en disposición de estudiar**. Se trata de averiguar si en la decisión de gastar en educación es significativo el peso de los varones en la familia. Para ello se han creado dos variables ficticias:

VESTUDUN: que toma el valor uno cuando en la familia hay más varones que mujeres en disposición de estudiar en la universidad.

VESTSEC: que toma el valor uno cuando en la familia hay más varones que mujeres en disposición de estudiar en la secundaria.

3.2.2. Variables dependientes.

Distinguimos dos muestras y consideramos dos variables dependientes distintas:

- Para la muestra de familias con potenciales estudiantes en secundaria, tenemos en cuenta los gastos realizados por los hogares en educación secundaria dividido por el número de miembros del hogar que cursan o están en disposición de cursar la educación secundaria.

- Para la muestra de familias con potenciales estudiantes en la universidad, consideramos los gastos realizados por los hogares en educación universitaria dividido por el número de miembros del hogar que cursan o están en disposición de cursar la educación universitaria.

El apartado de gastos incluye gastos en matrícula e inscripción, pagos regulares por la enseñanza y gastos en libros de texto y material escolar.

4. RESULTADOS

En este apartado se comentan en primer lugar los resultados obtenidos en la estimación del precio sombra de la educación y posteriormente se analizan los efectos de todos los factores explicativos, incluyendo el precio sombra o coste de oportunidad de la educación, sobre la demanda de educación secundaria y universitaria, medida por el gasto familiar per cápita (gasto total dividido por el número de potenciales estudiantes por familia) en ambos tipos de educación.

4.1. Estimación del precio sombra de la educación.

Como se ha comentado anteriormente en el epígrafe 3.2.1.1., el cálculo del precio sombra de la educación requiere estimar por una parte los ingresos predichos para diferentes situaciones laborales en las que potencialmente podría incurrir un individuo que no se dedicara al estudio en tiempo completo. Por otra parte se deben estimar las probabilidades del estudiante de encontrarse en cada una de las situaciones hipotéticas alternativas. En consecuencia se realiza un comentario en primer lugar sobre los factores que han resultado ser estadísticamente significativos en la determinación de los ingresos medios asociados a cada situación laboral y en segundo lugar se analiza el impacto de diferentes factores sobre las probabilidades de encontrarse en cada una de las situaciones consideradas, en el caso en el que el estudiante accediera al mercado laboral y abandonara el estudio.

4.1.1. Estimación de los ingresos predichos por categorías.

El resultado de las estimaciones del salario predicho para un ocupado aparecen en el Cuadro 1, y tienen los signos esperados. El coeficiente de la variable es negativo y significativo, siendo el ingreso obtenido por las mujeres trabajadoras inferior en una media de aproximadamente 160000 pesetas anuales al de los hombres. El coeficiente de la edad es positivo y muy significativo, y expresa el incremento medio producido en el ingreso anual cuando aumenta un año la edad del trabajador. En general, los trabajadores de todas las regiones incluidas en la regresión reciben un ingreso medio inferior a los del Arco Mediterráneo, siendo esta diferencia significativa para el caso de la Cornisa Cantábrica, los Archipiélagos, el sur de España (que es donde se produce la diferencia mayor), y Castilla

la Mancha y León. Basándonos en el análisis de la significatividad, no podemos concluir en cambio, que los trabajadores del Valle del Ebro o de Madrid reciban un ingreso medio anual inferior a los de Cataluña, Comunidad Valenciana y Murcia, considerados conjuntamente. Se comprueba que el nivel de estudios del individuo es también una variable significativa, siendo su influencia en la determinación del ingreso mayor y más significativa cuanto mayor es el nivel de estudios alcanzado.

Cuadro 1. Estimación de la ecuación de ingresos para los empleados.
Variable dependiente Y_{PEi}

<u>Variable</u>	<u>Coficiente</u>	<u>t-ratio</u>
CONSTANTE	-334340	-5.472
SEXM	-159340	-10.991
EDAD	53686	19.867
CORCANT	-84459	-3.641
VALLEBR	-2203.4	-0.083
ISLAS	-61760	-1.966
SUR	-116690	-5.332
MADRID	-1642.2	-0.047
CML	-61104	-2.846
ESTUD2	113350	6.149
ESTUD3	329530	13.314
R ² ajustado=0.2102		N=3635

Muestra: Individuos mayores de 14 años y menores de 26 (ambos inclusive), con la EGB finalizada, no rentistas ni cumpliendo el servicio militar, y trabajando en territorio nacional o extranjero.
 El individuo de referencia es varón, con residencia en el Arco Mediterráneo y con estudios finalizados de EGB, BUP o FP-1.

La ecuación de ingresos para los desempleados con experiencia laboral aparece estimada en el Cuadro 2. Como era de esperar la magnitud del subsidio de desempleo que un individuo recibe no depende de la región de residencia, como se muestra en el Cuadro 2 cuando se observa el nivel de significatividad crítico de las variables regionales en la regresión de la renta obtenida por la población desempleada con experiencia laboral. En

cambio el coeficiente de la variable edad es significativo y positivo, lo cual es consecuencia probablemente de una correlación positiva entre la edad y el tiempo en el que el individuo ha estado cotizando antes de quedar en paro.

Cuadro 2. Estimación de la ecuación de ingresos para los desempleados con experiencia laboral. Variable dependiente Y_{PCi}

<u>Variable</u>	<u>Coeficiente</u>	<u>Prob t>x</u>
CONSTANTE	143210	0.0857
SEXM	15771	0.3919
EDAD	6558.3	0.0767
CORCANT	24429	0.4429
VALLEBR	31301	0.4831
ISLAS	82178	0.3390
SUR	- 13281	-0.6349
MADRID	23792	0.7265
CML	57626	0.5355
ESTUD2	55782	0.0412
ESTUD3	4719.7	0.9279
R ² ajustado = 0.036		N=354

Muestra: Individuos mayores de 14 años y menores de 26 (ambos inclusive), con la EGB finalizada, no rentistas y no cumpliendo el servicio militar, que se encuentran parados, habiendo trabajado antes, y recibiendo algún tipo de subsidio.

