

José Luis Raymond Bara\*  
José Luis Roig Sabaté\*

# LA DOTACIÓN DE CAPITAL HUMANO EN LA ECONOMÍA ESPAÑOLA

*La teoría del crecimiento introduce el capital humano como uno de los factores determinantes de la productividad, si bien resulta difícil corroborarlo empíricamente debido a las dificultades que conlleva la correcta medición de esta variable. Efectivamente, hay elementos del capital humano como la educación y la experiencia que se pueden observar y medir, pero hay otros no observables de más difícil medición que son específicos del individuo y que hacen que cualquier agregación que se realice esté sujeta a error. El objetivo de este artículo es aproximar distintas medidas de capital humano para el caso español y establecer comparaciones con distintos países de la Unión Europea. El trabajo se completa con un análisis de la evolución del capital humano entre 1995 y 2002 a partir de los datos de la Encuesta de Estructura Salarial. Finalmente, se presentan algunas conclusiones encaminadas a preservar el esfuerzo educativo, tratando de adecuar la estructura de la oferta a las necesidades de la economía, elemento básico de cualquier política que trate de potenciar el crecimiento a largo plazo de la productividad.*

**Palabras clave:** crecimiento económico, productividad, capital humano, educación, España, 1995-2002.  
**Clasificación JEL:** J24, O47.

## 1. Introducción

La teoría del crecimiento introduce el capital humano como uno de los factores determinantes de la productividad, ya no sólo como factor de producción acumulable que contribuye al producto, sino también como condicionante del cambio técnico. Sin embargo, las contrasta-

ciones empíricas no han tendido en bastantes casos a corroborar el supuesto efecto benéfico del capital humano. Autores como De la Fuente y Doménech (2002) achacan a defectos de medida de la variable estos resultados negativos.

No cabe duda de que medidas tales como tasas de alfabetización, tasas de matriculación, niveles educativos alcanzados por la población y años medios de educación están sujetos al albur de la fiabilidad en la medición cuando se requieren comparaciones internacionales.

---

\* Universitat Autònoma de Barcelona.

En cualquier caso, la medición correcta del capital humano no es sólo una cuestión de fiabilidad sino que hay implicados problemas conceptuales.

La correcta medición de un fenómeno requiere una definición del mismo, de ahí que previo a cualquier discusión sobre la medida del capital humano sea conveniente definirlo. La OCDE (2001) define el capital humano como «los conocimientos, habilidades, competencias y atributos incorporados en los individuos que facilitan la creación de bienestar personal, social y económico»<sup>1</sup>.

En el capital humano se combinan dos características que dificultan su correcta medición. En primer lugar, la intangibilidad implica la necesidad de medición indirecta, característica compartida con otros activos. En segundo lugar, y esto es más específico del capital humano, el hecho de que esté incorporado al individuo introduce un elemento de heterogeneidad que no poseen otros activos. Esto conlleva que hay elementos en la medición del capital humano como educación o experiencia que se pueden observar y medir. Pero existen elementos no observables de más difícil medición que son específicos al individuo y que afectan a su capital humano y que hacen que cualquier agregación sobre los individuos a partir de un *stock* medio esté sujeta a error<sup>2</sup>.

Teniendo en cuenta estas consideraciones, y aproximando el capital humano como activo, la teoría nos dice que el valor de todo activo puede ser medido directamente mediante la observación de su coste de producción (incluyendo el coste de oportunidad) o mediante los rendimientos que genera.

El objetivo de este artículo es aproximar distintas medidas de capital humano para el caso español, sea desde el punto de vista de los costes medidos me-

dante el *output* educativo (años de educación) o sea desde el punto de vista de los rendimientos que genera materializados en los salarios obtenidos por individuos con distintos niveles educativos, experiencia y antigüedad.

Con este fin se utilizan dos bases de datos, el Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE) en su último ciclo correspondiente al año 2001 y la Encuesta de Estructura Salarial (EES) para los dos años actualmente disponibles, 1995 y 2002. La utilización del PHOGUE permite un análisis comparativo del caso español en el contexto de la Unión Europea, mientras que la comparación de resultados de las EES correspondientes a 1995 y 2002 permite un análisis de la evolución del capital humano en España en esos dos momentos del tiempo.

