

Decisiones educativas y oferta de trabajo

ANGEL MARTÍN ROMÁN*
ASUNCIÓN VALIENTE GARCÍA

En este trabajo se investiga el papel de las preferencias individuales en la relación entre las decisiones educativas y las de oferta de trabajo cuando el nivel de desempleo de la economía es muy alto. Suponemos un marco teórico en el que el resultado de la búsqueda de trabajo es incierto (debido a la alta tasa de paro). Además, se considera que la decisión de demandar educación se contrapone a la alternativa a la de ofrecer trabajo (cuando el individuo es joven). El marco de referencia que consideramos es el modelo canónico de elección entre consumo y ocio. En las estimaciones que se han llevado a cabo se ha utilizado la tercera ola del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE) correspondiente a 1996. Contrastamos algunas hipótesis utilizando un modelo econométrico del tipo probit bivalente porque consideramos que las dos decisiones de los individuos —esto es, la decisión educacional y la decisión de oferta de trabajo— están estrechamente relacionadas.

Palabras clave: oferta de trabajo, economía de la educación, desempleo.

Clasificación JEL: I21.



COLABORACIONES

1. Introducción

Los principales (1) factores que determinan la demanda de educación, según la teoría clásica del capital humano, son los costes de la inversión (las tasas de matrícula y las ganancias perdidas durante el período de estudio, entre otros), las condiciones del mercado de trabajo (los ingresos futuros asociados a cada nivel educativo), la edad de los individuos y las condiciones financieras (Becker, 1975; Mincer, 1974 y Schultz 1960, 1961). En estos artículos seminales, apenas se presta aten-

ción a la posibilidad de convertirse en desempleado, y no es hasta la década de los 80 cuando se consideran los efectos del desempleo sobre la demanda de educación (Pissarides, 1982; Rice 1987 y Micklewright *et al.*, 1990).

Tal y como señala Martínez (1999): «desde mediados de los años setenta se ha producido en España un incremento en el tiempo de la proporción de jóvenes que cursa estudios universitarios. La relevancia de dicha observación se constata si comparamos las cifras con las de otros países de la Unión Europea: entre 1975 y 1989, la tasa bruta de escolaridad superior (2) aumentó en España un 13,1 por 100 en términos absolutos (del 20,5 por 100 al 33,6 por 100), mientras

* Departamento de Fundamentos del Análisis Económico. Universidad de Valladolid.

(1) Este trabajo está dedicado a la memoria de Asunción Valiente García (coautora del mismo), fallecida en accidente de tráfico. Ha sido realizado con financiación del Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales (Proyectos de Investigación en I + D, 1999): Programa Sectorial de Estudios de las Mujeres y del Género.

(2) Definida según la UNESCO, es decir, como la relación entre los matriculados de tercer grado y la población de 20 a 24 años de edad.

que ese incremento para el mismo período fue del 3,5 por 100 para Italia (del 25 por 100 al 28,5 por 100), 6,3 por 100 para el Reino Unido (del 19,1 por 100 al 25,4 por 100) y del 8,8 por 100 para Alemania (del 24,4 por 100 al 33,2 por 100)». Se observa que se ha producido comparativamente un mayor incremento en el porcentaje de universitarios españoles. Esta expansión del nivel educativo superior se ha visto favorecida por factores tanto por el lado de la oferta como por el lado de la demanda. Respecto al lado de la oferta, la política de dispersión de centros educativos y de creación de nuevas titulaciones. Por el lado de la demanda, las propias condiciones del mercado trabajo y los gustos o preferencias de los individuos.