El individuo de referencia es varón, con residencia en el Arco Mediterráneo y con estudios finalizados de EGB, BUP o FP-1.

Los coeficientes significativos obtenidos en las anteriores regresiones, serán utilizados en la estimación del ingreso en cada situación laboral (Y_{PEj} , Y_{PCj}) **para toda la muestra, en la que también se incluyen estudiantes**. Dichos ingresos son ponderados por las correspondientes probabilidades y se les sustrae el importe de las becas (INGBECA), para calcular el precio sombra de la educación. Las estimaciones de los ingresos, vendrán dadas por las siguientes expresiones:

$$\hat{Y}_{PCj} = 143210 + 6558.3 * EDAD + 55782 * ESTUD2$$

$$\begin{aligned}\hat{Y}_{PEj} = & -334340 - 159340 * SEXM + 53686 * EDAD \\ & - 84459 * CORCANT - 61760 * ISLAS - 116690 * SUR \\ & - 61104 * CML + 113350 * ESTUD2 + 329530 * ESTUD3\end{aligned}$$

4.1.2. Estimación de las probabilidades de empleo y desempleo (con y sin experiencia laboral).

Aunque los coeficientes de la especificación logit multinomial que aparecen en el Cuadro 3, nos van a permitir calcular las probabilidades de que el individuo j pertenezca a la categoría Y_l su interpretación no es muy intuitiva, por lo que se ha ofrecido también una estimación de las probabilidades marginales asociadas a cada variable explicativa en el Cuadro 4. Así, si definimos la probabilidad de que s pertenezca a la categoría l como:

$$P_{sl} = \Pr(s=Y_l) \quad l= 0, 1, 2, 3.$$

Esta probabilidad es una función del vector de k variables explicativas Z_s y de unos parámetros desconocidos η :

$$P_{sl} = P_l(Z_s, \eta).$$

Las probabilidades marginales se definen como:

$$\frac{\partial P_{sl}}{\partial z_{ks}} = \frac{\partial P_l(Z_s, \eta)}{\partial z_{ks}}$$

y representa la tasa de variación de la probabilidad de que s pertenezca a la categoría l , cuando cambia la variable explicativa z_k .

Cuadro 3. Estimación logit multinomial
Categoría de referencia: inactivos

Variable	Categoría Y ₁ : Empleado		Categoría Y ₂ : Parado con experiencia laboral		Categoría Y ₃ : Parado sin experiencia laboral	
	Coef.	t-ratio	Coef.	t-ratio	Coef.	t-ratio
CONSTANT	1.740	5.28	-0.556	-1.33	2.631	6.16
SEXM	-1.839	-18.95	-1.325	-11.42	-1.286	-10.71
EDAD	0.068	4.77	0.080	4.48	-0.116	-6.18
CORCANT	-1.099	-7.56	-0.535	-2.97	0.329	1.61
VALLEBR	-0.025	-0.13	-0.142	-0.56	0.518	1.88
ISLAS	-0.920	-5.05	-0.601	-2.58	-0.345	-1.22
SUR	-1.034	-7.52	-0.360	-2.14	0.548	2.83
MADRID	-0.521	-2.25	-0.585	-1.88	-0.153	-0.43
CML	-0.751	-5.32	-0.461	-2.61	0.290	1.43
ESTUD2	0.723	5.65	0.146	0.90	0.696	4.20
ESTUD3	0.844	4.99	-0.229	-0.97	1.530	7.51
N=6055						

Muestra: Individuos entre 14 y 26 años con la EGB finalizada, excluidos aquellos que cumplen el servicio militar, los rentistas y los estudiantes.

El individuo de referencia es varón, con residencia en el Arco Mediterráneo y con estudios finalizados de EGB, BUP o FP-1.

Leyendo por filas el Cuadro 4, se pueden extraer las siguientes conclusiones:

El hecho de ser mujer aumenta la probabilidad de pertenecer a Y₀, la categoría de inactivo, a costa de la reducción de la probabilidad de estar empleada. También aumenta la probabilidad de estar desempleada.

Residir en la Cornisa Cantábrica, aumenta la probabilidad de estar desempleado, reduciendo considerablemente la probabilidad de estar empleado y aumentando débilmente la probabilidad de pertenecer a la población inactiva. Por el contrario, las probabilidades marginales asociadas a la variable ficticia de la región del Valle del Ebro, no son

Cuadro 4. Probabilidades marginales estimadas

Variable	Cat. Y_0 : Inactivo		Cat. Y_1 : Empleado		Cat. Y_3 : Parado con experiencia laboral		Cat. Y_3 : Parado sin experiencia laboral	
	Mprob	t-rat	Mprob	t-rat	Mprob	t-rat	Mprob	t-rat
CONSTANT	-0.141	-5.51	0.261	3.52	-0.247	-5.29	0.126	3.37
SEXM	0.159	12.92	-0.208	-10.8	0.026	2.31	0.023	2.75
EDAD	-0.005	-3.99	0.015	4.71	0.005	2.33	-0.015	-7.57
CORCANT	0.080	6.99	-0.219	-6.64	0.030	1.48	0.108	6.52
VALLEBR	-0.002	-0.18	-0.027	-0.63	-0.020	-0.74	0.050	2.39
ISLAS	0.075	5.09	-0.129	-2.94	0.016	0.53	0.038	2.04
SUR	0.071	6.80	-0.234	-7.58	0.041	2.17	0.121	7.24
MADRID	0.046	2.45	-0.055	-0.94	-0.018	-0.49	0.028	1.15
CML	0.056	5.24	-0.146	-4.57	0.009	0.44	0.081	5.24
ESTUD2	-0.060	-6.24	0.102	3.68	-0.055	-3.29	0.012	0.95
ESTUD3	-0.071	-5.18	0.106	2.55	-0.118	-5.24	0.083	3.93
N=6055								

Muestra: Individuos entre 14 y 26 años, con la EGB finalizada, excluidos rentistas, cumpliendo el servicio militar y estudiantes.