Para ello, después de esta introducción, en el apartado 2 el artículo describe distintas formas de aproximación a la medición y valoración del *stock* de capital humano de una economía que la literatura contempla. En el apartado 3 se lleva a cabo un análisis comparativo, tanto en términos de años de educación como de rendimientos de la educación, de distintos países de la Unión Europea. Seguidamente, se analiza la evolución del capital humano entre 1995 y 2002 a partir de los datos de las EES, también desde distintas perspectivas metodológicas. Finalmente, se presentan las conclusiones en un apartado final.

## 2. El problema de la medición del capital humano. Principales aproximaciones empleadas en la literatura

La medición de la dotación de capital humano resulta una tarea tan necesaria como compleja. La condición de intangibilidad del capital humano aboca a la utilización de aproximaciones indirectas para su medición, como se ha señalado anteriormente. A esto se debe añadir que la elección en la utilización de la aproximación es dictada en muchas ocasiones por la disponibilidad de datos, a lo que las comparaciones internacionales son especialmente sensibles.

<sup>1</sup> En el original: «the knowledge, skills, competences and attributes embodied in individuals that facilitate the creation of personal, social and economic well-being».

<sup>2</sup> Dejando aparte cuestiones como las diferencias entre países en la calidad de la educación.

A grandes rasgos se puede establecer una distinción entre los métodos que se basan en medidas de resultado del sistema educativo y aquellos que utilizan el salario como aproximación al valor del capital humano medio.

Respecto a los primeros, probablemente el método más usado de aproximación al *stock* de capital humano sea el que se deriva del nivel educativo más elevado alcanzado por la población y el número de años medios de educación. El hecho de que los datos más fiables de niveles educativos de la población sean los que provienen del censo determina la escasez de observaciones temporales en muchos países<sup>3</sup>. Esto ha llevado a la utilización de datos de matriculación para interpolar observaciones intercensales utilizando inventario permanente y así obtener series temporales, como en los trabajos de Barro y Lee (1993, 1996 y 2001)<sup>4</sup>. En este sentido, Meseguer y Sosvilla (2004) intentan superar las limitaciones censales al utilizar los datos de la EPA para el caso español.

La manera más habitual de calcular los años medios es partir del censo o de encuestas de empleo para conocer el nivel educativo de la población activa o de la población ocupada, de tal manera que podamos obtener su distribución porcentual por niveles educativos. Por otra parte, si se conoce el número de años oficialmente requeridos para alcanzar cada titulación se puede calcular una media ponderada de años de educación de la población, donde las ponderaciones son los porcentajes de población en cada nivel educativo. La amplia disponibilidad de los datos necesarios para llevar a cabo el cálculo de la media explica la popularidad de este método.

En definitiva, el cálculo asigna un valor numérico a cada nivel educativo, lo que permite alcanzar un índice sintético del nivel educativo medio de la población. Esto es así en la medida que los años requeridos para cada

titulación no cambien a lo largo del tiempo y se supongan constantes entre las distintas generaciones de cada población. No obstante, si se tiene en cuenta la existencia de cambios en los sistemas educativos y, por consiguiente, en los años dedicados a cada titulación, ya no se podría tomar la media como indicador sintético del nivel educativo y su comparación temporal no se podría tomar como indicación precisa de cambios en la distribución porcentual de la población según niveles educativos. Pero seguiría siendo un indicador de *stock* de capital humano en tanto suponemos que un mayor número de años de educación tiene su contrapartida en una mayor productividad.

