

Estudios de Economía Aplicada
Nº 17, 2001. Págs. 107-124

¿Determina el salario mínimo seguir o no estudiando en España?

CAPARRÓS RUIZ, Antonio
NAVARRO GÓMEZ, M^a Lucía
*Departamento de Estadística y Econometría
Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales
Universidad de Málaga*

Se agradecen las sugerencias efectuadas por un evaluador anónimo, que han sido introducidas en el texto, así como la financiación obtenida del proyecto PB98-1411 C0301.

RESUMEN

Este artículo analiza las decisiones de los jóvenes españoles entre estudiar y trabajar haciendo especial énfasis en la influencia del Salario Mínimo Interprofesional (SMI) y la capacidad de financiación de los gastos educativos entre otros factores. Los datos usados provienen del primer ciclo del Panel de Hogares de la Unión Europea para España (PHOGUE) realizado en 1994 por el Instituto Nacional de Estadística (INE). Los principales resultados indican, en primer lugar, que altas rentas familiares, nivel de estudios del padre elevado y posesión de becas aumentan la permanencia del individuo en el sistema educativo, sobre todo si es mujer. En segundo lugar, en las comunidades autónomas con bajas tasas de paro y salarios medios cercanos al SMI, la probabilidad de permanecer en el sistema educativo sin trabajar es menor que en el resto de las comunidades. Finalmente, los individuos que viven simultáneamente en hogares con altas rentas familiares y en comunidades con índices de Kaitz por encima de la media tienen un mayor incentivo para seguir en el sistema educativo y fuera del mercado laboral, que el resto de los jóvenes.

Palabras claves: Mercado de trabajo, jóvenes, escolarización, salario mínimo, índice de Kaitz.

ABSTRACT

This paper analyzes the youth's labor and education decisions, focusing on the influence of the minimum wage and their capacity to finance their general training between others factors. Data used are derived from the *Panel de Hogares de la Unión Europea España* (PHOGUE) provided by the *Instituto*

Nacional de Estadística(INE). First, the main outcomes indicate that high income households, fathers with high educational level and grants increase the schooling years of the youth, especially in the women. Secondly, in the regions with low unemployment rates and average wages near the minimum wage, the probability of remaining at school, without working, is smaller otherwise. Finally, the individuals living, simultaneously, in high income families and in regions with Kaitz index above the average wages, have a bigger incentive to stay at school than the rest of the youth.

Keywords: Labor market, youth, school, minimum wage, Kaitz index

Código UNESCO: 530710 y 531204

Aceptado en julio de 2000.

I. Introducción

La elevada tasa de desempleo juvenil existente en España es uno de los problemas fundamentales de nuestro mercado de trabajo, que ha sido analizado desde diversos puntos de vista. Inicialmente, Agüero y Olano (1988), García de Blas (1988) y Toharia y Muro (1988) señalaban como causas del fenómeno la caída generalizada de la demanda laboral, la expansión de la oferta de empleo motivada por la explosión demográfica y la excesiva rigidez institucional de nuestro mercado de trabajo.

Posteriormente, el problema ha sido abordado desde la óptica de las características de la incorporación de los jóvenes al mercado laboral y, más en concreto, examinando las transiciones de los individuos desde el sistema de enseñanza hacia el mercado de trabajo. Bajo este enfoque, Lassibille et al. (2001), en base a la Encuesta Sociodemográfica realizada por el Instituto Nacional de Estadística (INE) en 1981, analizan el desajuste educativo de los jóvenes en España. Por otra parte, Alba (1993) y García y Malo (1996) estudian la influencia de dicho desajuste sobre los rendimientos de la enseñanza y la movilidad laboral, respectivamente. El primero de ellos utiliza la información contenida en la Encuesta de Condiciones de Vida y Trabajo, elaborada por el Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales en 1985, mientras que el segundo se basa en la Encuesta de Estructura, Conciencia y Biografía de Clase efectuada por el INE en 1991. Beneito et al. (1996), también con esta última encuesta, observan la relación entre la sobreeducación y la participación en programas de formación.

Los artículos anteriores analizan la influencia de la educación una vez que el individuo ha hecho la transición del sistema educativo al mercado laboral, mientras que Albert et al. (1998), usando la información de la Encuesta de Población Activa enlazada del INE, examinan el paso previo a la salida del sistema educativo permitiendo todas las transiciones posibles.

Bajo esta última óptica y en base al PHOGUE (INE, 1994), el artículo presentado aquí analiza las decisiones laborales y educativas de los jóvenes, haciendo especial énfasis en la influencia del Salario Mínimo Interprofesional (SMI) y la capacidad de financiación de los gastos de la enseñanza sobre dichas decisiones, entre otros factores determinantes.

En España, si bien la literatura más reciente ha abordado el efecto del salario mínimo sobre el empleo desde un punto de vista macroeconómico (Dolado et al. 1996; Dolado y Felgueroso, 1997; González, 1997; y Caparrós y Navarro, 1998), aún no ha examinado la influencia del mismo sobre las decisiones de inversión en capital humano de los jóvenes.

Estos estudios han aparecido bajo el renovado interés surgido en la actualidad por el tema, causado principalmente por dos razones. En primer lugar, un reciente trabajo de la OCDE (1994) prevenía de los perjudiciales efectos del salario mínimo sobre los más jóvenes y sobre los trabajadores de regiones con baja productividad. Dicho estudio recomendaba una revisión de la utilización del salario mínimo como instrumento para lograr objetivos redistributivos, aconsejando bien reducir su papel como tal instrumento o, simplemente, abolirlos como ocurrió en el Reino Unido en 1993. En segundo lugar, la aparición del trabajo de Card y Krueger (1994) fue un desafío al consenso existente entre los economistas hasta entonces, que suponía que un aumento del 1% del salario mínimo reducía el empleo de los más jóvenes entre el 0,1% y el 0,3% (véase Brown et al. 1982); mientras que Card y Krueger mostraban una relación positiva entre el crecimiento del salario mínimo y el empleo, contradiciendo así los resultados de la literatura convencional.

