

NIVEL EDUCATIVO Y SATISFACCIONES NO MONETARIAS DERIVADAS DEL TRABAJO Y EL OCIO EN ESPAÑA

*Luis E. Vila Lladosa**
*Salvador Carrasco Arroyo**

El análisis a través de modelos *probit* ordenados revela que la educación formal influye positivamente en el grado de satisfacción de los trabajadores con su empleo, incluso cuando se controla el efecto de las condiciones objetivas que determinan el estatus en el mercado laboral. Por el contrario, la educación no tiene efecto significativo sobre la satisfacción con la cantidad de tiempo libre, la cual depende exclusivamente de las características personales del trabajador y de su situación efectiva en el mercado de trabajo.

Palabras clave: *trabajo, educación, satisfacción en el trabajo, ocio.*

Clasificación JEL: *I21, J24.*

1. Introducción

La educación es una inversión que influye en las oportunidades de éxito económico y social de las personas. Más concretamente, la educación tiene un efecto positivo en las elecciones individuales con relación al mercado laboral, aportando un mayor flujo de información que permite adoptar decisiones más eficientes (Arrow, 1997). Se ha comprobado que la educación prolongada mejora las oportunidades de empleo (Iyigun y Owen, 1999; Rivera-Batiz, 1992), reduce la duración del desempleo (Kettunen, 1997; Kiefer, 1985) y eleva los ingresos a través de mayores retribuciones en el mercado laboral. De hecho, la estimación del rendimiento monetario de la educación ha generado una amplia literatura, tanto en el ámbito internacional

(revisada, entre otros, por Card, 1999; Cohn y Addison, 1998; y Psacharopoulos, 1994) como referida al caso español (Barceinas *et al.*, 2000; Arrazola *et al.*, 2000; Vila y Mora, 1998; Lassibille y Navarro, 1998; Mora y Vila, 1996; Alba-Ramírez y Sansegundo, 1995; y Moreno *et al.* 1994).

Sin embargo, los beneficios ocupacionales de la educación se extienden más allá del mero efecto sobre los ingresos, abarcando otras fuentes no pecuniarias de utilidad (McMahon, 1998; Haveman y Wolfe, 1984). La inversión educativa puede generar beneficios en términos de satisfacción subjetiva derivada de trabajar en actividades más creativas, en puestos de mayor responsabilidad, en entornos más saludables o más atractivos, o mediante el desarrollo de una carrera profesional bajo condiciones que generalmente se asocian a una mayor autonomía personal, un mayor prestigio o un estatus social más elevado (Vila, 2000). Adicionalmente, algunos economistas defienden que la educación influye en la manera en que las personas utilizan el

* Departamento de Economía Aplicada. Universidad de Valencia.

tiempo libre porque quienes disfrutan de mayor nivel educativo pueden experimentar una mayor utilidad en términos de la satisfacción obtenida del ocio a lo largo de su vida (Wolfe y Zuvekas, 1997). La hipótesis central es que la educación abre nuevos horizontes a los estudiantes, de manera que las personas con una formación prolongada disponen de un abanico más amplio de fuentes de satisfacción científica, estética y cultural y, consecuentemente, tenderán a estar más satisfechos con la cantidad de tiempo libre dispuesto que los individuos con menores niveles educativos.

Obviamente, una parte de los beneficios ocupacionales de la educación está reflejada en el superior estatus laboral de los individuos con mayor nivel educativo: ingresos superiores, jornadas más cortas, flexibilidad horaria, mejores oportunidades de promoción, etcétera. No obstante, el análisis tradicional no recoge todos los impactos en las posibilidades de utilidad individual que la educación genera a través del mercado laboral (Michael, 1982). Estos otros efectos son difíciles de identificar y de medir porque son mayoritariamente subjetivos; sin embargo, deben ser considerados como auténticos beneficios, puesto que repercuten en el bienestar general y en la calidad de vida de las personas y, por tanto, deben ser tenidos en cuenta a la hora de planificar y analizar racionalmente la inversión educativa. El uso de medidas subjetivas de satisfacción laboral como indicadores de bienestar o utilidad ha generado un cuerpo de literatura reciente que, sin ser todavía muy amplio, ilustra el renovado interés de los economistas por la vertiente cardinal del concepto clásico de utilidad (Hamermesh, 2001; Hartog y Oosterbeck, 1998; Clark, 1996; Clark y Oswald, 1996; Watson *et al.*, 1996; Van Praag, 1991; Herch, 1991; Meng, 1990; Idson, 1990).

Este artículo proporciona evidencia sobre el impacto que la educación formal tiene sobre el grado de satisfacción subjetiva de los trabajadores españoles con su empleo y con la cantidad de tiempo libre de que disponen, descontando los efectos del estatus profesional efectivamente alcanzado y de las características individuales. El apartado 2 describe los datos, la selección de variables y los modelos utilizados. Los apartados tercero y cuarto presentan los resultados de las estimaciones del efecto

de la educación en la satisfacción con el empleo y con el tiempo libre, respectivamente. Finalmente, el apartado quinto recoge las principales conclusiones del análisis.

2. Datos, selección de variables y modelos

Los datos que utilizamos provienen del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE), elaborado para España por el INE, cuya última ola disponible corresponde a 1996. En la encuesta, las entrevistas realizadas a personas adultas se refieren principalmente a educación, ingresos y estatus laboral, incluyendo cuestiones concretas sobre satisfacción subjetiva con el empleo y con el volumen de tiempo libre disfrutado.

Seleccionamos personas con edades entre 16 y 64 años y que trabajan al menos quince horas por semana, bien como asalariados o bien como trabajadores por cuenta propia. Tras eliminar de la muestra aquellos individuos con ausencia de respuesta en las preguntas sobre satisfacción o sobre educación, retenemos 5.282 registros válidos para realizar el análisis.

Las variables dependientes en el estudio son el grado de satisfacción subjetiva con el empleo y con el volumen de tiempo libre. Respecto al empleo, se pregunta el «grado de satisfacción en relación a su situación actual en el trabajo o actividad principal». Para la respuesta, los entrevistados pueden elegir entre seis categorías ordenadas desde 1 (muy insatisfecho) hasta 6 (plenamente satisfecho). Respecto al tiempo libre, se pregunta el «grado de satisfacción en relación a la cantidad de tiempo que puede dedicar actualmente al ocio». De nuevo, las posibles respuestas se ordenan de 1 (muy insatisfecho) a 6 (plenamente satisfecho).