El objetivo principal en este trabajo es conciliar las decisiones de capital humano con las decisiones de oferta de trabajo, dado que ambas decisiones están íntimamente relacionadas. La forma tradicional de enfocar las decisiones de oferta de trabajo es a través del modelo canónico de elección entre consumo y ocio. Este modelo tiene su origen en Jevons (1871) y fue desarrollado posteriormente por Robbins (1930) y Hicks (1932, 1939), hasta adquirir (más o menos) la forma que actualmente presenta en los libros de texto. Dicho modelo ha sido ampliado para examinar diferentes cuestiones dentro de la economía laboral. Aquí nos interesan las ampliaciones de este modelo que lo relacionan con la toma de decisiones educativas en contextos de desempleo. Un trabajo que precisamente incorpora el desempleo (y por ende la incertidumbre) en la toma de las decisiones de oferta de trabajo y educativas es Kodde (1988). Sin embargo, en este artículo el tiempo dedicado al ocio por el individuo apenas juega ningún papel en dicho proceso de toma de decisiones. Un modelo mucho más emparentado con el análisis empírico que vamos a realizar en este trabajo se encuentra en Martín (2000), en el cual el tiempo de ocio posee la misma importancia que la cantidad de renta (o consumo) de la que disfruta el individuo. Esto es importante puesto que uno de los aspectos novedosos de este trabajo es la inclusión de variables que intentan refle-

jar la preferencia por el consumo (renta) y por el ocio como determinantes de las decisiones educativas.

En España, las investigaciones sobre la demanda de educación se encuentran principalmente en Mondrego (1986), Albert (1995 y 1998), González y Dávila (1998), Petrongolo y San Segundo (1998), Martínez (1999) y Valiente (2000). Todas ellas enfatizan la importancia de las condiciones socioeconómicas y familiares de las personas como determinantes de la adquisición de mayores niveles de educación. En este artículo, se va a poner un mayor énfasis en los aspectos personales o de «gustos». Es decir, en coherencia con el modelo utilitarista del que partimos, se plantea un contraste empírico en el que las variables que recogen información sobre la función de utilidad del individuo representan un papel crucial.

El resto del trabajo se ordena de la siguiente forma: en el apartado 2, se describe brevemente la base de datos utilizada, y se explica como se ha seleccionado la muestra que se va a utilizar en el análisis empírico. En el apartado 3, se presentan los resultados obtenidos del trabajo econométrico. Por último, en el apartado 4, se resumen las principales conclusiones obtenidas en el trabajo.

2. Datos y metodología

La base de datos utilizada es el ciclo de 1996 de la muestra del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE) correspondiente a España, elaborado por el INE. En este trabajo, se han seleccionado todos los individuos con edades comprendidas entre 25 y 50 años que ya no cursan estudios. Debido a la importancia que en este análisis tiene la situación del mercado de trabajo se ha limitado la muestra a un determinado rango de edad con el fin de poder disponer de información acerca de las tasas de desempleo.

Las variables a explicar por el modelo (definidas como dos variables ficticias) recogen las elecciones de educación y de oferta de trabajo realizadas por los individuos. La variable dependiente en la ecuación de participación toma el



COLABORACIONES

valor 1 para los individuos que a lo largo de su vida han participado en el mercado de trabajo, bien porque han trabajado en algún período de su vida anterior, bien porque en estos momentos trabajan o desean hacerlo, y cero en el resto de los casos. La variable dependiente en la ecuación de estudios toma el valor 1 si el individuo tiene un título de educación superior y 0 si no lo tiene (Cuadro 1).

CUADRO 1 DESCRIPCION DE LA MUESTRA	
Distribución de la muestra	
Mujeres.....	50,5
Movilidad geográfica.....	26,1
Incapacidad física o mental fuerte.....	2,0
Incapacidad física o mental ligera.....	4,1
Trabajo infantil hasta 12 años.....	5,1
Trabajo infantil entre 13 y 16 años.....	24,9
Residencia en la región noroeste.....	13,7
Residencia en la región noreste.....	16,0
Residencia en la región de Madrid.....	9,8
Residencia en la región centro.....	14,6
Residencia en la región este.....	20,9
Residencia en la región sur.....	18,2
Residencia en Canarias.....	6,7
Participación en el mercado de trabajo.....	94,2
Titulados universitarios.....	16,4
Estadísticos descriptivos: medias y desviaciones estándar	
Edad.....	36,78 (7,4917)
Ingresos anuales del hogar per cápita.....	105.817,72 (722.275,46)
Satisfacción del ocio por hora disponible.....	0,34 (0,1745)
Horas semanales cuidado adultos y niños.....	17,27 (28,22)
Satisfacción económica por unidad monetaria....	5,63 E-6 (0,000034)
Fuente: PHOGE, 1996 (INE).	