Sin embargo, son aún pocos los trabajos que han valorado la influencia de los salarios mínimos sobre las decisiones de inversión en capital humano de los jóvenes, pudiéndose citar entre uno de los primeros el de Rosen (1972). A nivel agregado, los efectos del salario mínimo sobre la cantidad de inversión en capital humano de los jóvenes han sido contradictorios (véanse por ejemplo, los artículos de Ragan, 1977 y Mattile, 1979). Una de las principales críticas a dichos estudios proviene de ignorar las consecuencias sobre la distribución de la renta de la imposición de un salario mínimo; deficiencia que pretendió paliar a nivel microeconómico Ehrenberg y Marcus (1982), introduciendo los ingresos familiares como variable explicativa adicional para recoger los efectos diferenciales del salario mínimo, según el tamaño de la renta de los hogares. Más recientemente, Neumark y Wascher (1994), utilizando información a nivel estatal para los EEUU entre 1977 y 1989, encontraron que el salario mínimo estaba provocando una salida de los jóvenes del sistema educativo y un aumento del grupo de los que no estaban ni estudiando ni trabajando.

En base a estos últimos enfoques, uno de nuestros objetivos principales es analizar las consecuencias que el SMI tiene en España sobre las decisiones de los jóvenes frente al sistema de enseñanza y al mercado laboral, considerando también entre otros factores explicativos su capacidad para financiar los gastos educativos.

La estructura del resto del trabajo es la siguiente. Después de presentar en la sección II la descripción de los datos utilizados, en la siguiente se muestra la especificación econométrica empleada para la estimación del modelo de decisión correspondiente. Por último, los resultados obtenidos y las principales conclusiones se exponen en las secciones V y VI, respectivamente.

II. Descripción de la muestra

Como se ha señalado anteriormente, la base empírica de este trabajo ha sido el primer ciclo del PHOGUE (INE, 1994). Los objetivos de esta encuesta son el estudio

de los cambios, las transiciones y las duraciones de diferentes situaciones sociales y de condiciones de vida de la población. En este primer ciclo, se analiza la situación económico-social de un conjunto de 17.908 individuos en 1994, proporcionándose información retrospectiva sobre ellos para el año 1993.

De esta fuente estadística, seleccionamos una muestra de jóvenes con edades comprendidas entre 17 y 22 años en 1994, y con un nivel de estudios finalizado no superior al segundo nivel de enseñanza secundaria, lo que corresponde a un 11,6% del total de individuos observados en la encuesta. Esto quiere decir que en la muestra pueden existir individuos cursando niveles educativos posteriores al segundo nivel de enseñanza secundaria (por ejemplo, estudios universitarios), pero no aparecerán aquellos que hayan completado tal ciclo educativo superior.

La elección de esta muestra se justifica por las siguientes razones. En primer lugar, en relación al intervalo de edad utilizado, el límite inferior es de 17 años ya que en el momento de realización de la encuesta (1994) eran los individuos con menor edad dentro de los que podían participar en el mercado de trabajo. Con respecto al límite superior, se escoge la edad de 22 años pues a partir de ahí el porcentaje de estudiantes es bastante bajo. Concretamente, en nuestro intervalo están recogidos el 88% de los jóvenes que estudian.

En segundo lugar, en la muestra sólo se han incluido individuos con baja formación, puesto que son ellos los que pueden verse más afectados por la existencia de un SMI, al ser en un principio los que ocuparán trabajos menos cualificados. En efecto, conforme aumenta la inversión en capital humano del individuo, mayor será la probabilidad de encontrar un empleo con salario alejado del SMI (ver, por ejemplo, Lassibille, 1993).

En tercer lugar, se han excluido de la muestra a aquellas personas que carecen de libertad para determinar en qué estados de los señalados anteriormente desean estar, éstos son los individuos incapacitados y los que están haciendo el servicio militar o la prestación social sustitutoria, los cuales computan un total de 68 observaciones.

En cuarto lugar, cabe pensar que en las decisiones del joven tiene una gran importancia la capacidad de su familia para financiar sus estudios, y que esta influencia recaerá principalmente sobre los individuos que aún habitan en el hogar familiar, en la medida en que los que ya se han independizado tomaron sus decisiones previamente. Bajo este razonamiento, se han eliminado a los individuos que son cabeza de familia o cónyuge del cabeza de familia, los cuales representan sólo el 1,7% del total inicial¹.

1. Esta exclusión permite también poder considerar el nivel de estudios de los padres, al poder unir la información de los hogares con la de los individuos. Como se ha mostrado en otros contextos, ésta es una variable que ejerce una gran influencia sobre la demanda de educación (ver, por ejemplo para el caso español, Lassibille, 1993, Lassibille y Navarro, 1997 y 1998).

De esta forma la muestra queda reducida a 1.951 individuos, cuya clasificación por edad y según su relación con el sistema educativo y el mercado laboral aparece en la tabla 1. En ella se observa que la mayor parte de los jóvenes, el 59,3%, son estudiantes y no trabajan, siendo sólo un 4,6% los que estudian y trabajan. Además, cabe resaltar que un alto porcentaje de personas ni trabajan ni estudian, un 17,9%, de las cuales el 92% son individuos que buscan trabajo, un 4,6% corresponde a personas dedicadas a las tareas domésticas y el 3,4% restante son individuos con otras razones de inactividad.