Las variables explicativas que incluimos en el análisis están clasificadas en tres grupos que representan los diversos elementos que pueden influenciar las medidas subjetivas de satisfacción: educación y experiencia laboral, estatus en el mercado de trabajo y otras características personales.

Para la educación, utilizamos seis variables dicotómicas que representan el nivel educativo más elevado completado por los individuos (enseñanza primaria, EGB o formación profesional

de primer grado, BUP o COU, formación profesional de segundo grado, diplomatura o equivalente, y licenciatura o equivalente), así como otra variable que indica la ausencia de educación formal. El número de años de experiencia laboral ha sido aproximado calculando la edad actual del trabajador menos la edad en la que tuvo el primer empleo a tiempo completo.

Como principales variables para representar el estatus laboral de los individuos utilizamos los ingresos y la jornada laboral. El ingreso ha sido definido como salario anual neto para trabajadores asalariados y como renta anual neta por trabajo para los trabajadores por cuenta propia. La jornada laboral se ha cuantificado como el número medio de horas trabajadas por semana. Tanto el trabajo independiente como el empleo en el sector público tienen características específicas que muchas personas consideran deseables, de manera que también hemos incluido sendas variables dicotómicas para recoger los posibles efectos de estas condiciones.

Las características personales que intervienen como variables de control son el género (definido como una variable dicotómica que toma valor 1 para las mujeres), la edad del trabajador (medida en años) y el estado civil (definido como sendas variables dicotómicas para soltero/a, casado/a, divorciado/a y viudo/a).

Los principales estadísticos descriptivos de las variables que intervienen en el análisis aparecen recogidos en el Cuadro 1.

La muestra válida contiene 5.282 individuos con una edad media de 38,8 años, y de los cuales aproximadamente un tercio son mujeres. En la mayoría de casos se trata de personas casadas (dos tercios, aproximadamente) o solteras (más de una cuarta parte). La distribución muestral de la satisfacción con el empleo tiene la moda en el grado 5 («muy satisfecho»), mientras que la satisfacción con el tiempo libre la tiene en el grado 3 («indiferente»). La distribución de niveles educativos en la muestra está próxima a la del conjunto de la población activa española en 1996, el año de referencia. El promedio de experiencia laboral en la muestra es de 20,7 años. Los ingresos oscilan entre 0,07 y 13,5 millones de pesetas anuales, con una media de 1,6 millones. La jornada laboral varía entre 15 y 90 horas semanales, con una media de 43,8 horas. Aproximadamente, un

20 por ciento de los individuos en la muestra son empleados públicos y otro 20 por ciento son trabajadores por cuenta propia.

Las variables dependientes en el análisis son los grados subjetivos de satisfacción del trabajador con el empleo y con la cantidad disponible de tiempo libre. Para reflejar el carácter ordinal de dichas variables, aplicamos modelos probit ordenados, esto es, modelos de respuesta discreta ordenada en los cuales el término de perturbación sigue una distribución normal. La respuesta observada, denotada por Y_i , es modelizada a través de una variable latente Y_i^* que depende de una combinación lineal de variables explicativas X_i :

$$Y_i^* = X_i\beta + u_i = Z_i + u_i$$

donde u es un término de perturbación aleatoria con distribución normal. La categoría observada para Y_i se basa en el valor de Y_i^* según el criterio:

$$Y_i = \begin{cases} 0 & \text{si } \gamma_1 \geq Y_i^* \\ 1 & \text{si } \gamma_2 \geq Y_i^* \geq \gamma_1 \\ \dots & \dots \\ (M-1) & \text{si } Y_i^* \geq \gamma_{(M-1)} \end{cases}$$

donde $\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_{(M-1)}$ son puntos de umbral o barrera. La probabilidad de observar cada categoría viene dada por:

$$\begin{aligned} Pr(Y_i = 0/X_i, \beta, \gamma) &= \Phi(\gamma_1 - X_i\beta) \\ Pr(Y_i = 1/X_i, \beta, \gamma) &= \Phi(\gamma_2 - X_i\beta) - \Phi(\gamma_1 - X_i\beta) \\ \dots & \\ Pr(Y_i = (M-1)/X_i, \beta, \gamma) &= 1 - \Phi(\gamma_{(M-1)} - X_i\beta) \end{aligned}$$

donde $\Phi(\cdot)$ representa la función de distribución de la perturbación aleatoria, que es normal en el modelo probit ordenado.

La estimación de los coeficientes del modelo β y de los umbrales γ se realiza maximizando el logaritmo de la función de verosimilitud:

$$\begin{aligned} \ln(\beta, \gamma) &= \sum_{Y=0} \log [Pr(Y_i = 0/X_i, \beta, \gamma)] + \sum_{Y=1} \log [Pr(Y_i = 1/X_i, \beta, \gamma)] + \dots \\ &\dots + \sum_{Y=(M-1)} \log [Pr(Y_i = (M-1)/X_i, \beta, \gamma)] \end{aligned}$$