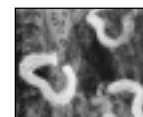
Las variables determinantes de ambas elecciones incluidas en el estudio recogen aspectos personales, localización geográfica y situación del mercado de trabajo en el momento en que por hipótesis el individuo toma la decisión de inversión en educación superior (a los 18 años). No ha sido posible considerar con detalle los antecedentes económicos familiares al no disponer de información relativa al nivel educativo de los progenitores, o a la situación socioeconómica familiar; únicamente se incluye la posibilidad de haber comenzado a trabajar a una edad temprana a través de dos variables ficticias que representan el trabajo infantil hasta los 12 años y desde entonces hasta los 16 años, como aproximación de la situación económica familiar. El resto de variables personales hacen referencia a la edad, el sexo, la posibilidad de establecer la residencia en un lugar diferente al lugar de nacimiento, la posibilidad de adolecer de alguna incapacidad física o

psíquica que dificulte la actividad diaria y varios indicadores de los gustos o preferencias del individuo como son el tiempo dedicado al cuidado de otros adultos o de niños, la satisfacción obtenida por el tiempo de ocio disponible o la satisfacción económica por unidad de renta percibida.

La existencia de diferencias regionales en las oportunidades de empleo tiene su respuesta en las decisiones realizadas por los individuos, para controlar esta circunstancia se incluyen los nuts regionales definidos en la base de datos empleada.

Por último se ha incluido una medida del desempleo en el supuesto momento en que el individuo realiza su elección, con el fin de tener en cuenta sus expectativas sobre el rendimiento de la inversión en educación superior. Sin embargo, habría sido deseable considerar los efectos de las diferencias en las oportunidades de empleo según el nivel educativo, pero la ausencia de datos de desempleo desagregados por niveles de estudio para esta muestra no lo ha hecho posible. En relación con esto, merece la pena hacer una precisión. La fuente estadística más convencional para analizar el desempleo en España es la Encuesta de Población Activa (EPA). Dicha encuesta empieza a publicar datos sobre desempleo a partir de 1976, desagregando las tasas de desempleo para ciertos niveles educativos. Sin embargo, gran parte del interés de este trabajo reside en analizar como los fuertes cambios en el desempleo en España han provocado cambios en las decisiones educativas, por lo que queremos tener tasas de desempleo lo más antiguas posible, para computar en el análisis econométrico individuos que hicieron frente a escenarios muy diferentes en relación con el desempleo cuando tomaron sus decisiones educativas. Por ello, utilizamos los datos homogeneizados (con los datos EPA) del Grupo de Trabajo de Empleo (GTE) (1979) que se elaboran en Treadway (1988), para los años que van desde 1964 hasta 1976. El coste asociado a la utilización de esta otra fuente es que ésta no desagrega las tasas de desempleo para diferentes niveles educativos.

El modelo econométrico elegido es un «probit bivariante» que permite la estimación conjunta de las ecuaciones de educación y de participación en el mercado de trabajo, admitiéndose la posible



COLABORACIONES

relación entre las mismas a través de los términos de error.

Si se definen Y_1^* e Y_2^* como dos variables aleatorias no observables que representan la utilidad obtenida por un individuo cualquiera con cada una de las elecciones,

$$Y_{1i}^* = \beta_1' X_{1i} + \varepsilon_{1i}$$

$$Y_{2i}^* = \beta_2' X_{2i} + \varepsilon_{2i}$$

donde los términos de error se supone se distribuyen como una distribución normal bivalente

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \end{pmatrix} \rightarrow N_2 \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix} \right]$$

Se definen dos variables aleatorias discretas Y_1 e Y_2 , que reflejan las anteriores elecciones. Y así,

$$Y_1 = \begin{cases} 0 & \text{no participa} & Y_1^* \leq 0 \\ 1 & \text{sí participa} & Y_1^* > 0 \end{cases}$$

$$Y_2 = \begin{cases} 0 & \text{no tiene título universitario} & Y_2^* \leq 0 \\ 1 & \text{tiene título universitario} & Y_2^* > 0 \end{cases}$$