El individuo de referencia es varón, con residencia en el Arco Mediterráneo y con estudios finalizados de EGB, BUP o FP-1.

significativas, a excepción de la referente a la categoría de desempleados sin experiencia. Esto se interpreta como la ausencia de cambios marginales en la probabilidad de estar empleado o ser un desempleado con experiencia, que experimentaría un individuo que pasara a vivir en el Valle del Ebro. Esta misma interpretación vale para los habitantes de Madrid, aunque en este caso, la probabilidad de ser inactivo aumentaría ligeramente. Los cambios de probabilidad son muy significativos en el caso de residir en la región del sur de España, como puede apreciarse en el Cuadro 4. En este caso, la reducción de probabilidad de estar empleado, se compensa con un aumento significativo de la probabilidad de estar desempleado sin experiencia.

El mismo análisis se ha repetido para una estimación en la que se toma como región de referencia la región de Madrid. Se pretende con ello ofrecer una interpretación de los cambios de probabilidad en cada una de las situaciones laborales que experimentaría un

individuo que residiera en el Arco Mediterráneo. En general, un individuo que emigrara del Arco Mediterráneo vería aumentar significativamente la probabilidad de pertenecer a la población inactiva. También aumentaría la probabilidad de estar desempleado sin experiencia, y disminuiría la probabilidad de estar empleado o pertenecer al colectivo de desempleados con experiencia laboral, si bien en estos tres últimos casos dicha probabilidad marginal no resulta significativa.

Finalmente, un aumento en el nivel de estudios reduce la probabilidad de pertenecer a la población inactiva distinta de la estudiantil y aumenta la probabilidad de empleo. Los signos negativos que aparecen en la probabilidad marginal de pertenecer a la población desempleada con experiencia laboral, se explican por las edades consideradas para los individuos de la muestra. En efecto, es difícil que una persona menor de 26 años que haya completado una carrera universitaria e incluso haya finalizado estudios de postgrado, haya tenido tiempo de encontrar empleo, haberlo mantenido un periodo significativo, y luego quedar en paro.

4.1.3. Estimación de la probabilidad de percibir subsidio, condicionada a estar desempleado.

De la muestra de individuos con edades comprendidas entre 14 y 26 años, con la EGB finalizada, y que están desempleados por primera vez, únicamente tres reciben un subsidio, razón por la que se ha hecho cero la probabilidad de percibir un subsidio condicionada a pertenecer a la categoría de desempleados sin experiencia, y consecuentemente también el tercer sumando de la expresión [6] del coste de oportunidad.

Los coeficientes estimados del modelo logit binomial, que aparecen en el Cuadro 5, cuya variable dependiente toma el valor cero si el individuo no recibe subsidio y uno cuando lo hace, nos han servido para calcular la probabilidad de recibir algún tipo de subsidio, condicionada a una situación de desempleo.

Se observa que estas probabilidades no dependen significativamente de la región de residencia y sí de la edad y del sexo, siendo más elevadas para los más mayores y para las mujeres.

Finalmente, podemos abordar ahora la estimación del coste de oportunidad para la muestra de individuos que potencialmente podrían estar estudiando en la educación secundaria

o en la universidad (muchos de ellos serán estudiantes efectivos), mediante la expresión [6]. El siguiente paso consiste en agregar dicho coste para todos los potenciales estudiantes miembros de un mismo hogar, obteniendo de este modo una estimación del coste de oportunidad (**COPORT**) de una familia que decidiera invertir en la educación de todos los miembros en disposición de hacerlo, según los criterios establecidos anteriormente.

Cuadro 5. Estimación logit binomial

Categoría de referencia: no percibe subsidio

<u>Variable</u>	<u>Coefficiente</u>	<u>t-ratio</u>
CONSTANTE	-3.089	-4.53
SEXM	0.472	3.09
EDAD	0.118	3.95
CORCANT	0.010	0.04
VALLEBR	-0.215	-0.614
ISLAS	0.617	1.793
SUR	0.351	1.521
MADRID	-0.593	-1.163
CML	0.182	0.740
ESTUD2	-0.204	-0.894
ESTUD3	-1.025	-2.643
N=759		

Muestra: Individuos con edades comprendidas entre los 14 y 26 años (ambas inclusive), con la EGB finalizada, desempleados con experiencia laboral.

El individuo de referencia es varón, con residencia en el Arco Mediterráneo y con estudios finalizados de EGB, BUP o FP-1.

4.2. Estimación de la función de gasto en educación.

4.2.1. Estimación del gasto en educación secundaria.

Del análisis de los coeficientes estimados, corregidos por la heterocedasticidad, que aparecen en el Cuadro 6, se comentan a continuación los resultados más relevantes:

En primer lugar, las familias que se consideran de clase alta gastan más en la educación secundaria de sus hijos que la clase media, mientras que las familias que se clasifican como pobres gastan menos que las de clase media.

Con respecto a los empleados, sólo aquellas familias donde el sustentador principal se encuentra desempleado tienen un gasto en educación significativamente inferior.

Se comprueba que los gastos en educación de las familias dependen en gran medida del nivel de estudios del sustentador principal, siendo mayor el gasto cuanto mayor es el nivel de estudios alcanzado por el decisor, resultando la diferencia entre los gastos realizados para todos los niveles de estudios altamente significativa. Existe también una diferencia importante en el gasto llevado a cabo en educación secundaria por familias residentes en grandes ciudades (superiores a los 100.000

Se comprueba que los gastos en educación de las familias dependen en gran medida del nivel de estudios del sustentador principal, siendo mayor el gasto cuanto mayor es el nivel de estudios alcanzado por el decisor, resultando la diferencia entre los gastos realizados para todos los niveles de estudios altamente significativa. Existe también una diferencia importante en el gasto llevado a cabo en educación secundaria por familias residentes en grandes ciudades (superiores a los 100.000 habitantes), y el resto de familias.