CUADRO 1
ESTADISTICOS DESCRIPTIVOS

| Variables | Media | Desviación típica | Mínimo | Máximo |
|--|--------|-------------------|--------|--------|
| Nivel de satisfacción con el empleo | | | | |
| 1 (Muy insatisfecho) | 0,040 | 0,038 | 0 | 1 |
| 2..... | 0,068 | 0,063 | 0 | 1 |
| 3..... | 0,155 | 0,131 | 0 | 1 |
| 4..... | 0,231 | 0,178 | 0 | 1 |
| 5..... | 0,326 | 0,220 | 0 | 1 |
| 6 (Plenamente satisfecho)..... | 0,180 | 0,148 | 0 | 1 |
| Nivel de satisfacción con el tiempo libre | | | | |
| 1 (Muy insatisfecho) | 0,130 | 0,113 | 0 | 1 |
| 2..... | 0,197 | 0,158 | 0 | 1 |
| 3..... | 0,229 | 0,177 | 0 | 1 |
| 4..... | 0,211 | 0,166 | 0 | 1 |
| 5..... | 0,163 | 0,136 | 0 | 1 |
| 6 (Plenamente satisfecho)..... | 0,070 | 0,065 | 0 | 1 |
| Educación y experiencia laboral | | | | |
| Sin estudios | 0,042 | 0,040 | 0 | 1 |
| Enseñanza primaria | 0,279 | 0,201 | 0 | 1 |
| EGB o FP 1 ^{er} grado | 0,289 | 0,205 | 0 | 1 |
| BUP o COU | 0,125 | 0,109 | 0 | 1 |
| Formación profesional 2 ^o grado | 0,073 | 0,068 | 0 | 1 |
| Diplomatura o equivalente | 0,084 | 0,077 | 0 | 1 |
| Licenciatura o equivalente | 0,108 | 0,096 | 0 | 1 |
| Experiencia laboral (años) | 20,743 | 12,877 | 0 | 58 |
| Estatus en el mercado de trabajo | | | | |
| Jornada laboral (horas semanales) | 43,819 | 12,022 | 15 | 96 |
| Ingreso neto (millones de pesetas anuales) | 1,608 | 1,259 | 0,070 | 13,490 |
| Trabajo por cuenta propia | 0,214 | 0,168 | 0 | 1 |
| Empleo en el sector público..... | 0,218 | 0,170 | 0 | 1 |
| Otras características | | | | |
| Edad (años) | 38,8 | 11,183 | 16 | 64 |
| Mujer | 0,323 | 0,219 | 0 | 1 |
| Soltero/a..... | 0,282 | 0,202 | 0 | 1 |
| Casado/a..... | 0,675 | 0,219 | 0 | 1 |
| Divorciado/a..... | 0,027 | 0,026 | 0 | 1 |
| Viudo/a | 0,014 | 0,014 | 0 | 1 |

NOTA: Número total de observaciones = 5.282.

Así, los estimadores obtenidos son consistentes, asintóticamente eficientes y tienen distribución asintótica normal.

El signo de los coeficientes muestra la dirección del cambio en la probabilidad de pertenecer a la categoría de res-

puesta más elevada debido a un incremento en la correspondiente variable explicativa. El efecto marginal de un regresor sobre la probabilidad de pertenecer a cada categoría viene dado por:

CUADRO 2

ESTIMACION DEL MODELO PROBIT ORDENADO PARA LA SATISFACCION CON EL EMPLEO

| Variables explicativas | Modelo I | | Modelo II | | Modelo III | |
|--|----------|--------|-----------|---------|------------|--------|
| Educación y experiencia laboral (la referencia es BUP/COU) | | | | | | |
| Sin estudios | -0,222 | (2,8)* | | | -0,063 | (0,7) |
| Enseñanza primaria | -0,108 | (2,2) | | | 0,060 | (1,3) |
| EGB o FP I | 0,006 | (1,3) | | | 0,109 | (2,2) |
| Formación profesional II | 0,036 | (0,6) | | | 0,185 | (2,8)* |
| Diplomatura o equivalente | 0,365 | (5,6)* | | | 0,301 | (4,5)* |
| Licenciatura o equivalente | 0,228 | (3,8)* | | | 0,170 | (2,7)* |
| Experiencia laboral | -0,004 | (1,4) | | | -0,001 | (0,4) |
| Estatus en el mercado de trabajo | | | | | | |
| Jornada laboral | | | -0,004 | (3,3)* | -0,004 | (2,9)* |
| Ingreso neto ** | | | 0,148 | (10,3)* | 0,129 | (9,0)* |
| Trabajo por cuenta propia | | | 0,218 | (5,3)* | 0,206 | (5,0)* |
| Empleo en el sector público | | | 0,241 | (6,4)* | 0,203 | (5,2)* |
| Otras características personales (la referencia es varón casado) | | | | | | |
| Edad | 0,015 | (4,6)* | 0,004 | (2,4) | 0,007 | (1,8) |
| Mujer | -0,043 | (1,3) | 0,049 | (1,5) | 0,028 | (0,8) |
| Soltero/a | -0,044 | (1,2) | 0,008 | (0,2) | -0,002 | (0,1) |
| Divorciado/a | 0,029 | (0,3) | 0,083 | (0,9) | 0,080 | (0,9) |
| Viudo/a | 0,018 | (0,2) | 0,039 | (0,3) | 0,049 | (0,4) |
| Loglikelihood ratio | 168,670 | | 254,500 | | 275,370 | |

NOTAS: Valor absoluto del estadístico asintótico z entre paréntesis.
 * Indica valor significativo al 1 por ciento.
 ** Indica coeficiente multiplicado por un millón.
 Número total de observaciones = 5.282.

$$\begin{aligned} \delta Pr (Y_i = 0) / \delta X_k &= -\phi (\gamma_1 - X_i \beta) \beta_k \\ \delta Pr (Y_i = 1) / \delta X_k &= [-\phi (\gamma_2 - X_i \beta) + \phi (\gamma_1 - X_i \beta)] \beta_k \\ &\dots \\ \delta Pr (Y_i = M-1) / \delta X_k &= -\phi (\gamma_{(M-1)} - X_i \beta) \beta_k \end{aligned}$$

Por tanto, la magnitud del efecto marginal de un regresor X_k depende del valor del coeficiente β_k y de los valores de la función de densidad normal $\phi (\cdot)$ para el individuo en cuestión.

3. Resultados de la estimación para la satisfacción con el trabajo

Para la satisfacción con el empleo, estimamos tres especificaciones distintas del modelo probit ordenado. La primera

especificación utiliza como explicativas sólo las variables educativas y de experiencia, la segunda utiliza sólo las variables de estatus en el mercado laboral y la tercera combina ambos tipos de variables. La edad, el género y el estado civil del trabajador son incluidos inicialmente en todos los modelos como variables de control. La estimación del modelo se realiza por máxima verosimilitud a través del algoritmo Newton-Raphson basado en segundas derivadas. Este método tiene ventajas frente al método de ajuste proporcional iterativo ya que proporciona estimaciones directas y exactas de los parámetros y de las varianzas asintóticas de los estimadores (Wrigley, 1985). Los resultados de las estimaciones aparecen recogidos en el Cuadro 2.