COLABORACIONES

El conjunto de probabilidades incondicionales es:

$$\text{prob}(Y_{1i} = 0, Y_{2i} = 0) \phi_2(-\beta_1' X_{1i}, -\beta_2' X_{2i}, \rho)$$

$$\text{prob}(Y_{1i} = 0, Y_{2i} = 1) \phi_2(-\beta_1' X_{1i}, -\beta_2' X_{2i}, \rho)$$

$$\text{prob}(Y_{1i} = 1, Y_{2i} = 0) \phi_2(-\beta_1' X_{1i}, -\beta_2' X_{2i}, \rho)$$

$$\text{prob}(Y_{1i} = 1, Y_{2i} = 1) \phi_2(-\beta_1' X_{1i}, -\beta_2' X_{2i}, \rho)$$

siendo ϕ_2 la función de distribución de una normal estándar bidimensional.

La maximización de la expresión logarítmica de la función de verosimilitud construida a partir de estas probabilidades permite obtener los estimadores de los parámetros.

3. Resultados

Los resultados obtenidos en el trabajo econométrico se presentan en el Cuadro 2. Con el fin de

CUADRO 2 RESULTADOS ESTIMADOS		
	Decisión de oferta de trabajo	Decisión de educación
Constante.....	-0,4517 (1,19)	-0,4977 (5,91)
Edad.....	0,0686 (5,88)	
Mujer.....	1,7508 (4,52)	1,3686 (7,29)
Edad * mujer.....	-0,0795 (6,56)	-0,0341 (6,62)
Movilidad geográfica.....	0,1088 (2,33)	
Zona noroeste.....	-0,4915 (3,83)	-0,3843 (4,93)
Zona noreste.....	-0,1681 (1,23)	-0,2516 (3,35)
Zona centro.....	-0,4904 (3,82)	-0,4005 (5,05)
Zona este.....	0,1621 (1,16)	-0,2562 (3,53)
Zona sur.....	-0,4299 (3,44)	-0,3127 (4,17)
Zona de Canarias.....	-0,4063 (2,78)	-0,4021 (4,13)
Deficiencia física/psíquica fuerte.....	-1,0668 (7,99)	-0,8127 (3,11)
Deficiencia física/psíquica leve.....	-0,2971 (2,38)	-0,6296 (4,23)
Satisfacción del ocio.....	2,1691 (6,74)	0,8245 (7,06)
Satisfacción económica.....		-5751,8 (5,62)
Trabajo infantil hasta 12 años.....		-1,1980 (7,89)
Trabajo infantil 13-15 años.....		-1,2594 (17,65)
Cuidado adultos/niños.....		-0,0028 (3,22)
Tasa de paro.....		-0,0241 (6,90)
rho.....	0,2345 (4,81)	
Logaritmo función de verosimilitud.....	-3720,866	
Nota: Entre paréntesis los valores absolutos del estadístico t. Fuente: PHOGE, 1996 (INE), EPA, GTE (1979), Treadway (1988).		

obtener una visión clara de lo que supone el género, se analizan conjuntamente la variable EDAD, la variable dicotómica MUJER y la variable multiplicativa EDADMUJER, los signos que acompañan a los parámetros indican que a medida que aumenta la edad de los varones aumenta la vinculación de éstos con el mercado de trabajo, mientras que sucede lo contrario en el caso de las mujeres.

El coeficiente positivo de la variable MOVILIDAD está señalando que es más probable que estén vinculados al mercado de trabajo los individuos que han manifestado una predisposición a cambiar su lugar de residencia.

Las variables geográficas (NUTS) señalan que, en general, se encuentra una mayor vinculación con el mercado de trabajo en Madrid (que es el NUT de referencia) que en el resto de los NUTS. Solamente hay una excepción, el NUT ESTE, pero su coeficiente estimado no resulta significativo al 90 por 100.