Aunque no puede aceptarse la significatividad al 10% del parámetro que acompaña a la variable de cualificación del sustentador principal, parece existir evidencia de un esfuerzo mayor en formación de los miembros de la familia por parte de los decisores más cualificados.

No existe en cambio evidencia de que exista diferencias en tal sentido, entre familias donde el sustentador principal es varón o mujer.

Cuadro 6. Coeficientes estimados de la especificación tobit para la enseñanza secundaria

<u>Variable</u>	<u>Coeficiente</u>	<u>t-ratio</u>
SERIC	14475	2.27
SEPOB	-10566	-1.78
SENSNC	-3459.1	-0.40
PARO	-14316	-2.27
PENSION	-1339	-0.32
RENTIS	-9529.4	-0.31
INACT	-5579.4	-0.53
ANALFA	-13653	-3.73
SECUND	15054	3.81
SUPERIOR	20268	4.38
TMUNI1	-17936	-5.28
TMUNI2	-14180	-4.58
TMUNI3	-16560	-4.32
CUALIF	4925.9	1.58
SEXED	-3374.2	-0.75
CORCANT	-6574.1	-1.92
VALLEBR	-22508	-4.65
ISLAS	-17917	-3.24
SUR	-21521	-6.24
MADRID	12062	2.05
CML	-15682	-4.42
NPERC	-8097.5	-6.72
TINGR	0.00411	4.88
COPORT	-0.02077	-3.28
VESTSEC	-195.04	-0.07
N = 4496		

Muestra: hogares con potenciales estudiantes en la enseñanza secundaria

El hogar de referencia tiene su residencia en el Arco Mediterráneo, es de clase social media, cuyo sustentador principal trabaja en un puesto no cualificado, ha completado estudios primarios, vive en un municipio superior a los 100.000 habitantes y es varón.

En cuanto al análisis regional, parece ser que el esfuerzo por proporcionar educación de grado medio a los miembros del hogar, es menor con relación al Arco Mediterráneo en todos los ejes regionales considerados, a excepción de Madrid, donde el gasto per cápita familiar, entendido como se explicó en el apartado 3.2.2, alcanza las cifras más elevadas. El Valle del Ebro y el Sur, se perfilan como las regiones donde menos esfuerzo en educación media se realiza.

En cuanto al número de perceptores de ingresos ordinarios del hogar, los resultados no dejan duda alguna sobre su influencia negativa en el gasto per cápita en educación secundaria. La explicación, como ya se ha apuntado, se encuentra en la retirada del sistema educativo de los que perciben el ingreso.

El coste de oportunidad, en los niveles medios de la educación tiene una influencia significativa y negativa sobre el gasto en educación. En los niveles iniciales de la enseñanza no obligatoria, el coste de oportunidad es pues un elemento importante en la explicación de la inversión en capital humano, por lo que los factores que determinan dicho coste, como la tasa de desempleo de la economía, influyen en última instancia las decisiones educativas. En el caso de la tasa de desempleo, se esperaría que un aumento de la misma redujera el coste de oportunidad, y aumentara el gasto en educación secundaria. Téngase en cuenta que un aumento en la tasa de desempleo que afecta a los niveles más bajos de educación, puede aumentar considerablemente la diferencia en ingresos futuros esperados consecuencia de los años adicionales de estudio. De esta forma, por la vía del coste y por la vía del ingreso, se llega a la misma conclusión.

Por último, para finalizar el análisis de la educación secundaria, hay que destacar que el coeficiente de la variable VESTSEC no es significativo, lo que indica que el hecho de existir más varones o mujeres en la familia, no influye la decisión que toma la familia sobre el gasto en educación.

4.2.2. Estimación del gasto en educación universitaria.

En lo que se refiere a los coeficientes estimados del gasto per cápita en educación universitaria, que aparecen en el Cuadro 7, parece producirse una homogeneización en el esfuerzo llevado a cabo por las familias.

En efecto, al tratarse de la fase última del proceso educativo, lo que supone la posibilidad de acceder a las cotas más elevadas de ingreso y de prestigio, a la que solamente se puede llegar después de muchas cribas, los hogares que parten con desventaja, parecen realizar un esfuerzo comparativamente mayor para dotar de la correspondiente educación en la universidad a aquellos de sus miembros que se encuentren en disposición de hacerlo. Así, se observa cómo pasa a ser mucho menos importante en la explicación del gasto la clase social (no existe diferencia significativa entre las distintas clases sociales). Con respecto a la situación laboral, no aparecen diferencias significativas entre ocupados y desempleados. En cuanto al nivel de estudios únicamente aquellos hogares cuyo sustentador principal ha completado estudios universitarios tienen un gasto per cápita significativamente mayor. En cuanto a la región de residencia, sólo en la región del sur de España y en la Cornisa Cantábrica existen diferencias significativas en cuanto a gastos menores.

En relación al efecto sobre el gasto en educación universitaria, el número de perceptores sigue ejerciendo una influencia negativa sobre la variable a explicar.