Bajo la primera especificación, encontramos que los niveles educativos más elevados están significativamente asociados con grados elevados de satisfacción en el trabajo. Haber completado estudios universitarios eleva claramente el grado de satisfacción con respecto al nivel de referencia (BUP / COU), mientras que carecer de educación formal reduce significativamente la satisfacción con el empleo. Entre las características personales, sólo la edad del trabajador influye positivamente en el grado de satisfacción en el empleo. La educación primaria, la EGB y la FP de segundo grado no presentan efectos significativos comparados con el nivel de referencia. Los años de experiencia en el mercado laboral, el género y el estado civil tampoco tienen efectos significativos sobre la satisfacción con el trabajo bajo esta especificación del modelo.

La segunda especificación del modelo muestra efectos muy significativos de todas las variables de estatus laboral en el nivel de satisfacción con el empleo. Como era de esperar, los ingresos elevados aumentan, y la jornada laboral prolongada reduce la satisfacción respecto a la situación en el trabajo. Además, tanto trabajar por cuenta propia, por una parte, como ser empleado público, por otra, también elevan el grado de satisfacción. Por el contrario, las características personales no muestran efectos significativos cuando son incluidas como variables de control bajo esta especificación.

Los resultados se mantienen, con sólo algunos cambios en los valores de los coeficientes y en los niveles de significación, cuando ambos conjuntos de variables explicativas son incluidos simultáneamente en el modelo. La educación universitaria, tanto de grado medio como de grado superior, sigue presentando un efecto positivo significativo. También la FP II eleva significativamente la satisfacción respecto al trabajo. Los efectos de las cuatro variables que representan el estatus del individuo en el mercado laboral se mantienen también y, de nuevo, las características personales no ejercen influencias significativas sobre la satisfacción respecto al empleo.

A partir del análisis, es posible extraer algunos resultados generales. Encontramos que los niveles educativos más elevados están asociados con mayor grado de satisfacción en el

empleo incluso cuando se controla el efecto del estatus laboral. La asociación, sin embargo, no es de tipo lineal, ya que el impacto más elevado corresponde a los diplomados y equivalentes, no a los licenciados. La inclusión de las variables de estatus laboral reduce ligeramente los coeficientes de ambos tipos de titulación universitaria, aunque incrementa el coeficiente asociado a la FP II. El efecto de la edad deja de ser significativo cuando se incluyen variables de estatus laboral: los trabajadores mayores disponen, comparativamente, de mejores empleos puesto que han tenido más tiempo para desarrollar su carrera laboral y completar sus expectativas profesionales. El género no presenta efectos significativos, es decir, la satisfacción subjetiva de las mujeres en el trabajo no difiere de la de los hombres, y tampoco el estado civil del trabajador influye en su grado de satisfacción con el empleo.

El efecto de la educación en la satisfacción de los trabajadores con su empleo puede ser ilustrado a través de la magnitud de los efectos marginales de las distintas variables explicativas incluidas en el modelo. El Cuadro 3 presenta el impacto que la variación en cada regresor tiene en la probabilidad de situar al trabajador en cada uno de los seis grados de satisfacción. La primera fila contiene la distribución de probabilidad estimada para el individuo de referencia, que ha sido descrito como un varón casado, con estudios de BUP/ COU, asalariado del sector privado, y con ingresos, jornada laboral, experiencia y edad en valores promedio. Las filas siguientes indican cómo cambia la distribución de probabilidad de este individuo cuando se altera el valor de una variable dicotómica o se aumenta en una desviación típica (disminuye para la jornada laboral) el valor de una variable continua. La última columna confirma que los efectos de la educación formal en la satisfacción con el empleo son sustanciales, aunque la relación es no lineal. La mayor probabilidad estimada de satisfacción plena corresponde a aquellos trabajadores que han obtenido una diplomatura (o equivalente), mientras que para los licenciados la probabilidad es algo inferior. De hecho, el nivel de educación más elevado presenta una probabilidad de satisfacción plena con el empleo parecida a la que corresponde a la FP II. Comparados con el impacto de la educa-

CUADRO 3

PREDICCIÓN DE PROBABILIDADES PARA LA SATISFACCIÓN CON EL EMPLEO

| | Grado de satisfacción | | | | | |
|--|-----------------------|-----|------|------|------|------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
| Individuo de referencia..... | 6,2 | 9,0 | 18,4 | 24,3 | 29,2 | 12,9 |
| Formación profesional 2º grado..... | 4,3 | 7,0 | 15,9 | 23,4 | 32,2 | 17,2 |
| Diplomatura o equivalente..... | 3,3 | 5,9 | 14,3 | 22,5 | 33,7 | 20,3 |
| Licenciatura o equivalente..... | 4,4 | 7,2 | 16,1 | 23,5 | 32,0 | 16,8 |
| Jornada laboral menos 1 desviación típica..... | 5,7 | 8,5 | 17,8 | 24,1 | 30,0 | 14,0 |
| Ingresos más 1 desviación típica..... | 4,5 | 7,3 | 16,2 | 23,5 | 31,9 | 16,6 |
| Trabajo por cuenta propia..... | 4,1 | 6,8 | 15,6 | 23,2 | 32,5 | 17,8 |
| Empleo en el sector público..... | 4,1 | 6,8 | 15,7 | 23,3 | 32,4 | 17,7 |

NOTA: El individuo de referencia es varón, casado, con estudios de BUP/ COU, asalariado en el sector privado, con jornada laboral, ingresos, experiencia laboral y edad en los valores medios.

ción, los efectos de los ingresos y de la jornada laboral son relativamente modestos en magnitud. La reducción de una desviación típica en la jornada laboral (aproximadamente doce horas menos por semana) eleva la probabilidad de satisfacción plena sólo en un 1 por ciento, menos de la cuarta parte del impacto que presenta el poseer una licenciatura. El incremento del ingreso en una desviación típica (1,26 millones de pesetas mas por año) produce un incremento menor en la probabilidad de satisfacción plena que haber completado la FP II. Por el contrario, tanto el trabajar por cuenta propia como el empleo en el sector público presentan efectos apreciables, ya que cada una de estas circunstancias eleva la probabilidad de máxima satisfacción en mayor medida que un incremento de ingresos o una reducción de jornada.

4. Resultados de la estimación para la satisfacción con el tiempo de ocio

El análisis de la satisfacción con el volumen de tiempo libre también se realiza a través de tres especificaciones del modelo probit ordenado: la primera incluye como explicativas sólo variables educativas y de experiencia laboral, la segunda utiliza sólo variables de estatus en el mercado de trabajo, y la tercera com-

para las personas solteras que para las casadas, divorciadas o viudas.