Dos variables categóricas que se muestran muy significativas para explicar la vinculación con el mercado de trabajo son las que miden la existencia de deficiencias físicas o psíquicas en los individuos. La introducción de una medida de las incapacidades humanas como factor explicativo de la aptitud para trabajar reduce la probabilidad de que el individuo esté vinculado al mercado

de trabajo. Además, el hecho de poseer una deficiencia grave reduce más esta probabilidad que si se posee una deficiencia más leve.

La última variable que se mostró significativa en la regresión de la primera ecuación es el grado de satisfacción por el ocio. Esta variable es una medida de la preferencia de los individuos por el tiempo de ocio: podría decirse que mide la utilidad media que reporta a cada individuo cada hora de ocio (3). El signo positivo de esta variable significa que los individuos que se conforman con menos tiempo de ocio —en comparación con otros individuos de la muestra— tienen mayor probabilidad de estar vinculados con el mercado de trabajo (4). En otras palabras: los individuos que tienen una gran preferencia por el tiempo de ocio participan en el mercado de trabajo con menor probabilidad, tal y como predice el modelo canónico de elección entre consumo y ocio.

En lo referente a los resultados obtenidos en la estimación de la ecuación que recoge la decisión de haber cursado estudios superiores, un primer aspecto destacable es que la variable EDAD no resultó significativa, por lo que no se incluye en la regresión. Sin embargo, la variable EDADMUJER sí que resulta muy significativa y con signo negativo. Este coeficiente considerado conjuntamente con el signo positivo del coeficiente que está asociado a la variable MUJER están señalando que para las cohortes de edad más jóvenes la probabilidad de que una mujer posea un título universitario, *ceteris paribus*, es mayor que la de un hombre; sin embargo, esta ordenación de pro-

babilidades se invierte para las cohortes de mayor edad.

Las *dummies* geográficas controlan la acumulación de capital humano en determinadas regiones y los signos negativos de los coeficientes estimados son reflejo del mayor porcentaje de población adulta con estudios universitarios en Madrid.

Las variables que miden las incapacidades de los individuos se muestran muy significativas y con el esperado signo negativo, lo que informa del hecho de que las personas con alguna incapacidad adquieren estudios superiores con menor probabilidad que las personas sin incapacidades. Además, las incapacidades graves reducen la probabilidad más que las leves.

Un aspecto que se ha revelado importante en los estudios sobre las decisiones educativas es el entorno socioeconómico en el que el individuo ha de tomar sus decisiones. Así, es común encontrar evidencia empírica que demuestra que los individuos que viven en los hogares más pobres tienen una menor probabilidad de educarse. Dada las características de la muestra, no es posible conocer el nivel de renta ni el entorno social del individuo cuando se supone que tomó la decisión de ir o no ir a la universidad. Sin embargo, se puede tener alguna aproximación de su situación socioeconómica en aquel momento a través de la variable que informa de si el individuo trabajó con menos de 16 años o no. El trabajo infantil es un claro indicador de la pobreza en un hogar y por lo tanto se utilizan como *proxies* de la carencia en el entorno económico dos variables categóricas que indican si el individuo ha tenido que trabajar antes de cumplir los 16 años. El coeficiente estimado de estas variables es negativo y muy significativo, lo que está en consonancia con la evidencia encontrada en otros trabajos. Además se puede comprobar que no existe mucha diferencia en el efecto sobre la probabilidad de invertir en educación superior si la persona empezó a trabajar con menos de 13 años o lo hizo con una edad comprendida entre 13 y 15 años.

La tasa de paro que existía en la economía cuando el individuo tenía 18 años presenta signo negativo. Una mayor tasa de desempleo en la economía reduce la probabilidad de encontrar trabajo



COLABORACIONES

(3) La variable se ha construido dividiendo el grado de satisfacción del tiempo de ocio manifestado por los individuos entre 16 en el caso en que el individuo no trabaja y entre 8 si el individuo trabaja. Se está suponiendo que los individuos dedican 8 horas al descanso.