El coste de oportunidad, por el contrario, pasa a tener una influencia positiva, aunque poco significativa. Para explicar esta diferencia de signo con respecto al gasto en educación secundaria, se ha procedido a realizar una regresión por mínimos cuadrados ordinarios del ingreso familiar sobre todas las variables consideradas en el modelo tobit. Solamente los coeficientes de la variable COPORT se han recogido en el Cuadro 8. Como puede observarse, el ingreso no depende del coste de oportunidad para las familias de la muestra de educación secundaria, mientras que la influencia del coste de oportunidad sobre los ingresos es altamente significativa y positiva en la muestra de la educación universitaria, por lo que las familias con un coste de oportunidad más elevado se encuentran también en mejor disposición de hacerle frente. En los Cuadros 9 y 10 se ofrecen las estimaciones de los coeficientes de la variable que expresa el coste de oportunidad por unidad de ingreso (**OPORTREL**). Como puede observarse, este coeficiente pasa a ser negativo en la muestra de potenciales universitarios, lo que viene a confirmar la importancia del coste de oportunidad medido en términos relativos.

Cuadro 7. Coeficientes estimados de la especificación tobit para la enseñanza universitaria

<u>Variable</u>	<u>Coeficiente</u>	<u>t-ratio</u>
SERIC	9208.2	1.04
SEPOB	-22770	-1.61
SENSNC	-18493	-1.03
PARO	-14666	-1.23
PENSION	-4541.8	-0.73
RENTIS	76127	1.96
INACT	7045	0.49
ANALFA	-12361	-1.69
SECUND	2423.3	0.41
SUPERIOR	16673	2.48
TMUNI1	-6679	-1.07
TMUNI2	-10195	-1.85
TMUNI3	-4045.6	-0.63
CUALIF	4050.2	0.79
SEXED	-6677.9	-0.97
CORCANT	-1361	-2.34
VALLEBR	-7803.3	-0.97
ISLAS	3261.8	0.32
SUR	-27419	-4.38
MADRID	-6796.7	-0.70
CML	-13911	-2.28
NPERC	-13531	-6.58
TINGR	0.0044	3.22
COPORT	0.0102	1.95
VESTUDUN	-11700	-2.69
N = 2231		

Muestra: hogares con potenciales estudiantes en la enseñanza universitaria.

El hogar de referencia tiene su residencia en el Arco Mediterráneo, es de clase social media, cuyo sustentador principal trabaja en un puesto no cualificado, ha completado estudios primarios, vive en un municipio superior a los 100.000 habitantes y es varón.

Cuadro 8. Coeficientes estimados en la regresión de TINGR sobre COPORT y resto

Variable	Secundaria		Universitaria	
	Coeficiente	t-ratio	Coeficiente	t-ratio
COPORT	0.0577	0.516	0.3819	4.63

De esta forma, no es de extrañar que la decisión principal sobre invertir en educación universitaria, venga más guiada por motivos de mayores ingresos futuros esperados mayores que por el coste de oportunidad.

Para finalizar con el análisis de los gastos en educación universitaria, hemos de resaltar el coeficiente negativo y significativo de la variable VESTUDUN, lo que indica que en aquellas familias donde el número de mujeres en disposición de estudiar en la universidad es mayor que el número de varones, el gasto en educación es también mayor. Este hecho viene a corroborar la tendencia general de incorporación masiva de las mujeres a la educación universitaria, en buena parte explicado por las mejores cualificaciones obtenidas en la educación secundaria, por otra parte por las mejores oportunidades de empleo en el estamento profesional, y por último, por las menores posibilidades de encontrar empleo que tienen las mujeres, lo que les impulsa a seguir estudiando.

Cuadro 9. Coeficientes estimados de la especificación tobit para la enseñanza secundaria: coste de oportunidad relativo.

<u>Variable</u>	<u>Coeficiente</u>	<u>t-ratio</u>
SERIC	14646	2.29
SEPOB	-9356.7	-1.57
SENSNC	-3812.3	-0.44
PARO	-13266	-2.09
PENSION	-531.26	-0.13
RENTIS	-8856.2	-0.28
INACT	-4620.5	-0.44
ANALFA	-13229	-3.6
SECUND	14672	3.71
SUPERIOR	20065	4.33
TMUNI1	-17495	-5.11
TMUNI2	-13965	-4.48
TMUNI3	-16477	-4.28
CUALIF	5006.2	1.60
SEXED	-3135.3	-0.69
CORCANT	-5115.4	-1.50
VALLEBR	-22456	-4.63
ISLAS	-16648	-2.30
SUR	-19767	-5.77
MADRID	12459	2.11
CML	-14683	-4.12
NPERC	-8813	-7.58
TINGR	0.0034	4.03
OPORTREL	-27497	-3.05
VESTSEC	-1241.8	-0.49
N = 4496		

Muestra: hogares con potenciales estudiantes en la enseñanza secundaria.

Cuadro 10. Coeficientes estimados de la especificación tobit para la enseñanza universitaria: coste de oportunidad relativo.

<u>Variable</u>	<u>Coeficiente</u>	<u>t-ratio</u>
SERIC	9785.2	1.10
SEPOB	-21886	-1.54
SENSNC	-16620	-0.92
PARO	-13654	-1.14
PENSION	-2377.4	-0.37
RENTIS	73034	1.88
INACT	11299	0.78
ANALFA	-12139	-1.655
SECUND	4727.1	0.80
SUPERIOR	18186	2.71
TMUNI1	-5465.1	-0.87
TMUNI2	-9114.9	-1.64
TMUNI3	-2637.2	-0.41
CUALIF	5684.5	1.09
SEXED	-5638.5	-0.82
CORCANT	-12119	-2.04
VALLEBR	-4242.6	-0.53
ISLAS	4692.1	0.45
SUR	-26357	-4.15
MADRID	-1914.9	-0.20
CML	-11166	-1.81
NPERC	-12109	-6.05
TINGR	0.0046	3.36
OPORTREL	-9913.8	-1.09
VESTUDUN	-8039.9	-1.86
N = 2231		

Muestra: hogares con potenciales estudiantes en la enseñanza universitaria.