La segunda especificación confirma, tal como era de esperar, que los trabajadores con jornadas más prolongadas están menos satisfechos con la cantidad de tiempo que pueden dedicar al ocio. Por el contrario, quienes trabajan en el sector público están más satisfechos con su cantidad de tiempo libre que los trabajadores del sector privado. Ni los ingresos ni el trabajo por cuenta propia tienen impactos significativos en el grado de satis-

facción con el tiempo libre. Sólo haber completado una diplomatura o equivalente presenta un efecto positivo modesto, aunque significativo. Por el contrario, las características personales tienen una influencia notable en el grado de satisfacción con el tiempo que se dedica al ocio. El grado de satisfacción aumenta con la edad del trabajador, es claramente inferior para las mujeres que para los hombres y es significativamente superior para las personas solteras que para las casadas, divorciadas o viudas.

CUADRO 4

ESTIMACION DEL MODELO PROBIT ORDENADO PARA LA SATISFACCION CON EL TIEMPO LIBRE

| Variables explicativas | Modelo I | | Modelo II | | Modelo III | |
|--|----------|---------|-----------|---------|------------|---------|
| Educación y experiencia laboral (la referencia es BUP/COU) | | | | | | |
| Sin estudios | -0,081 | (1,0) | | | 0,165 | (1,9) |
| Enseñanza primaria | -0,072 | (1,5) | | | 0,102 | (1,9) |
| EGB o FP I | 0,014 | (0,3) | | | 0,120 | (2,4) |
| Formación profesional II | -0,057 | (0,8) | | | 0,064 | (1,0) |
| Diplomatura o equivalente | 0,164 | (2,6)* | | | 0,151 | (2,3) |
| Licenciatura o equivalente | 0,043 | (0,7) | | | -0,067 | (1,0) |
| Experiencia laboral | 0,001 | (0,1) | | | 0,002 | (0,8) |
| Estatus en el mercado de trabajo | | | | | | |
| Jornada laboral | | | -0,033 | (23,4)* | -0,034 | (23,5)* |
| Ingreso neto ** | | | -0,186 | (1,5) | 0,124 | (0,1) |
| Trabajo por cuenta propia | | | -0,034 | (0,8) | -0,020 | (0,5) |
| Empleo en el sector público | | | 0,310 | (8,3)* | 0,333 | (8,6)* |
| Otras características personales (la referencia es varón casado) | | | | | | |
| Edad | 0,010 | (3,0)* | 0,012 | (8,0)* | 0,009 | (2,5) |
| Mujer | -0,131 | (4,2)* | -0,378 | (11,6)* | -0,359 | (10,6)* |
| Soltero/a | 0,390 | (10,8)* | 0,436 | (11,8)* | 0,446 | (11,9)* |
| Divorciado/a | -0,123 | (1,4) | -0,223 | (2,5) | -0,222 | (2,5) |
| Viudo/a | 0,218 | (1,9) | 0,171 | (1,4) | 0,156 | (1,3) |
| <i>Loglikelihood ratio</i> | 160,612 | | 598,620 | | 598,360 | |

NOTAS: Valor absoluto del estadístico asintótico z entre paréntesis.

* Indica valor significativo al 1 por ciento.

** Indica coeficiente multiplicado por un millón.

Número total de observaciones = 5.282.

facción con el tiempo de ocio. De nuevo, las características personales presentan los efectos más significativos: el grado de satisfacción se incrementa con la edad del trabajador, es más elevado para los varones que para las mujeres, y para los solteros que para quienes tienen cualquier otro estado civil.

Cuando ambos conjuntos de variables explicativas se combinan en la tercera especificación, se obtienen resultados muy similares para la mayor parte de variables clave. La educación y la experiencia laboral no presentan ningún efecto significativo en el grado de satisfacción con el tiempo libre. El efecto negativo de la duración de la jornada laboral, y el impacto positivo de la condición de empleado público se mantienen. El género y el

estado civil también presentan el mismo tipo de efectos detectados en las especificaciones anteriores. Sólo el coeficiente de la variable edad cambia de manera considerable, ya que pasa a ser no significativo cuando tanto las variables de educación como las de estatus en el mercado laboral se combinan en la misma ecuación.

El análisis del grado de satisfacción subjetiva de los trabajadores con la cantidad de tiempo libre disponible proporciona algunos resultados generales. Con independencia de que se controlen los efectos del estatus en el mercado de trabajo, la educación no influye significativamente en el grado de satisfacción con el tiempo libre. Entre las variables de estatus laboral,

CUADRO 5
PREDICCIÓN DE PROBABILIDADES PARA LA SATISFACCIÓN CON EL TIEMPO LIBRE

| | Grado de satisfacción | | | | | |
|---|-----------------------|------|------|------|------|------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
| Individuo de referencia..... | 16,4 | 21,9 | 23,2 | 19,6 | 13,7 | 5,2 |
| Jornada laboral menos 1 desviación típica | 8,2 | 15,6 | 21,4 | 22,8 | 20,7 | 11,3 |
| Empleo en el sector público..... | 9,5 | 16,9 | 22,0 | 22,4 | 19,4 | 9,9 |
| Mujer..... | 26,8 | 25,6 | 21,8 | 15,0 | 8,4 | 2,4 |
| Soltero/a..... | 7,7 | 15,1 | 21,1 | 22,9 | 21,3 | 12,0 |

NOTA: El individuo de referencia es varón, casado, con estudios de BUP/ COU, asalariado en el sector privado, con jornada laboral, ingresos, experiencia laboral y edad en los valores medios.

sólo la duración de la jornada laboral tiene influencia negativa, mientras que la condición de trabajador del sector público tiene un impacto positivo, en el grado de satisfacción con el ocio. El género y el estado civil presentan efectos muy significativos. La satisfacción de las mujeres es claramente inferior a la de los hombres. Comparado con otros estados, permanecer soltero incrementa el grado de satisfacción con el tiempo libre