La utilización de los años medios de educación plantea dos relevantes problemas metodológicos (Wößmann, 2003). El primero proviene de la evidencia sobre la rentabilidad decreciente de los años de educación. Al calcular los años medios de educación se está dando la misma ponderación a todos los años de educación del individuo, independientemente del punto en el que se encuentre cada año educativo en la carrera educativa del individuo. En consecuencia, se estarían ignorando los resultados de la evidencia econométrica sobre la rentabilidad de la educación que mayoritariamente descarta la existencia de rendimientos constantes de los años de educación, cuando se contrasta tal extremo. El segundo se refiere al efecto que puede tener sobre el cálculo las diferencias de calidad en la educación entre países y en el tiempo. Dadas las características del ejercicio que aquí nos ocupa, los sesgos que este segundo aspecto pueda inducir parecerían de menor relevancia y, en cualquier caso, de difícil resolución con los datos disponibles<sup>5</sup>.

<sup>3</sup> PSACHAROPOULOS y ARRIAGADA (1986) ofrecen una primera y extensa comparación internacional de años medios de educación y una crítica a la utilización de datos de flujo tales como matriculaciones.

<sup>4</sup> DE LA FUENTE y DOMÉNECH (2002) ponen de relieve los problemas inherentes a este tipo de mediciones debido a la baja fiabilidad de los datos.

<sup>5</sup> También sería criticable desde un punto de vista teórico el hecho de que su uso como medida de *stock* esté suponiendo que las diferencias de productividad entre trabajadores es proporcional a las diferencias de años de educación, de tal modo que un individuo con 8 años de educación sería cuatro veces más productivo que un individuo con dos años, independientemente de que su salario sólo fuese tan sólo el doble, por ejemplo (MULLIGAN y SALA-I-MARTIN, 1997). Adicionalmente, la agregación lineal conlleva el supuesto de sustituibilidad perfecta entre trabajadores con distinto número de años.

Respecto al primer aspecto, tal y como se desarrolla en Wößmann (2003), la solución vendría dada por establecer un vínculo directo entre la teoría y la medición del *stock*. En este sentido, el punto de partida debiera ser la derivación de la ecuación minceriana de salarios que permite relacionar años de educación y el salario del individuo con lo que se puede traducir una medida de tiempo en un valor monetario, lo que nos conduciría a la siguiente expresión:

$$H^M = e^{\phi(s)} L \quad [1]$$

donde  $H^M$  es el *stock* agregado de capital humano de la economía,  $L$  la población ocupada de la economía y  $e^{\phi(s)}$  es el *stock* individual de capital humano, y:

$$\phi(s) = rs \quad [2]$$

que representa la eficiencia de un individuo con  $s$  años de educación formal respecto a un individuo con 0 años de educación, siendo  $r$  la tasa de rentabilidad de cada año adicional de educación o el incremento adicional del salario debido a un año más de educación. De este modo se puede expresar el *stock* de capital humano de un país en unidades de eficiencia al ponderar cada año de educación por su contribución al incremento de productividad del individuo<sup>6</sup>. Esta aproximación se ha utilizado como medida de capital humano en análisis de crecimiento tales como Bils y Klenow (2000).

Empero, una  $r$  constante derivada de la estimación de una ecuación minceriana con años de educación como variable independiente, impone la restricción de igual rendimiento marginal independientemente del número de años de educación del individuo. La forma más habitual de relajar esta restricción es derivar los rendimientos a partir de ecuaciones donde la variable educativa se especifique como variables ficticias que indiquen los

distintos niveles educativos a que tienen acceso los individuos de la muestra. Con los resultados de la estimación se pueden calcular rendimientos marginales diferenciados para cada nivel educativo, al tener en cuenta los años de educación requeridos para cada nivel. De aquí es posible ponderar los años de educación correspondientes a cada nivel educativo por el rendimiento del nivel, de tal modo que la expresión [2] se convierte en:

$$\phi(s) = \sum_i r_i s_i \quad [3]$$

donde  $i$  indica nivel educativo.

La ponderación de los años de educación con el rendimiento de la educación aproxima el valor de mercado del activo al estar determinado éste por su rendimiento. No obstante, el ajuste de los años por los rendimientos supone estar aproximando el capital humano mediante la renta salarial derivada del mismo.