5. CONCLUSIONES

A lo largo del presente trabajo, se han analizado los factores que determinan el ingreso medio esperado en distintas situaciones laborales y las probabilidades de pertenencia a cada una de las anteriores situaciones. También se han explicado los determinantes del gasto en educación realizado por los hogares españoles a través de una especificación tobit que soluciona el problema de los gastos cero. Entre los determinantes del gasto en educación, se ha incluido el coste de oportunidad en el que incurriría una familia que decidiera invertir en la educación de todos los miembros en disposición de hacerlo.

Los resultados obtenidos relativos al mercado de trabajo, muestran una clara discriminación hacia las mujeres de edades comprendidas entre los dieciseis y los veintiseis años. Así, se ha verificado un ingreso medio significativamente menor para las mujeres que encuentran un empleo. Por otra parte, una mujer que buscara empleo tendría una probabilidad aproximadamente inferior en un 20% a la de un varón de encontrarlo. La probabilidad de que una mujer perteneciera a la población activa desempleada con experiencia laboral también es mayor en el caso de las mujeres que en el de los varones. Esto puede ser debido bien a una mayor tasa de entradas-salidas en la población activa, bien a una mayor tasa de despidos. Esta última causa parece reforzada por el hecho de que la probabilidad de que una mujer perciba un subsidio de desempleo es significativamente mayor que para un varón. La edad aparece como un factor importante en la determinación de los ingresos esperados, aumentando para los individuos mayores (hasta los veintiseis años), tanto los ingresos medios esperados en una situación de empleo, como la probabilidad de permanecer empleado. En cuanto al análisis regional, parecen evidentes los indicios de una situación comparativamente peor para los trabajadores de las regiones del sur de la península, la Cornisa Cantábrica, Castilla la Mancha y León y los Archipiélagos. Esta evidencia se extiende tanto al ingreso medio que esperaría un trabajador empleado en alguna de estas regiones, como a las probabilidades de encontrar empleo. Por último, para finalizar con las principales conclusiones relativas al mercado de trabajo, cabe destacar la importancia positiva del nivel de estudios en la determinación de los ingresos esperados.

Los principales resultados obtenidos en el análisis del gasto en la educación confirman que la elección entre invertir en educación o no hacerlo, tiene lugar en los primeros años de la enseñanza no obligatoria. Es en este primer estadio de la educación donde parece más evidente la diferencia en esfuerzo educativo entre las familias con un estatus social alto (familias con una percepción propia de clase alta, cuyo decisor se encuentra empleado y ha

completado estudios al menos universitarios) con respecto a las familias con un estatus social más bajo.

En cuanto a la influencia del coste de oportunidad en la educación, ésta es negativa y significativa en el caso de la enseñanza secundaria, pero poco significativa y positiva en el caso de la enseñanza universitaria. Este fenómeno se ha explicado en virtud de los mayores ingresos de las familias con un coste de oportunidad más elevado y con individuos estudiantes potenciales en la universidad. Este mayor ingreso permite a estas familias soportar con más facilidad el coste de oportunidad de la educación.

El análisis de la variable que mide la influencia del número relativo de varones en la familia, confirma la actual tendencia de la mayor incorporación de las mujeres a la enseñanza universitaria.

Por último, el análisis de la influencia regional en los gastos en educación, descubre un menor esfuerzo por parte de aquellas regiones más deprimidas.

REFERENCIAS

- ALBA-RAMIREZ, A. (1993), "*Mismatch in the Spanish Labor Market. Overeducation?*." The Journal of Human Resources; 28 (2), Spring, págs. 259-78.
- AL-QUDSI, S.S. (1989), "*Returns to education, sectoral pay differentials and determinants in Kuwait.*" Economics of Education Review. Vol. 8, N° 3, págs. 263-276.
- ANDERSON, C. A. (1983), "*Social Selection in Education and Economic Development.*" Washington, D.C.: World Bank, Education Department.
- CRAMER, J.S. (1991), "*The logit model. An introduction for economists*". Edward Arnold, ed. In the USA by Routledge, Chapman and Hall Inc.
- HOULE, R; OUELLET, L, "*L'influence des facteurs socio-économiques sur la demande privée d'enseignement universitaire.*" Canadian Journal of Economics; 15(4), November, págs. 693-705.
- KUGLER, B.; PSACHAROPOULOS, G. (1989), "*Earnings and education in Argentina: an analysis of the 1985 Buenos Aires Household Survey.*" Economics of Education Review. Vol. 8, N° 4, págs. 353-365.
- LANKFORD, H.; WYCKOFF, J. (1992), "*Primary and secondary school choice among public and religious alternatives.*" Economics of Education Review. Vol. 11, N° 4, págs. 317-337.
- NICAISE, I. (1992), "*Home inputs, resources constraints, and the unequal demand for education: a micro-economic approach.*" EALE-Conference, Warwick, September, págs. 13-24.
- PISSARIDES, C.A. (1982), "*From school to university: the demand for post-compulsory education in Britain.*" The Economic Journal, September, págs. 654-667.
- PSACHAROPOULOS, G.; WOODHALL, M. (1987), "*Educación para el desarrollo: un análisis de opciones de inversión.*" Ed. tecnos, Madrid.

- PSACHAROPOULOS, G. (1989), "*Time trends of the returns to education: cross-national evidence.*" *Economics of Education Review*. Vol. 8, N° 3, págs. 225-231.

- RAM, R. (1989), "*Can educational expansion reduce income inequality in less-developed countries?.*" *Economics of Education Review*. Vol. 8, N° 2, págs. 185-195.

- RODRÍGUEZ GUTIÉRREZ, C. (1992), "*La adquisición de capital humano: un modelo teórico y su contrastación.*" *Investigaciones Económicas (Segunda época)*. Vol. XVI, N° 2, págs. 305-316.

- SAWTELLE, B.A. (1993), "*Income elasticities of household expenditures: a US cross-section perspective*", *Applied Economics*, 25, págs. 635-644.