(4) Pongamos un sencillo ejemplo para entender mejor el significado de esta variable. El rango de las respuestas son los números naturales desde 1 (poco satisfecho) hasta 6 (muy satisfecho). Supongamos que dos individuos (A y B) que no están actualmente ocupados (por lo tanto disfrutan de 16 horas de ocio) responden niveles de satisfacción 2 y 4 respectivamente. Al individuo A se le asigna un índice 0,125 que es menor que 0,25 que es el índice asignado a B. Lo que estamos afirmando es que B es un individuo más conformista con el ocio (la misma cantidad absoluta de ocio le reporta más satisfacción que al individuo A) y que es más probable que haya trabajado o que esté actualmente buscando empleo que A.

e incluso puede favorecer un comportamiento menos exigente en las condiciones laborales aceptadas por los individuos. En este contexto es posible que los individuos se inclinen por participar cuanto antes en el mercado de trabajo y renuncien a aumentar su inversión en educación.

La variable que mide la satisfacción con el tiempo de ocio, la cual ya se mostró significativa en la primera ecuación, también presenta un signo positivo. Esto quiere decir que son las personas que se conforman con menos tiempo de ocio las que con más probabilidad tienen estudios superiores. Esto es consistente con el signo negativo asociado a la variable que mide la satisfacción que reporta cada unidad monetaria al individuo (5). En el modelo de elección que determina la oferta de trabajo, existe un *trade-off* entre el consumo y el ocio, por lo que parece lógico pensar que los individuos relativamente más conformistas con el tiempo de ocio sean los más inconformistas con el nivel de renta. Se puede decir, a modo de conclusión, que el perfil más probable de una persona con estudios superiores (desde el punto de vista de sus preferencias por el consumo y el ocio) es el de un individuo muy ambicioso con respecto a su nivel de renta pero que, a cambio, está dispuesto a consumir una pequeña cantidad de ocio.

Por último, se incluye una variable que recoge las horas no remuneradas dedicadas al cuidado de niños y mayores. El signo negativo de esta variable indica que las personas que dedican un mayor número de horas a sus congéneres tienen menos probabilidad de poseer estudios superiores. Esto también es coherente con la clasificación de los individuos que se hacía en el párrafo anterior: al ser horas no remuneradas, las personas con una preferencia acusada por la renta no dedican tiempo a otra gente pero estudian para obtener un mayor nivel de vida.

El coeficiente de correlación entre ambas ecuaciones es positivo y significativo, lo que indica que el modelo probit bivalente es el adecuado para estudiar las decisiones de oferta de trabajo y

de educación. Los factores no observables y por lo tanto no incluidos en las ecuaciones de oferta de trabajo y de educación afectan en el mismo sentido a las decisiones tomadas por el individuo. Quizás lo que está recogiendo este parámetro son los cambios socioculturales en el comportamiento de las mujeres que propician simultáneamente una mayor participación laboral y una mayor acumulación de capital humano.

4. Conclusiones

Los resultados más relevantes de este trabajo son los siguientes.

En primer lugar, se ha detectado la existencia de una relación positiva entre los términos de error de las dos ecuaciones estimadas. Esto significa que existen factores inobservables que afectan en el mismo sentido a las decisiones de oferta de trabajo y educativas; por lo tanto, el modelo econométrico que se ha utilizado, un probit bivalente, es adecuado.

En segundo lugar, se ha obtenido evidencia de que las preferencias de los individuos entre consumo y ocio son importantes condicionantes de las decisiones de oferta de trabajo y educativas. Son los individuos más conformistas con el tiempo de ocio y más inconformistas con el consumo los que con mayor probabilidad realizan estudios universitarios.

Por último, los resultados apuntan a que la coyuntura económica del país se muestra como un factor relevante a la hora de explicar la decisión de invertir en capital humano. El efecto negativo de la tasa de desempleo en la decisión de educación indica que los individuos, ante un aumento del paro, invierten menos en educación superior porque sus expectativas laborales empeoran y adelantan su entrada en el mercado laboral.