Tabla 1. Jóvenes con bajo nivel de cualificación según su edad y su relación con el sistema educativo y el mercado de trabajo

Edad	Estudiante y no empleado (%)	Estudiante y empleado (%)	No estudiante y empleado (%)	No estudiante y no empleado (%)	Total	
					Nº Observaciones	%
17	79,3	2,8	9,0	8,8	387	100
18	65,3	3,9	13,2	17,6	380	100
19	67,5	3,1	13,4	15,9	320	100
20	54,3	5,1	18,5	22,2	352	100
21	39,2	6,8	30,2	23,8	265	100
22	36,4	6,9	33,6	23,1	247	100
Total	59,3	4,6	18,2	17,9	1951	100

Fuente: PHOGUE. INE (1994)

III. Especificación del modelo

Los factores determinantes de que un individuo se encuentre en alguno de los cuatro estados anteriormente citados respecto al sistema educativo y al mercado laboral son, en primer lugar, sus características personales, entre las cuales se incluyen el sexo y el máximo nivel de estudios alcanzado por el sujeto². En segundo lugar, se introducen sus características familiares, como son la renta del hogar ajustada por el tamaño de la familia³, excluyendo de ella las ganancias obtenidas por el propio

2. En nuestro caso: nivel primario, primer nivel de enseñanza secundaria y segundo nivel de enseñanza secundaria.

3. Se utiliza la escala de Oxford para ajustar la renta del hogar al tamaño de la familia. Esta escala de equivalencia es la que recomienda la OECD en sus directrices estadísticas y es también empleada por el INE. Se define como: $e(n_1, n_2) = 1 / [1 + 0,7*(n_1-1) + 0,5*n_2]$

donde n_1 es el número de adultos (personas mayores de 14 años) en el hogar y n_2 es el número de menores.

individuo en el caso de que se hubiesen producido⁴, y el máximo nivel de enseñanza del cabeza de familia. De manera más concreta, para la primera variable se distingue la situación de si el individuo tiene una renta familiar corregida por debajo de la media de su comunidad autónoma o por encima de ella, y para la segunda variable se toman los distintos niveles educativos que aparecen en la encuesta: primario, sin estudios o analfabetos, primer nivel de enseñanza secundaria, segundo nivel de enseñanza secundaria, FPII y módulo III de FP, universitario de ciclo corto y universitario de ciclo largo.

Finalmente, se tienen en cuenta las características del entorno en que habita el joven. Para ello, se considera como indicador de las oportunidades de encontrar un trabajo, la tasa de desempleo de su comunidad autónoma para individuos con edades comprendidas entre 17 y 22 años con el nivel de estudios señalado en nuestra muestra. También aquí se distingue concretamente entre vivir en una zona con una tasa de desempleo por debajo o por encima de la media nacional. Por otra parte, se mide la influencia del SMI a través del índice de Kaitz por comunidad autónoma, que ha sido construido dividiendo el SMI por hora entre el salario medio por hora de la comunidad para los individuos con las características de la muestra.

En España, el sistema actual de salarios mínimos fue introducido en 1963 y es fijado por el gobierno con los sindicatos y las organizaciones empresariales. Con anterioridad a este sistema, el salario mínimo variaba según la edad del sujeto y su región de residencia; actualmente, existe un índice para trabajadores con edades iguales o superiores a 18 años y otro para trabajadores con edades entre 16 y 17 años. Este hecho ha sido recogido en la construcción del índice, ya que si el joven tiene 17 años se utiliza el SMI correspondiente a los trabajadores con edades entre 16 y 17 años, usándose el otro SMI para todos los demás individuos.

El índice de Kaitz refleja los efectos del salario mínimo, que serán mayores cuanto más cerca se encuentre éste del salario medio de la región. No obstante, dichos efectos también dependen del tamaño del colectivo existente en la comunidad autónoma que pueda verse afectado o beneficiado por dicho salario mínimo. Para recoger este fenómeno, multiplicamos el índice de Kaitz por el porcentaje que representa el número de activos con edades entre 17 y 22 años, con el nivel de estudios indicado en nuestra muestra, sobre el total de activos de la región (Tabla 2). Los individuos se distinguen después, según vivan en una comunidad con un índice de Kaitz corregido por debajo o por encima de la media.

4. La omisión de estas ganancias se justifica por el hecho de que se desea conocer la influencia de la capacidad financiera del sujeto antes de que tome su decisión entre trabajar y/o estudiar en 1994, como su renta no afecta a esta decisión al ser un resultado a posteriori, por ello no se computa.

Tabla 2. Índice de Kaitz regional ^A

	<i>Para menores de 18 años</i>	<i>Para mayores de 18 años</i>
Andalucía	0,067	0,101
Aragón	0,028	0,043
Asturias	0,042	0,065
Baleares	0,054	0,082
Canarias	0,052	0,079
Cantabria	0,030	0,046
Castilla y León	0,031	0,048
Castilla-La Mancha	0,049	0,062
Cataluña	0,035	0,053
Comunidad Valenciana	0,043	0,065
Extremadura	0,068	0,104
Galicia	0,031	0,048
Madrid	0,032	0,049
Murcia	0,059	0,089
Navarra	0,033	0,050
País Vasco	0,024	0,033
La Rioja	0,017	0,026

A/ El índice de Kaitz se ha construido dividiendo el salario mínimo por hora (publicado por el BOE) entre el salario medio por hora de la región (para jóvenes con edades comprendidas entre 17 y 22 años, con nivel de estudios inferior o igual al secundario) y multiplicando este cociente por el porcentaje de activos en la comunidad con las características de la muestra.