- VERDUGO, R.R. y VERDUGO, N.T. (1989), "*The impact of surplus schooling on earnings. Some additional findings.*" *Journal of Human Resources*; 24 (4), Fall, págs. 629-43.

DOCUMENTOS PUBLICADOS*

- WP-EC 91-01 "Medición de la Segregación Ocupacional en España: 1964-1988"
M. Sánchez. Mayo 1991.
- WP-EC 91-02 "Capital Adequacy in the New Europe"
E.P.M. Gardener. Mayo 1991.
- WP-EC 91-03 "Determinantes de la Renta de los Hogares de la Comunidad Valenciana. Una Aproximación Empírica."
M.L. Molto, C. Peraita, M. Sánchez, E. Uriel. Mayo 1991.
- WP-EC 91-04 "Un Modelo para la Determinación de Centros Comerciales en España".
A. Peiró, E. Uriel. Septiembre 1991.
- WP-EC 91-05 "Exchange Rate Dynamics. Cointegration and Error Correction Mechanism".
M.A. Camarero. Septiembre 1991.
- WP-EC 91-06 "Aplicación de una Versión Generalizada del Lema de Shephard con Datos de Panel al Sistema Bancario Español".
R. Doménech. Septiembre 1991.
- WP-EC 91-07 "Necesidades, Dotaciones y Deficits en las Comunidades Autónomas"
B. Cabrer, M. Mas, A. Sancho. Diciembre 1991.
- WP-EC 91-08 "Un Análisis del Racionamiento de Crédito de Equilibrio"
J. Quesada. Diciembre 1991.
- WP-EC 91-09 "Cooperación entre Gobiernos para la Recaudación de Impuestos Compartidos"
G. Olcina, F. Pérez. Diciembre 1991.
- WP-EC 91-10 "El impacto del Cambio Tecnológico en el Sistema Bancario: El Cajero Automático"
J. Maudos. Diciembre 1991.
- WP-EC 91-11 "El Reparto del Fondo de Compensación Interterritorial entre las Comunidades Autónomas"
C. Herrero, A. Villar. Diciembre 1991.
- WP-EC 91-12 "Sobre la Distribución Justa de un Pastel y su Aplicación al Problema de la Financiación de las Comunidades Autónomas"
C. Herrero, A. Villar. Diciembre 1991.
- WP-EC 92-01 "Asignaciones Igualitarias y Eficientes en Presencia de Externalidades"
C. Herrero, A. Villar. Abril 1992.
- WP-EC 92-02 "Estructura del Consumo Alimentario y Desarrollo Economico"
E. Reig. Abril 1992.
- WP-EC 92-03 "Preferencias de Gasto Reveladas por las CC.AA."
M. Mas, F. Pérez. Mayo 1992.

* Para obtener una lista de documentos de trabajo anteriores a 1991, por favor, póngase en contacto con el departamento de publicaciones del IVIE.

- WP-EC 92-04 "Valoración de Títulos con Riesgo: Hacia un Enfoque Alternativo"
R.J. Sirvent, J. Tomás. Junio 1992.
- WP-EC 92-05 "Infraestructura y Crecimiento Económico: El Caso de las Comunidades Autónomas"
A. Cutanda, J. Paricio. Junio 1992.
- WP-EC 92-06 "Evolución y Estrategia: Teoría de Juegos con Agentes Limitados y un Contexto Cambiante"
F. Vega Redondo. Junio 1992.
- WP-EC 92-07 "La Medición del Bienestar mediante Indicadores de 'Renta Real': Caracterización de un Índice de Bienestar Tipo Theil"
J.M. Tomás, A. Villar. Julio 1992.
- WP-EC 92-08 "Corresponsabilización Fiscal de Dos Niveles de Gobierno: Relaciones Principal-Agente"
G. Olcina, F. Pérez. Julio 1992.
- WP-EC 92-09 "Labour Market and International Migration Flows: The Case of Spain"
P. Antolín. Julio 1992.
- WP-EC 92-10 "Un Análisis Microeconómico de la Demanda de Turismo en España"
J.M. Pérez, A. Sancho. Julio 1992.
- WP-EC 92-11 "Solución de Pérdidas Proporcionales para el Problema de Negociación Bipersonal"
M.C. Marco. Noviembre 1992.
- WP-EC 92-12 "La Volatilidad del Mercado de Acciones Español"
A. Peiró. Noviembre 1992.
- WP-EC 92-13 "Evidencias Empíricas del CAPM en el Mercado Español de Capitales"
A. Gallego, J.C. Gómez, J. Marhuenda. Diciembre 1992.
- WP-EC 92-14 "Economic Integration and Monetary Union in Europe or the Importance of Being Earnest: A Target-Zone Approach"
E. Alberola. Diciembre 1992.
- WP-EC 92-15 "Utilidad Expandida y Algunas Modalidades de Seguro"
R. Sirvent, J. Tomás. Diciembre 1992.
- WP-EC 93-01 "Efectos de la Innovación Financiera sobre la Inversión: El Caso del Leasing Financiero"
M.A. Díaz. Junio 1993.
- WP-EC 93-02 "El problema de la Planificación Hidrológica: Una Aplicación al Caso Español"
A. González, S.J. Rubio. Junio 1993.
- WP-EC 93-03 "La Estructura de Dependencia del Precio de las Acciones en la Identificación de Grupos Estratégicos: Aplicación al Sector Bancario Español"
J.C. Gómez Sala, J. Marhuenda, F. Más. Noviembre 1993.
- WP-EC 93-04 "Dotaciones del Capital Público y su Distribución Regional en España"
M. Mas, F. Pérez, E. Uriel. Noviembre 1993.
- WP-EC 93-05 "Disparidades Regionales y Convergencia en las CC.AA. Españolas"
M. Mas, J. Maudos, F. Pérez, E. Uriel. Noviembre 1993.
- WP-EC 93-06 "Bank Regulation and Capital Augmentations in Spain"
S. Carbó. Diciembre 1993.