La magnitud relativa de los efectos marginales de los distintos regresores sobre el grado de satisfacción con el tiempo de ocio aparece recogida en el Cuadro 5. En ella se muestra el impacto en la probabilidad de pertenecer a cada una de las seis categorías de satisfacción cuando se altera el valor de uno de los regresores. La primera fila indica la distribución de probabilidad estimada para el individuo de referencia, que de nuevo ha sido definido como un varón, casado, con estudios de BUP /COU, asalariado del sector privado, con ingresos, jornada laboral, experiencia y edad en los valores medios de la muestra. Las siguientes filas ilustran cómo esta distribución de probabilidad cambia cuando se altera el valor de una variable dicotómica o se reduce en una desviación típica el valor de la única variable continua significativa. La última columna muestra las probabilidades estimadas de satisfacción plena. Claramente, el mayor efecto marginal positivo corresponde a la reducción de la duración de la jornada laboral. Además, la probabilidad de satisfacción plena con el tiempo de ocio de los empleados públicos y de las

personas solteras es aproximadamente el doble que la correspondiente a la persona de referencia. Por el contrario, las mujeres tienen una probabilidad muy baja, aproximadamente la mitad que la de los hombres, de estar plenamente satisfechas con la cantidad de tiempo que pueden dedicar al ocio.

5. Conclusiones

El análisis del grado de satisfacción a partir de los datos del PHOGUE de 1996 sugiere que la educación formal tiene un impacto positivo en la satisfacción con el empleo, y que dicho efecto es independiente tanto del estatus real que el trabajador ha alcanzado en el mercado laboral como de sus condiciones personales. Tras controlar las características personales y las del empleo, los individuos con educación más prolongada, y en especial los titulados universitarios, están más satisfechos en el trabajo que los individuos con educación formal más breve. Sin embargo, la relación no es monótona, puesto que el nivel educativo más alto no se asocia con el mayor grado de satisfacción. De hecho, la probabilidad de satisfacción plena es máxima para los diplomados, no para quienes poseen una licenciatura o equivalente.

Por el contrario, la educación formal de los trabajadores no influye en su grado de satisfacción con la cantidad de tiempo libre de que disponen, ni siquiera cuando se controla el efecto

del estatus laboral y de las características personales. De hecho, la satisfacción con el tiempo de ocio depende crucialmente del género y del estado civil. Manteniendo constantes las demás circunstancias, los varones solteros están considerablemente más satisfechos con su tiempo libre que las demás personas. Este resultado refleja dos hechos bien conocidos. Primero, que muchas mujeres trabajadoras realizan además tareas domésticas y el cuidado de los niños, por lo que su disponibilidad real de tiempo libre es menor que la de los varones con igual jornada laboral. Segundo, que por lo general las responsabilidades familiares de los individuos solteros son limitadas, y por tanto pueden disfrutar de más tiempo de ocio que los individuos con otro estado civil que trabajen igual número de horas. La satisfacción con el tiempo de ocio depende en mayor medida de la cantidad efectiva de tiempo libre disfrutado que de las actividades concretas realizadas durante ese tiempo, las cuales vendrían influenciadas por la educación recibida.

El análisis de la satisfacción sugiere que la inversión educativa genera beneficios ocupacionales de tipo no pecuniario en términos de satisfacción con el trabajo, pero no en cuanto a la satisfacción con el tiempo dedicado al ocio, cuando se elimina el efecto de la oportunidad para alcanzar estatus laborales más elevados. El incremento en el grado de satisfacción con el trabajo es, por tanto, un beneficio no monetario neto de la educación que disfrutaban las personas que han dedicado más tiempo y recursos para alcanzar niveles educativos más elevados. Este beneficio expande la función de posibilidades de utilidad más allá del efecto que produce el bien conocido impacto de la educación sobre los ingresos. Los trabajadores con nivel educativo más elevado no sólo disponen, en general, de mejores empleos: también están más satisfechos con su situación laboral que aquellos individuos menos escolarizados cuyo empleo sea comparable en términos de ingresos, jornada laboral y otras condiciones de trabajo.

Posiblemente, la educación prolongada genera mayor nivel de satisfacción en el empleo como consecuencia de una materialización de expectativas más adecuada a través de mayor eficiencia en la planificación y gestión de la trayectoria profesional. No obstante, la explicación de este beneficio educacional no mone-

tario es evidentemente compleja, y requiere una investigación más profunda tanto de los determinantes de la satisfacción subjetiva con el empleo como de los efectos de la educación en la formación de preferencias individuales y en la gestión de la trayectoria profesional.

Referencias bibliográficas

- [1] ALBA-RAMIREZ, A. y SAN SEGUNDO, M. J. (1995): «The Returns of Education in Spain», *Economics of Education Review*, 14, 2, 155-166.
- [2] ARRAZOLA, M.; HEVIA, J.; RISUEÑO, M. y SANZ, F. J. (2000): «The Effects of Human Capital Depreciation on Experience-Earnings Profiles: Evidence from Salaried Spanish Men». Madrid: Instituto de Estudios Fiscales (Documentos de trabajo, Serie Economía, nº 4/00).
- [3] ARROW, K. (1997): «The Benefits of Education and the Formation of Preferences». En J. R. BEHRMAN y N. STACY (eds.): *The Social Benefits of Education*. Ann Arbor: University of Michigan Press.
- [4] BARCEINAS, F.; OLIVER, J.; RAYMOND, J. L. y ROIG, J. L. (2000): «Spain». En C. HARMON, I. WALKER y N. WESTERGAARD-NIELSEN (eds.): *Education and Earnings in Europe: A Cross Country Analysis of the Returns to Education*. Londres: Edward Elgar.
- [5] CARD, D. (1999): «The Causal Effect of Education on Earnings». En O. ASHENFELTER y D. CARD (eds): *Handbook of Labor Economics*, Volume 3. Amsterdam: Elsevier Science B.V.
- [6] CLARK, A. E. (1996): «Job Satisfaction in Britain». *British Journal of Industrial Relations*, 34, 2, 189-217
- [7] CLARK, A. E y OSWALD, A. J. (1996): «Satisfaction and Comparison Income». *Journal of Public Economics*, 61, 6, 359-381.
- [8] COHN, E., y ADDISON, J. T. (1998): «The Economic Returns to Lifelong Learning in OECD Countries». *Education Economics*, 6, 3, 253-307
- [9] HAVEMAN, R. H. y WOLFE, B. L. (1984): «Schooling and Economic Well-Being: The Role of Nonmarket Effects». *Journal of Human Resources*, 19, 3, 378-407
- [10] HERSCH, J. (1991): «Education Match and Job Match». *Review of Economics and Statistics*, 73, 140-144.
- [11] GARCIA, I. y TOHARIA, L. (2001): «La satisfacción vital y laboral en la Unión Europea». Ponencia presentada en las IV Jornadas de Economía Laboral. (Valencia, 13-15 de julio).
- [12] HAMERMESH, D. S (2001): «The Changing Distribution of Job Satisfaction». *Journal of Human Resources*, 34, 1, 1-30.
- [13] HARTOG, J. y OOSTERBECK, H. (1998): «Health, Wealth and Happiness. Why Pursue a Higher Education?» *Economics of Education Review*, 17, 3, 245-256.