Fuente: PHOGUE. INE (1994) y BOE (31-12-1993)

La tabla 3 presenta los estadísticos descriptivos de estas variables explicativas. En ella se observa, en primer lugar, que salvo en el caso de ser estudiante y no empleado, los varones son mayoritarios en los demás estados, sobre todo en la situación de no estudiante y empleado, en que los hombres duplican a las mujeres.

Respecto al nivel educativo, los individuos poseedores de un diploma de estudios primarios son minoritarios en la muestra, mientras que los titulados de la enseñanza secundaria de segundo nivel son mayoritarios entre los estudiantes, estén o no empleados, y aquellos que tienen un diploma de primer nivel de enseñanza secundaria lo son entre los no estudiantes, cualquiera que sea su estatus laboral. Por el contrario, la mayor parte de los padres de los jóvenes sólo tienen estudios primarios, esta situación es particularmente frecuente entre los hijos que no son estudiantes.

Tabla 3. Descripción estadística de las variables explicativas en la estimación del logit multinomial

	Estudiante y no empleado		Estudiante y empleado		No estudiante y empleado		No estudiante y no empleado	
	Med.	D.Standard	Med.	D.Standard	Med.	D.Standard	Med.	D.Standard
Sexo:								
Varón	0,4507	0,4978	0,6180	0,4886	0,6770	0,4638	0,5186	0,5004
Mujer	0,5493	0,4978	0,3820	0,4886	0,3230	0,4683	0,4814	0,5004
Nivel de estudios del individuo:								
2º nivel de enseñanza secundaria	0,6393	0,4804	0,5506	0,5003	0,1208	0,3263	0,1211	0,3268
1º nivel de enseñanza secundaria	0,3106	0,4629	0,3596	0,4826	0,5225	0,5002	0,5031	0,5008
Estudios primarios o sin estudios	0,0501	0,2184	0,0898	0,2876	0,3567	0,4797	0,3758	0,4851
Renta familiar media:								
Por encima de la media	0,4896	0,5001	0,3708	0,4858	0,2416	0,4286	0,2298	0,4214
Por debajo de la media	0,5104	0,5001	0,6292	0,4858	0,7548	0,4286	0,7702	0,4214
Estudios del cabeza de familia:								
Universitario	0,1055	0,3074	0,1124	0,3176	0,0028	0,0530	0,0031	0,0557
Diplomado	0,0666	0,2495	0,0674	0,2522	0,0112	0,1056	0,0062	0,0787
Fp II y/o módulo III de FP	0,0449	0,2074	0,3371	0,1815	0,0112	0,1056	0,0186	0,1354
2º nivel de enseñanza secundaria	0,0873	0,2825	0,0562	0,2316	0,0196	0,1390	0,0310	0,1737
1º nivel de enseñanza secundaria	0,1972	0,3981	0,2472	0,4338	0,1826	0,3869	0,0994	0,2996
Estudios primarios o sin estudios	0,4974	0,5002	0,4719	0,5020	0,7728	0,4198	0,8416	0,3657
Tasa de desempleo de la comunidad:								
Por encima de la media nacional	0,5917	0,4917	0,3708	0,4858	0,3876	0,4879	0,6180	0,4866
Por debajo de la media nacional	0,4083	0,4917	0,6292	0,4858	0,6124	0,4879	0,3820	0,4866
Índice de Kaitz regional corregido:								
Por encima de la media nacional	0,2690	0,4436	0,3258	0,4713	0,3792	0,4859	0,4627	0,4994
Por debajo de la media nacional	0,7310	0,4436	0,6742	0,4713	0,6208	0,4859	0,5373	0,4994
Interacción índice de Kaitz regional:								
corregido y renta familiar								
Por encima de la media	0,1436	0,3508	0,1236	0,3310	0,0786	0,2696	0,0994	0,2996
Por debajo de la media	0,8564	0,3508	0,8764	0,4713	0,9214	0,4859	0,9006	0,2996
Numero de observaciones	1156		89		356		322	

Fuente: PHOGUE. INE (1994)

Por último, en cuanto a las variables de entorno, un índice de Kaitz regional por debajo de la media se presenta con más frecuencia en el caso de los estudiantes, estén o no empleados, mientras que los trabajadores, sean estudiantes o no, son mayoritarios en regiones con tasas de paro por debajo de la media nacional.

A fin de estimar la influencia de los factores anteriores sobre la probabilidad de que un individuo se encuentre en una determinada situación, se especifica el siguiente modelo *logit multinomial*:

$$\ln(p_{ji}/p_{1i}) = \beta_1 + \sum \beta_h X_{hi} + \varepsilon_{ji}, \quad \text{con } j = 2,3, 4; \quad h = 2, \dots, 12. \quad (\text{I})$$

p_{1i} toma el valor 1 si el individuo estudia y no trabaja, y 0 en otro caso; p_{2i} es igual a 1 si el joven estudia y trabaja, y 0 en el resto; p_{3i} es igual a 1 si el individuo trabaja y no estudia, y 0 de otra forma; finalmente, p_{4i} es 1 si el joven ni estudia ni trabaja, y 0 en el resto de los casos.