- WP-EC 93-07 "Transmission of Information Between Stock Markets"
A. Peiró, J. Quesada, E. Uriel. Diciembre 1993.
- WP-EC 93-08 "Capital Público y Productividad de la Economía Española"
M. Mas, J. Maudos, F. Pérez, E. Uriel. Diciembre 1993.
- WP-EC 93-09 "La Productividad del Sistema Bancario Español (1986-1992)"
J.M. Pastor, F. Pérez. Diciembre 1993.
- WP-EC 93-10 "Movimientos Estacionales en el Mercado de Acciones Español"
A. Peiró. Diciembre 1993.
- WP-EC 93-11 "Thresholds Effects, Public Capital and the Growth of the United States"
J. García Montalvo. Diciembre 1993.
- WP-EC 94-01 "International Migration Flows: The Case of Spain"
P. Antolín. Febrero 1994.
- WP-EC 94-02 "Interest Rate, Expectations and the Credibility of the Bank of Spain"
F.J. Goerlich, J. Maudos, J. Quesada. Marzo 1994.
- WP-EC 94-03 "Macromagnitudes Básicas a Nivel Sectorial de la Industria Española: Series Históricas"
F.J. Goerlich, V. Orts, S. García. Mayo 1994.
- WP-EC 94-04 "Job Search Behaviour"
P. Antolín. Mayo 1994.
- WP-EC 94-05 "Unemployment Flows and Vacancies in Spain"
P. Antolín. Mayo 1994.
- WP-EC 94-06 "Paro y Formación Profesional: Un Análisis de los Datos de la Encuesta de Población Activa"
C. García Serrano, L. Toharia. Mayo 1994.
- WP-EC 94-07 "Determinantes de la Dinámica de la Productividad de los Bancos y Cajas de Ahorro Españolas"
J.M. Pastor. Junio 1994.
- WP-EC 94-08 "Estimación Regionalizada del Stock de Capital Privado (1964-1989)"
F.J. Escribá, V. Calabuig, J. de Castro, J.R. Ruiz. Junio 1994.
- WP-EC 94-09 "Capital Público y Eficiencia Productiva Regional (1964-1989)"
M. Mas, J. Maudos, F. Pérez, E. Uriel. Julio 1994.
- WP-EC 94-10 "Can the Previous Year Unemployment Rate Affect Productivity? A DPD Contrast"
R. Sánchez. Septiembre 1994.
- WP-EC 94-11 "Comparing Cointegration Regression Estimators: Some Additional Monte Carlo Results"
J. García Montalvo. Septiembre 1994.
- WP-EC 94-12 "Factores Determinantes de la Innovación en las Empresas de la Comunidad Valenciana"
M. Gumbau. Septiembre 1994.
- WP-EC 94-13 "Competencia Imperfecta y Discriminación de Precios en los Mercados de Exportación. El Caso del Sector de Pavimentos Cerámicos"
J. Balaguer. Noviembre 1994.

- WP-EC 94-14 "Utilidad Expandida Estado Dependiente: Algunas Aplicaciones"
R.J. Sirvent, J. Tomás. Noviembre 1994.
- WP-EC 94-15 "El Efecto de las Nuevas Tecnologías de Transacción en la Demanda de Dinero en España"
J. Maudos. Noviembre 1994.
- WP-EC 94-16 "Desajustes en los Tipos de Cambio e 'Hysteresis' en los Flujos Comerciales: Las Exportaciones Españolas a EE.UU."
J. de Castro, V. Orts, J.J. Sempere. Diciembre 1994.
- WP-EC 94-17 "Stock Prices and Macroeconomic Factors: Evidence from European Countries"
A. Peiró. Diciembre 1994.
- WP-EC 95-01 "Margen Precio-Coste Marginal y Economías de Escala en la Industria Española: 1964-1989"
F.J. Goerlich, V. Orts. Abril 1995.
- WP-EC 95-02 "Temporal Links Between Price Indices of Stock Markets with Overlapping Business Hours"
A. Peiró, J. Quesada, E. Uriel. Abril 1995.
- WP-EC 95-03 "Competitive and Predatory Multi-Plant Location Decisions"
A. García Gallego, N. Georgantzis. Abril 1995.
- WP-EC 95-04 "Multiproduct Activity and Competition Policy: The Tetra Pack Case"
A. García Gallego, N. Georgantzis. Junio 1995.
- WP-EC 95-05 "Estudio Empírico de la Solvencia Empresarial en Comunidad Valenciana"
J.L. Gandía, J. López. R. Molina. Junio 1995.
- WP-EC 95-06 "El Método Generalizado de los Momentos"
A. Denia, I. Mauleón. Junio 1995.
- WP-EC 95-07 "Determinación de una Tipología de Hogares en el Marco de una Matriz de Contabilidad Social"
M.L. Moltó, S. Murgui, E. Uriel. Junio 1995.
- WP-EC 95-08 "Relaciones Rentabilidad-Riesgo en Futuros Sobre Deuda a Largo Plazo"
R.M. Ayela. Junio 1995.
- WP-EC 95-09 "Eficiencia, Cambio Productivo y Cambio Técnico en los Bancos y Cajas de Ahorros Españolas: Un Análisis Frontera no Paramétrico"
J.M. Pastor. Junio 1995.
- WP-EC 95-10 "Infrastructures and Productivity in the Spanish Regions"
M. Mas, J. Maudos, F. Pérez, E. Uriel. Octubre 1995.
- WP-EC 95-11 "Macroeconomic Performance of Sixteen Ibero-American Countries over the Period 1980-1991"
C.A. Knox Lowell, J.T. Pastor. Octubre 1995.
- WP-EC 95-12 "Determinantes de la Demanda de Educación en España"
P. Beneito, J. Ferri, M^a. Moltó, E. Uriel.