- [14] IDSON, T. L. (1990): «Establishment Size, Job Satisfaction, and the Structure of Work», *Applied Economics*, 22, 1007-1018.
- [15] IYIGUN, M. F. y OWEN, A. L. (1999): «Entrepreneurs, Professionals and Growth». *Journal of Economic Growth*, 4, 213-232.
- [16] KETTUNEN, J. (1997): «Education and Unemployment Duration». *Economics of Education Review*, 16, 2, 163-170.
- [17] KIEFER, N. (1985): «Evidence on the Role of Education on Labor Turnover». *Journal of Human Resources*, 20, 3, 445-452.
- [18] LASSIBILLE, G. y NAVARRO, L. G.: «The Evolution of Returns to Education in Spain 1980-1991». *Education Economics*, 6, 1, 3-9.
- [19] McMAHON, W. (1998): «Conceptual Framework for the Analysis of the Social Benefits of Lifelong Learning». *Education Economics*, 6, 3, 309-346
- [20] MICHAEL, R. T. (1982): «Measuring Non-Monetary Benefits of Education: A Survey». En W. McMAHON y T. GESKE (eds): *Financing Education: Overcoming Inefficiency and Inequity*. Urbana: University of Illinois Press.
- [21] MENG, R. (1990): «The Relationship between Unions and Job Satisfaction». *Applied Economics*, 22, 1635-1648.
- [22] MORA, J. G. y VILA, L. E. (1996): «Educación e ingresos de los trabajadores en los años ochenta». En J. GRAO y A. IPÍÑA (eds.): *Economía de la Educación. Temas de Estudio e Investigación*. Vitoria-Gasteiz: Gobierno Vasco.
- [23] MORENO, G.; RODRIGUEZ, J. M. y VERA, J. (1994): *La participación laboral femenina y la discriminación salarial en España*. Madrid: Consejo Económico y Social de España (Colección Estudios, est. 29).
- [24] PSACHAROPOULOS, G. (1994): «Returns to Investment in Education: A Global Update». *World Development*, 22, 9, 1325-1343.
- [25] RIVERA-BATIZ, F. L. (1992): «Quantitative Literacy and the Likelihood of Employment Among Young Adults in the United States». *Journal of Human Resources*, 27, 2, 318-328.
- [26] VAN PRAAG, B. M. S. (1991): «Ordinal and Cardinal Utility: An Integration of the Two Dimensions of the Welfare Concept», *Journal of Econometrics*, 50, 69-89.
- [27] VILA, L. E. (2000): «The Non-monetary Benefits of Education». *European Journal of Education*, 35, 1, 21-32.
- [28] VILA, L. E.; MORA, J. G. (1998): «Changing Returns to Education in Spain during the 1980's». *Economics of Education Review*, 17, 2, 173-178.
- [29] WATSON, R.; STOREY, D.; WYNARCZYK, P.; KEASEY, K. y SHORT, H. (1996): «The Relationship between Job Satisfaction and Managerial Remuneration in Small and Medium-sized Enterprises: An Empirical Test of Comparison Income and Equity Theory Hypotheses». *Applied Economics*, 28, 567-576.
- [30] WRIGLEY, N. (1985): *Categorical Data Analysis for Geographers and Environmental Scientists*. Londres: Longman.
- [31] WOLFE, B. L. y ZUVEKAS, S. (1997): «Nonmarket Outcomes of Schooling», *International Journal of Education Research*, 27, 491-502.