En este análisis previo no se ha considerado la trascendencia que tiene el sistema de becas sobre la decisión de seguir o no en el sistema de enseñanza⁵. Para valorar dicha influencia, se utiliza la información que proporciona la misma encuesta sobre la situación de los individuos de la muestra un año antes, o sea en 1993. De esta forma, se selecciona a los jóvenes que estuviesen estudiando en 1993, señalándose a los que tuvieran beca, para, a continuación, volver a estimar el modelo (I) pero restringiéndolo a únicamente dos alternativas, p_{1i}^* (el individuo únicamente estudia) y p_{2i}^* (el individuo se encuentra en una situación diferente a la expuesta por p_{1i}^*)⁶, e introduciendo como variables explicativas las reseñadas anteriormente para el modelo multinomial, más una que indica si el individuo tenía beca en el año 1993. Es decir que se tiene el *modelo logit* siguiente:

$$\ln(p_{2i}^* / p_{1i}^*) = \beta_1 + \sum \beta_h X_{hi} + \varepsilon_i, \quad \text{con } h = 2, \dots, 13. \quad (\text{II})$$

Cabe esperar que si el individuo disfrutó de una beca en 1993 tenga bastantes posibilidades de seguir teniéndola en 1994, lo cual sería una fuente de financiación de los estudios adicional a la familiar, que debería afectar positivamente a su probabilidad de que en 1994 siga estudiando. Además de la capacidad de financiación que proporciona la beca, su concesión es un indicador de que el individuo es un buen estudiante y es así un buen predictor de su permanencia en el sistema de enseñanza.

IV. Resultados de la estimación

Los resultados obtenidos al estimar el modelo logit multinomial (I) aparecen en la tabla 4 siguiente⁷. En ella puede observarse, en primer lugar, que los varones tienen

5. Evidentemente existen también otros motivos importantes que influyen en esta decisión, como son las calificaciones obtenidas por el alumno en los cursos anteriores, pero desafortunadamente la encuesta no proporciona información sobre ellas.

6. En este caso se han considerado únicamente dos alternativas, debido a que la muestra con la que trabajamos no permite realizar el análisis multinomial expuesto en el primer modelo. En efecto, hay un bajo número de observaciones en algunas de las situaciones en las que se puede encontrar el individuo en relación con el sistema educativo y el mercado de trabajo, que impide efectuar las estimaciones.

7 Las estimaciones presentadas excluyen de la situación de los individuos que ni estudian ni trabajan a aquellos que no buscan empleo. Esto se ha hecho debido a que el comportamiento de estos jóvenes será

más probabilidad que las mujeres de encontrarse en una situación diferente a la del estado de referencia. Concretamente, el cociente entre la probabilidad de trabajar y no estudiar con respecto a la probabilidad de estudiar es 2,17 veces mayor para los varones que para las mujeres⁸. Este resultado corrobora las predicciones esperadas, ya que la discriminación que puede afectar a las mujeres para obtener empleos pocos cualificados, unida a la discriminación salarial que se presenta una vez obtenido el trabajo⁹, posiblemente induce a las mujeres a permanecer en el sistema educativo, con el objetivo de lograr la suficiente formación para acceder a empleos menos discriminatorios sexualmente, al exigir mayor preparación.

En lo referente al máximo nivel de enseñanza alcanzado por el individuo, se destaca que, en general, conforme aumenta la formación del joven, mayor es la probabilidad de encontrarse en el sistema educativo que en cualquiera de las otras situaciones¹⁰. Estos resultados son también los esperados, pues una vez que los jóvenes se deciden a realizar estudios post-obligatorios tienen mayor probabilidad de permanecer en el sistema de enseñanza¹¹. Por otra parte, dada la escasa formación específica que se añade a los estudios de enseñanza secundaria general, el individuo no tiene mucho interés en participar en el mercado laboral, donde tendrá que competir por puestos de trabajo en casi igualdad de condiciones que los individuos con menores niveles educativos, con lo que la mejor opción será continuar su formación académica.

La variable que muestra en qué lugar se halla la renta familiar del sujeto es significativa en todas las situaciones y presenta el signo esperado. Es decir, si los individuos pertenecen a un hogar con una renta familiar por encima de la media, la probabilidad de que se encuentre en una situación diferente a la de estudiar y no traba-

diferente al de los buscadores de empleo, pero el escaso número de individuos en esa situación (28 observaciones) no nos ha permitido tratarla por separado. No obstante, a fin de contrastación, se han realizado también las estimaciones incluyendo a esos individuos en la categoría de los que no estudian ni trabajan, obteniéndose resultados similares a los expuestos. Estas estimaciones están disponibles a requerimiento del lector.

8 Este valor se obtiene hallando la exponencial del coeficiente de la variable sexo en la tabla 3 (ver Greene, 1997).

9 En 1991 el salario por hora de las mujeres en los trabajos manuales representaba un 72,22% del correspondiente a los varones (ver García, 1997).

10 Hay que señalar que los coeficientes no son significativos en el caso en que el individuo estudie y trabaje, probablemente por el escaso número de observaciones existentes en esta alternativa. No obstante, los signos son los esperados y señalarían que cuando crece el nivel de estudios, mayor es el tiempo que los jóvenes tienen que dedicarle a los mismos y, por consiguiente, menor es la probabilidad de compatibilizar el estudio con el trabajo.

11 La evidencia empírica confirma estos hechos (ver por ejemplo Albert, 1998, para un análisis en España de las transiciones de los niveles educativos no superiores, como los que nos conciernen aquí).