Bibliografía

1. ALBERT, C. (1995): «La demanda de educación superior: diferencias entre hombres y mujeres desde 1977 hasta 1994», *Economía de los Servicios*, volumen 4, Colegio de Economistas.
2. ALBERT, C. (1998): «La evolución de la demanda de enseñanza superior en España», *Hacienda Pública*



COLABORACIONES

(5) Esta variable se ha construido dividiendo el grado de satisfacción con relación a su situación económica entre los ingresos del hogar corregidos por las unidades de consumo según la escala OCDE.

- Español, Monografía Educación y Economía*, páginas 119-137.
3. BECKER, G. S. (1975): *Human capital: a theoretical and empirical analysis, with special reference to education*, 2nd ed. NBER, Nueva York.
 4. GONZALEZ, B. y DAVILA, D. (1998): «Economic and cultural impediments to university education in Spain», *Economics of Education Review*, número 17(1), páginas 93-103.
 5. GRUPO DE TRABAJO DE EMPLEO (1979): *Población, Actividad y Ocupación en España. Reconstrucción de las series históricas (1960-1978)*, Ministerio de Economía.
 6. HICKS, J. R. (1932): *The theory of wages*, MacMillan.
 7. HICKS, J. R. (1939): *Value and capital*, Oxford, Clarendon Press.
 8. JEVONS, W. S (1871): *The theory of political economy*, Pelican Classics, London, reeditado por Penguin Books, 1970.
 9. KODDE, D. A. (1988): «Unemployment expectations and human capital formation», *European Economic Review*, número 32, páginas 1645-1660.
 10. MARTIN, A. (2000): *Decisiones de oferta de trabajo en contextos de desempleo: modelos alternativos y evidencia empírica*, Tesis doctoral, Departamento de Análisis Económico, Universidad de Valladolid.
 11. MARTINEZ, J. L. (1999): «La demanda de educación universitaria en un contexto de alto desempleo», *Tesina CEMFI*, número 9907.
 12. MICKLEWRIGHT, J.; PEARSON, M. y SMITH, S. (1990): «Unemployment and early school leaving», *The Economic Journal*, 100 (Conference 1990), páginas 163-169.
 13. MINCER, J. (1974): *Schooling, experience and earnings*, Nueva York, NBER.
 14. MONDREGO, A. M. (1986): *Determinantes de la demanda de educación superior. Estimación de un modelo de educación superior para la provincia de Vizcaya*, Tesis doctoral, Universidad del País Vasco.
 15. PETRONGOLO, B. y SAN SEGUNDO, M. J. (1998): «Staying-on at school at sixteen. The impact of labor market condition in Spain», *Working Paper 98-69*, Universidad Carlos III de Madrid.
 16. PISSARIDES, C. A. (1982): «From school to university: the demand for post-compulsory education in Britain», *The Economic Journal*, número 92, páginas 654-667.
 17. RICE, P. G. (1987): «The demand for post-compulsory education and the effects of the education maintenance allowances», *Economica*, número 54, páginas 465-475.
 18. ROBBINS, L. (1930): «On the elasticity of demand for income in terms of effort», *Economica*, número 10 (29), páginas 123-129.
 19. SCHULTZ, T. W. (1960): «Capital formation by education», *Journal of Political Economy*, número 68, páginas 571-583.
 20. SCHULTZ, T. W. (1961): «Investment in human capital», *American Economic Review*, número 51, páginas 1-17.
 21. TREADWAY, A. B. (1988): *El empleo por sectores productivos en 1986-1986: Análisis y homogeneización de las series EPA y GTE*, Documento de Trabajo 88-12, FEDEA.
 22. VALIENTE, A. (2000): *La demanda de educación universitaria y el rendimiento privado de la educación en España*, Tesis doctoral, Departamento de Análisis Económico, Universidad de Valladolid.