ANEXO

Características de la distribución muestral en relación con el trabajo y el ocio

CUADRO A1

DISTRIBUCION MUESTRAL DEL GRADO DE SATISFACCION CON EL EMPLEO

| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
|--|------|------|------|------|------|------|
| Sin estudios | 6,0 | 11,2 | 15,2 | 23,2 | 26,0 | 18,4 |
| Enseñanza primaria | 4,5 | 7,8 | 17,8 | 22,3 | 31,8 | 15,8 |
| EGB o FP 1 ^{er} grado | 4,2 | 5,8 | 17,1 | 24,4 | 31,3 | 17,2 |
| BUP o COU | 5,0 | 7,3 | 15,3 | 24,6 | 30,7 | 17,1 |
| Formación profesional 2 ^o grado | 4,5 | 8,5 | 14,7 | 21,6 | 36,1 | 14,6 |
| Diplomatura o equivalente | 1,8 | 3,4 | 9,6 | 22,4 | 34,8 | 28,8 |
| Licenciatura o equivalente | 1,5 | 5,7 | 10,9 | 22,7 | 38,9 | 21,3 |
| Experiencia laboral (años) | | | | | | |
| < 5 años | 5,8 | 6,4 | 16,2 | 24,0 | 28,7 | 19,0 |
| 5-10 años | 5,0 | 9,7 | 14,9 | 24,9 | 30,0 | 15,5 |
| 10-20 años | 4,3 | 6,3 | 15,8 | 24,3 | 34,6 | 14,9 |
| >20 años | 3,3 | 6,3 | 15,5 | 21,8 | 33,1 | 20,0 |
| Jornada laboral (horas semanales) | | | | | | |
| < 20 horas | 12,5 | 16,3 | 13,8 | 23,8 | 20,0 | 13,8 |
| 20-40 horas | 3,4 | 6,3 | 13,7 | 23,9 | 33,5 | 19,3 |
| 40-60 horas | 3,7 | 6,7 | 16,1 | 22,6 | 32,8 | 18,2 |
| > 60 horas | 5,8 | 7,1 | 15,9 | 24,6 | 31,3 | 15,3 |
| Ingreso neto (millones de pesetas anuales) | | | | | | |
| < 1 millón | 7,2 | 10,5 | 18,5 | 21,6 | 28,1 | 14,1 |
| 1-2 millones | 3,5 | 6,6 | 16,7 | 24,2 | 31,9 | 17,2 |
| 2-3 millones | 1,6 | 3,1 | 11,4 | 23,6 | 37,1 | 23,2 |
| > 3 millones | 0,5 | 2,9 | 8,9 | 22,7 | 41,1 | 23,8 |
| Trabajo por cuenta propia | 3,5 | 7,6 | 15,2 | 22,7 | 29,9 | 21,1 |
| Empleo en el sector público | 1,6 | 3,5 | 10,9 | 23,9 | 37,9 | 22,2 |
| Edad (años) | | | | | | |
| < 20 años | 10,7 | 5,4 | 16,1 | 28,6 | 23,2 | 16,1 |
| 20-30 años | 6,0 | 8,6 | 16,8 | 23,2 | 29,8 | 15,6 |
| 30-40 años | 3,6 | 6,8 | 15,6 | 23,9 | 33,8 | 16,4 |
| 40-50 años | 3,3 | 5,6 | 15,3 | 23,0 | 33,6 | 19,2 |
| > 50 años | 2,9 | 6,3 | 14,2 | 21,8 | 33,2 | 21,6 |
| Varón | 3,7 | 6,8 | 15,7 | 23,1 | 33,0 | 17,7 |
| Mujer | 4,6 | 6,9 | 15,2 | 23,1 | 31,8 | 18,4 |
| Soltero/a | 5,2 | 8,5 | 17,1 | 22,6 | 29,6 | 17,0 |
| Casado/a | 3,5 | 6,2 | 14,9 | 23,4 | 33,8 | 18,2 |
| Divorciado/a | 2,7 | 5,8 | 18,5 | 21,7 | 30,4 | 20,9 |
| Viudo/a | 4,8 | 6,1 | 12,3 | 22,0 | 32,9 | 21,9 |

ANEXO (Continuación)

Características de la distribución muestral en relación con el trabajo y el ocio

| CUADRO A2 | | | | | | |
|---|------|------|------|------|------|------|
| DISTRIBUCION MUESTRAL DEL GRADO DE SATISFACCION CON EL TIEMPO LIBRE | | | | | | |
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
| Sin estudios | 13,2 | 18,0 | 24,8 | 21,2 | 14,8 | 8,0 |
| Enseñanza primaria | 13,8 | 20,8 | 23,0 | 20,4 | 16,0 | 6,0 |
| EGB o FP 1 ^{er} grado | 12,8 | 19,4 | 23,0 | 21,3 | 16,4 | 7,1 |
| BUP o COU | 14,5 | 20,8 | 20,5 | 20,8 | 15,9 | 7,5 |
| Formación profesional 2 ^o grado | 15,1 | 17,4 | 24,7 | 21,9 | 14,6 | 6,3 |
| Diplomatura o equivalente | 9,4 | 16,5 | 24,3 | 24,3 | 16,7 | 8,9 |
| Licenciatura o equivalente | 11,1 | 20,9 | 22,5 | 19,7 | 18,3 | 7,4 |
| Experiencia laboral (años) | | | | | | |
| < 5 años | 10,0 | 18,9 | 22,5 | 22,3 | 19,6 | 6,7 |
| 5-10 años | 10,8 | 20,3 | 23,7 | 20,9 | 17,0 | 7,4 |
| 10-20 años | 15,2 | 20,9 | 21,4 | 22,3 | 14,4 | 5,7 |
| >20 años | 13,2 | 19,0 | 23,5 | 20,4 | 16,3 | 7,6 |
| Jornada laboral (horas semanales) | | | | | | |
| < 20 horas | 8,8 | 11,3 | 21,3 | 21,3 | 22,5 | 15,0 |
| 20-40 horas | 7,0 | 13,9 | 21,4 | 23,1 | 24,3 | 10,3 |
| 40-60 horas | 11,6 | 19,7 | 24,6 | 22,5 | 15,2 | 6,4 |
| > 60 horas | 30,8 | 29,6 | 16,9 | 10,5 | 8,0 | 4,1 |
| Ingreso neto (millones de pesetas anuales) | | | | | | |
| < 1 millón | 13,9 | 20,6 | 23,4 | 20,2 | 16,1 | 5,9 |
| 1-2 millones | 12,9 | 20,0 | 23,9 | 20,5 | 15,6 | 7,2 |
| 2-3 millones | 10,6 | 18,5 | 20,9 | 24,1 | 18,1 | 7,9 |
| > 3 millones | 14,9 | 17,6 | 21,7 | 21,1 | 16,5 | 8,2 |
| Trabajo por cuenta propia | 20,3 | 24,6 | 20,8 | 16,3 | 11,6 | 6,4 |
| Empleo en el sector público | 7,5 | 13,8 | 22,5 | 24,6 | 22,3 | 9,4 |
| Edad (años) | | | | | | |
| < 20 años | 5,4 | 14,3 | 26,8 | 26,8 | 21,4 | 5,4 |
| 20-30 años | 11,3 | 18,8 | 22,7 | 23,1 | 16,5 | 7,6 |
| 30-40 años | 15,5 | 20,9 | 22,8 | 19,4 | 15,8 | 5,5 |
| 40-50 años | 14,7 | 20,7 | 22,9 | 19,8 | 14,9 | 7,1 |
| > 50 años | 9,6 | 17,8 | 23,2 | 22,7 | 18,1 | 8,6 |
| Varón | 12,5 | 18,8 | 22,6 | 22,3 | 16,2 | 7,6 |
| Mujer | 14,1 | 21,4 | 23,6 | 28,7 | 16,4 | 5,9 |
| Soltero/a | 8,7 | 16,8 | 22,2 | 23,3 | 20,2 | 8,9 |
| Casado/a | 14,7 | 20,6 | 23,3 | 20,5 | 14,7 | 6,2 |
| Divorciado/a | 17,0 | 25,5 | 25,5 | 14,4 | 12,4 | 5,2 |
| Viudo/a | 12,2 | 19,5 | 18,3 | 18,3 | 18,3 | 13,4 |