Tabla 4. Estimación de las decisiones de los jóvenes respecto al sistema educativo y al mercado de trabajo^A

	Ln(p _{2i} /p _{1i})		Ln(p _{3i} /p _{1i})		Ln(p _{4i} /p _{1i})	
	Coefficiente	Desv.St.	Coefficiente	Desv.St.	Coefficiente	Desv.St.
Constante	-2,7559***	0,4505	0,0260	0,2177	0,6345***	0,2091
Sexo	0,4672**	0,2388	0,7737***	0,1410	0,3517**	0,1541
Máximo nivel de estudios finalizado						
2º nivel de enseñanza secundaria	-0,6322*	0,4209	-3,1817***	0,1944	-3,2583***	0,2381
1º nivel de enseñanza secundaria	-0,4736	0,4271	-1,3958***	0,2347	-1,4823***	0,1948
Renta familiar	-0,6621**	0,3029	-0,4141**	0,1999	-0,4510**	0,2162
Máximo nivel de estudios finalizado por el cabeza de familia						
Universitario	-0,4736	0,4044	-2,8049***	1,0283	-2,6017**	1,0219
Diplomado	-0,6323*	0,4209	-1,4034**	0,5706	-1,7751**	0,7513
Fp II y/o módulo III de FP	-0,0543	0,6276	-1,3198**	0,5687	-0,6421	0,4743
2º nivel de enseñanza secundaria	-0,2272	0,4955	-1,5271***	0,4318	-0,9379***	0,3698
1º nivel de enseñanza secundaria	0,3321	0,2829	-0,1060	0,1827	-0,7013***	0,2197
Tasa desempleo Comunidad	-0,8566***	0,2464	-0,7171***	0,1574	0,1005	0,1621
Índice Kaitz regional	0,6074**	0,3130	0,8023***	0,1854	0,8071***	0,1834
Interacción índice Kaitz y renta familiar	-0,0899	0,4947	-0,5108	0,3341	-0,3069	0,3353
Razón de Verosimilitud			843,304***			
Nº. De observaciones			1.923			

A/ El individuo de referencia estudia y no trabaja, es mujer, tiene un nivel máximo de estudios correspondiente al nivel primario; habita en un hogar con una renta familiar por debajo de la media de su comunidad autónoma, donde el cabeza de familia tiene un nivel de estudios primario, o no tiene estudios o es analfabeto; vive en una comunidad autónoma con un índice de Kaitz y una tasa de desempleo para individuos con edades entre 17 y 22 años por debajo de la media nacional.

P_{1i} toma el valor 1 si el individuo estudia y no trabaja, y 0 en otro caso; p_{2i} es igual a 1 si el joven estudia y trabaja, y 0 en otro caso; p_{3i} es igual a 1 si el individuo trabaja y no estudia, y 0 en otro caso; y finalmente, p_{4i} es 1 si el joven ni estudia ni trabaja, y 0 en otro caso.

Significación de los coeficientes: (***) al 1%, (**) al 5% y (*) al 10%.

jar disminuye. Esto avala los resultados obtenidos en la literatura económica, en el sentido de que cuanto mayor sea la renta del hogar más grande será la capacidad de financiación que tenga el joven para hacer frente a los gastos generados por el sistema educativo y mayor será la probabilidad de que se mantenga en él, a fin de competir luego en mejores condiciones en el mercado laboral (ver por ejemplo, Pissarides, 1981, Ehrenberg y Marcus, 1982, Rice, 1987, Lassibille y Navarro, 1997).

También la otra variable que refleja las características familiares del joven, el nivel de estudios del cabeza de familia, presenta en general los signos significativos anticipados¹² (ver por ejemplo, Micklewright, 1989, o para España, Lassibille, 1993, Lassibille y Navarro, 1997 y 1998). Así, conforme aumenta el nivel de estudios del padre, menor es la probabilidad de que el joven no se halle en la situación de referencia. Concretamente, si comparamos el caso de trabajar y no estudiar con respecto al de estudiar y no trabajar se observa, que los individuos que viven en hogares donde el cabeza de familia posee un título universitario de ciclo largo o equivalente son los que tienen una menor probabilidad de trabajar frente a estudiar, con respecto al resto de los niveles educativos. Estos resultados pueden deberse a dos causas. En primer lugar, conforme aumenta el nivel educativo del padre, mayor será la influencia que éste ejercerá sobre sus hijos para que continúen estudiando, a fin de que al menos alcancen un nivel educativo similar al suyo. En segundo lugar, el nivel de renta del hogar está correlacionado con el nivel de estudios del cabeza de familia, con lo cual esta variable puede estar recogiendo la mayor capacidad de financiación que exista en la familia para hacer frente a los gastos que pueda ocasionar el sistema educativo¹³.

En lo que se refiere a las características del entorno, se observa que si los jóvenes viven en un área con una tasa de paro por encima de la media nacional, la probabilidad de que estén trabajando (estudiando o no) en vez de sólo estudiando es inferior al caso en que habiten en una comunidad con una tasa de desempleo por debajo de la media. Se confirma así que allí donde las posibilidades de empleo son mayores, el coste de oportunidad de seguir estudiando es más alto, lo que incita a los jóvenes de bajo nivel educativo a incorporarse más rápidamente al mundo laboral, en lugar de continuar invirtiendo en educación. Para los individuos que ni estudian ni trabajan, la variable no ha resultado significativa.

En relación a la influencia del índice de Kaitz que hemos utilizado, los coeficientes tienen signos positivos y son significativos en todas las situaciones. Concretamente, se constata que si el joven pertenece a una comunidad con un índice de Kaitz regional por encima de la media, la probabilidad de que esté en una situación diferente a la de estudiar y no trabajar aumenta con respecto a aquél que viva en otra comunidad con un valor para dicho índice por debajo de la media. Una de las posibles explicaciones de este resultado la podemos encontrar en el trabajo de Neumark y Wascher (1994). Para dichos autores, un salario mínimo más alto (aquí sería un SMI más cercano al salario medio de la región) induce a los individuos a abandonar el sistema educativo, ya que el coste de oportunidad de mantenerse en el mismo au-

12. A la excepción del caso de trabajar y estudiar, en que la variable no es significativa.

13. La correlación existente entre el nivel de renta del hogar y el nivel de estudios del cabeza de familia puede afectar a los signos de los coeficientes estimados, (ver Lassibille, 1993).

menta. La literatura sobre el salario mínimo existente en España corrobora este resultado, la influencia del salario mínimo sobre el empleo es positiva para el conjunto de los jóvenes (Dolado et al. 1996; González, 1997). Con respecto a los individuos que ni estudian ni trabajan, ante un índice de Kaitz alto, pueden decidir abandonar el sistema educativo y esperar su oportunidad en el mercado de trabajo.