COLABORACIONES

AVISO PUBLICO

SUB. GRAL. COMERCIO EXTERIOR DE PRODUCTOS AGROALIMENTARIOS

SOLICITUD DE DEVOLUCION DE FIANZAS

PLAZOS PARA PRESENTACION DE PRUEBAS

Aplicación a los Certificados concedidos desde el día 1 de octubre de 2000,
salvo que exista reglamento específico que lo modifique

Plátanos	TREINTA DIAS siguientes a la expiración del período de validez del Certificado.	Rgto. CE n.º 896/01
Productos Agrícolas Transformados (PAT)	NUEVE MESES siguientes a la expiración del período de validez del Certificado.	Rgto. CE n.º 1520/00
Productos agrícolas: Materias grasas, plantas vivas, productos floricultura, leche y productos lácteos, carne vacuno, semillas, frutas y hortalizas, carne porcino, huevos, carne de ave, arroz, azúcar, sector vitivinícola, cereales, etc.	DOS MESES siguientes a la expiración del período de validez del Certificado.	Rgto. CE n.º 1291/00

— En todos los productos el PLAZO MAXIMO para solicitar la resolución de los expedientes es de VEINTICUATRO MESES desde el día siguiente a la expiración del Certificado. Transcurrido este plazo no se efectuará la devolución del importe de la Fianza, aun en el caso de que se presente la correspondiente prueba de realización de las operaciones.

MINISTERIO DE ECONOMIA

Secretaría General de Comercio Exterior

SUB. GRAL. COMEX. PRODUCTOS AGROALIMENTARIOS. SERVICIO DE FIANZAS

Solicitudes de devolución de fianzas constituidas (Importación y Exportación)

La Orden de 26 de febrero de 1986 («BOE, 7 de marzo»), modificada por la Orden de 27 de julio de 1995, establece que la devolución de las fianzas se realizará por la Secretaría General de Comercio Exterior a solicitud del interesado.

Las solicitudes de devolución de las fianzas constituidas ante los Servicios Centrales, deberán dirigirse a la Secretaría General de Comercio Exterior (Servicio de Fianzas, Paseo de la Castellana, 162, planta cuarta, 28071 Madrid).

Las solicitudes de devolución de las fianzas, constituidas ante las Direcciones Regionales y Territoriales de Comercio y CATICES, deberán presentarse en la misma Dirección o CATICE que concedió los correspondientes certificados.

El no solicitar, los interesados, la resolución de los expedientes de devolución de las fianzas con la aportación de las pruebas, en los plazos establecidos en la legislación nacional y comunitaria en vigor, para los diversos productos agrícolas, dará lugar al oportuno Acuerdo Declarativo de Incumplimiento.

Con el fin de agilizar la resolución de los expedientes de devolución de las fianzas constituidas a disposición de la Secretaría General de Comercio Exterior, es recomendable se adjunte a las solicitudes la fotocopia del correspondiente «Resguardo de depósito o Garantía en Efectivo», o «Resguardo de Garantía Otorgada mediante Aval o Seguro de Caución».

SERVICIO DE FIANZAS

Acuerdo declarativo de incumplimiento (Fianza constituida en las operaciones de Importación y Exportación)

Ingreso de las liquidaciones

Las cantidades a ingresar en el Tesoro Público-Recursos Eventuales, como consecuencia de los expedientes de Acuerdo Declarativo de Incumplimiento de *Resguardos de Garantías Otorgadas por Terceros*, pueden hacerse efectivas por la EMPRESA TITULAR DE LOS CERTIFICADOS.

— En MADRID:

MINISTERIO DE ECONOMIA
DIREC. GRAL. DEL TESORO Y POLITICA FINANCIERA
Paseo del Prado, 4
28071 MADRID

— En PROVINCIAS:

INTERVENCION DE HACIENDA de la localidad en que resida la Entidad Delegada que constituyó la *Garantía Otorgada por Terceros (Aval o Certificado de Seguro de Caución)*.

Realizado el ingreso y expedida la CARTA DE PAGO, esta CARTA DE PAGO *original* deberá remitirse a:

MINISTERIO DE ECONOMIA
SERVICIO DE FIANZAS
P.º Castellana, 162, Pl. 4.ª
28071 MADRID

MINISTERIO DE ECONOMIA

Secretaría General de Comercio Exterior

SUB. GRAL. COMERCIO EXTERIOR DE PRODUCTOS AGROALIMENTARIOS

SERVICIO DE FIANZAS

Paseo de la Castellana, 162, cuarta planta, 28071 Madrid

Teléfonos: (91) 349 38 67 y 349 39 13