Por su parte, las interacciones existentes entre la renta familiar y el índice de Kaitz regional, aún cuando los coeficientes tienen los signos negativos esperados, sin embargo no son significativos.

A fin de recoger ahora la influencia del sistema de becas, en la tabla 5 se presentan las estimaciones del modelo logit correspondiente (II). La muestra comprende 1.191 individuos que en 1993 estaban estudiando y, por consiguiente, podían acceder al sistema de becas implementado si cumplían los requisitos necesarios.

De la observación de dicha tabla y haciendo alusión solamente a los resultados que varían respecto a la estimación anterior, se destaca, en primer lugar, que el coeficiente que acompaña a la variable que señala si el individuo tenía o no beca en 1993 es negativo y significativo, lo que indica que el haber tenido beca en 1993 aumenta la probabilidad de seguir estudiando, respecto a cualquier otra situación. En efecto, si un joven ha disfrutado de una beca en 1993 esto es una señal de que es buen alumno, lo que aumentará su probabilidad de que siga en el sistema de enseñanza. Además, este resultado, junto al obtenido por la renta familiar, confirma que los individuos con una mayor capacidad para financiar los gastos originados por el sistema educativo, bien por una subvención pública o bien por ellos mismos, tienen una mayor probabilidad de seguir en el sistema de enseñanza. Así, el efecto de las becas viene a complementar el de rentas encontrado tanto aquí como en el caso anterior.

En segundo lugar, se observa que el nivel de estudios del cabeza de familia no es significativo ni presenta los signos adecuados. Esto es debido probablemente a su estrecha relación con la renta familiar, que en este caso sí parece afectar a las estimaciones.

Por último, los resultados en relación a la interacción del índice de Kaitz regional y la renta familiar son similares en signo a los obtenidos en el modelo logit multinomial anterior, aunque en este caso la variable sí es significativa. Por consiguiente, la probabilidad de que un joven se encuentre en la situación de estudiando y no trabajando, perteneciendo a un hogar con una renta alta y a una región con un índice de Kaitz por encima de la media, aumenta con respecto al caso en que habitase en una comunidad con un índice de Kaitz por debajo de la media. Esto refleja que a igualdad de condiciones, los individuos con mayor capacidad de financiación prefieren, de una manera más acusada en esas regiones que en las otras, seguir invirtiendo en su formación en vez de abandonar el sistema de enseñanza y hacer frente a un mercado altamente competitivo en los bajos niveles de cualificación, que aparentemente hay en estas zonas.

Tabla 5. Probabilidad de que un estudiante en 1993 no continúe en esta misma situación en 1994^A

	Coeficiente	Desviación standard
Constante	-2,4862***	0,4151
Sexo	0,4926**	0,2214
Nivel máximo de estudios alcanzado:		
2º nivel de enseñanza secundaria	-0,7521*	0,3949
1º nivel de enseñanza secundaria	-0,2433	0,4233
Renta familiar	-0,5225*	0,3099
Máximo nivel de estudios finalizado por el cabeza de familia:		
Universitario	0,2891	0,4233
Diplomado	-1,0113	0,7514
Fp II y/o módulo III de FP	0,1932	0,5134
2º nivel de enseñanza secundaria	-0,3462	0,4619
1º nivel de enseñanza secundaria	0,1556	0,2638
Tasa de desempleo por Comunidad	-0,8478***	0,2282
Índice de Kaitz regional	1,0386***	0,2585
Interacción índice de Kaitz y renta familiar	-1,0299*	0,5763
Beca	-1,0904**	0,4142
Razón de verosimilitud	74,919***	
Numero de observaciones	1.191	

A/ El individuo de referencia continúa estudiando, es mujer, con un nivel máximo de estudios correspondiente al primario; vive en un hogar con una renta familiar por debajo de la media de su comunidad autónoma, donde el cabeza de familia tiene estudios primarios o no tiene estudios o es analfabeto; reside en una comunidad autónoma con un índice de Kaitz regional y una tasa de desempleo para menores de 22 años inferior a la media. Además no ha disfrutado de beca en 1993.

Significación de los coeficientes: (***) al 1%, (**) al 5% y (*) al 10%.

V. Conclusiones

En este trabajo se ha pretendido valorar la influencia del salario mínimo sobre las decisiones de los jóvenes con respecto al sistema educativo y al mercado de trabajo, teniendo también en cuenta entre otros factores, su capacidad de financiación (bien por renta familiar bien por becas) para abordar los gastos originados por sus estudios.

Para recoger los efectos del salario mínimo se ha construido un índice de Kaitz regional corregido por el porcentaje de activos en la comunidad con las características de la muestra. La variable ha sido significativa y positiva en todas las situaciones, indicando que un salario mínimo próximo al salario medio regional induce a los individuos a abandonar el sistema educativo (ya que el coste de oportunidad de

mantenerse en el mismo aumenta) para trabajar o a esperar su oportunidad en el mercado laboral. Estos resultados son similares a los hallados por Neumark y Wascher (1994).

Por su parte, la interacción de esta variable con la renta familiar, indica que los jóvenes que viven en familias con una renta familiar alta y un índice de Kaitz regional por encima de la media tienen una menor probabilidad de encontrarse en una situación diferente a la de estudiante y no empleado. Es decir que a igualdad de condiciones, los individuos con soportes financieros elevados prefieren, de una manera más acusada en estas regiones que en las otras, seguir invirtiendo en su formación a abandonar el sistema educativo y hacer frente a un mercado altamente competitivo en los bajos niveles de cualificación, que aparentemente hay en estas áreas.

Tanto la renta familiar como el nivel educativo del padre ejercen un efecto beneficioso para que el hijo continúe estudiando, sobre todo si es mujer. Se avalan así los resultados obtenidos por Ehrenberg y Marcus (1982), en el sentido de que cuanto mayor sea la renta del hogar más grande será la capacidad de financiación que tenga el joven para hacer frente a los gastos generados por el sistema educativo y mayor será la probabilidad de que se mantenga en él, a fin de competir luego mejor en el mercado laboral. El hecho de disfrutar de una beca también viene a reforzar el efecto positivo de permanencia de los individuos en el sistema educativo dado por la renta familiar, complementando así su efecto.

Por último, se observa que si los jóvenes viven en una zona con una tasa de paro por debajo de la media nacional, su probabilidad de estar en una situación diferente a la de referencia aumenta. Se confirma así que allí donde las posibilidades de empleo son mayores, el coste de oportunidad de seguir estudiando es más alto, lo que motiva a los jóvenes de bajo nivel educativo a incorporarse más rápidamente al mundo laboral, en lugar de continuar invirtiendo en educación.

Bibliografía

- ALBA, A. (1993): «Mismatch in the Spanish Labor Market». Overeducation?». *Journal of Human Resources*, vol 28, N° 2, pp. 259-278.
- AGÜERO, J y OLANO, A. (1988): «Oferta de trabajo de jóvenes: Aspectos demográficos y económicos». *Economía y sociología del trabajo*, N° 1 y 2, pp. 12-29.
- ALBERT, C. (1998): La demanda de educación superior en España: 1977-1994. CIDE. Ministerio de Educación y Ciencia. Madrid.
- ALBERT, C. et al. (1998): «Las transiciones de los jóvenes de la escuela al mercado de trabajo: Un análisis de flujos». Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE), WP-EC 98-24.

- BENEITO, P. et al. (1996): «Desajuste educativo y formación laboral especializada: Efectos sobre los rendimientos salariales». Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE), WP-EC 96-11.
- CAPARRÓS, A. y NAVARRO, L. (1998): «Influencia del salario mínimo en el empleo de la industria española», Actas del XII Congreso de Asepelt.
- CARD, D. and KRUEGER, A.B. (1994): "Minimum wages and employment: A case study of the fast food industry in New Jersey and Pennsylvania", Working Paper no.4509, National Bureau of Economic Research.
- DOLADO, J. et al. (1996): "The economic impact of minimum wages in Europe", *Economic Policy* (October) pp. 319-372.
- DOLADO, J. y FELGUEROSO, F. (1997): "Los efectos del salario mínimo: Evidencia empírica para el caso español", *Moneda y Crédito*, 204, pp.213-263.
- EHRENBERG, R.G. and MARCUS, A.J.(1982): "Minimum wages and teenagers' enrollment-employment outcomes: A multinomial logit model", *Journal of Human Resources*, 17, pp.39-58.
- GARCÍA, D. (1997): Movilidad profesional y discriminación salarial en el mercado de trabajo español. Tesis doctoral. Universidad de Málaga.
- GARCÍA DE BLAS, A. (1988): «El problema del paro juvenil en España». *Economía y sociología del trabajo*, N° 1 y2 , pp. 101-106.
- GONZÁLEZ, I. (1997): «Los efectos del salario mínimo sobre el empleo de adolescentes, jóvenes y mujeres: Evidencia empírica para el caso español», *Cuadernos Económicos del ICE* n° 63, pp.31-48.
- GREENE, W.H. (1997): *Econometric Analysis*. Third Edition, Prentice-Hall International. London.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (1994): Panel de Hogares de la Unión Europea. Primera Ola.
- LASSIBILLE, G. (1993): «El rendimiento de las inversiones educativas en España», *Estadística Española*, vol.35, n°34, pp. 645-663.
- LASSIBILLE, G. y NAVARRO, L. (1997): Un análisis de los gastos privados de educación en España en 1991. CIDE, Ministerio de Educación y Ciencia. Madrid.
- LASSIBILLE, G. y NAVARRO, L. (1998): «The evolution of returns to education in Spain» *Education Economics*, 6, pp. 3-9.
- LASSIBILLE, G. et al. (2001):«Youth Transition from School to work in Spain», *Economics of Education Review*, vol. 20, N° 2, pp. 139-149.
- MATTILE, P.J. (1979): "Youth labor markets, enrollment and minimum wages", In Proceedings of the 31st annual Meeting, Industrial Relations Research Association Madison, WI: IRRRA, 1978.

- MICKLEWRIGHT, J. (1989): «Choice at sixteen», *Economica*, 56, pp. 23-39.
- NEUMARK, D. and WASHER, W. (1994): "Minimum wage effects on employment and school enrollment", Working Paper n°. 4679, Ma:NBER, Inc.
- PISSARIDES, C. (1981): «Staying-on at school in England and Wales», *Economica*, 48, pp. 345-363.
- RAGAN, J. (1977): "Minimum wages and the youth labor market", *Review of Economics and Statistics* 59, pp. 129-136.
- RICE, P. (1986): «Juvenile unemployment, relative wages, and Social Security in G.B», *Economic Journal*, 56, pp. 352-376.
- ROSEN, S. (1972): «Learning by Experience in the labor market», *Journal of Human Resources* 7, pp. 326-342.
- TOHARIA, L. y MURO, J. (1988): «¿Es elevado el salario de los jóvenes?». *Economía y sociología del trabajo*, N° 1 y 2, pp. 42-52.