La medición del *stock* de capital humano mediante años de educación supone una agregación de individuos ponderados por la productividad asignable al capital humano y aproximada por los años de educación. Alternativamente, la agregación puede ser ponderada por los salarios. Bajo el supuesto de que el salario es igual a la productividad marginal del trabajo se puede utilizar el salario como elemento de ponderación al agregar los individuos. Mulligan y Sala-i-Martin (1997) desarrollan esta aproximación de tal modo que el *stock* medio de una economía vendría dado por la siguiente expresión:

$$h_i(t) = \int_0^{\infty} \theta_i(t, s) \eta_i(t, s) ds \quad [4]$$

donde  $\eta_i(t, s) = N_i(t, s) / N_i(t)$  es la proporción de individuos en la economía  $i$  con  $s$  años de educación y  $\theta_i(t, s) = w_i(t, s) / w_i(t, 0)$  es el factor de eficiencia que pondera a los individuos en la agregación. Este factor de eficiencia utiliza un numerario,  $w_i(t, 0)$ , que es el sa-

<sup>6</sup> En la medida que el incremento del salario sea un reflejo del incremento de productividad asociado a la educación adicional.

lario de los individuos con 0 años de educación y de experiencia. La complementariedad del capital humano con otros factores de producción que afectan a la productividad del trabajador tiene el efecto de que el salario  $w_i(t, s)$  no sólo dependa de la productividad resultado de la dotación de capital humano. El salario de los individuos con capital humano 0 dependerá de la productividad asociada a la dotación de los otros factores de producción que determinan la productividad. Al «deflactar» con este último salario los salarios de los individuos con distintas dotaciones de capital humano, se está capturando el componente puro del capital humano sobre el salario. En consecuencia, el factor de eficiencia  $\theta$  pondera a los individuos por las diferencias de salario (productividad) asociadas al capital humano. Nótese que podemos interpretar  $\theta$  en términos de años de educación cuando se utiliza esta aproximación a la medición del capital humano.

Además de eliminar el efecto del capital físico y otros factores sobre los salarios, este método no requiere suponer perfecta sustituibilidad entre diferentes tipos de trabajadores cualificados. Sin embargo, sí necesita mantener el supuesto de sustituibilidad entre los trabajadores sin educación y el resto, ya que de otra forma los salarios relativos de ambos grupos dependerían de sus ofertas relativas y no sólo de los parámetros de la función de producción. No obstante, la validez de este supuesto debiera estar sujeta a escrutinio empírico en cada caso<sup>7</sup>. Otra limitación del método es el supuesto de que el salario es determinado por la productividad. Sin duda, otros factores afectan la determinación del salario más allá de la productividad. No obstante, a largo plazo sí se debiera esperar que las productividades relativas se reflejen en los salarios relativos.

Koman y Marin (1997) desarrollan una metodología que combina elementos de las dos anteriores para los

casos de Austria y Alemania. Su medida de capital humano promedio toma la siguiente forma:

$$h = \sum_s \omega_s \ln[\rho(s)] \quad [5]$$

donde  $\rho(s)$  es la proporción de población en edad de trabajar con  $s$  años de educación, y  $\omega_s = \frac{e^{\gamma s} L(s)}{\sum_s e^{\gamma s} L(s)}$  es el

factor de eficiencia en el que  $\gamma$  procede de la estimación de una ecuación minceriana y  $L(s)$  es la población en edad de trabajar con  $s$  años de educación. Por tanto,  $\omega_s$  proporciona una medida del peso que la población con  $s$  años de educación tiene en la renta salarial total. De nuevo esta medida permite relajar el supuesto de perfecta sustituibilidad entre trabajadores con distinta cualificación e igualmente elimina el efecto que otros factores de producción puedan tener sobre el salario.

Por su parte, Laroche y Mérette (2000) amplían el método anterior con datos canadienses al incluir en su medida de capital humano la experiencia, de suerte que el capital humano promedio deviene en:

$$h = \sum_s \sum_a \omega_{s,a} \ln(\rho_{s,a}) \quad [6]$$

En este caso  $\rho_{s,a}$  es la proporción de individuos en edad de trabajar con educación  $s$  y edad  $a$ . Por su parte, el factor de eficiencia se define como:

$$\omega_{s,a} = \frac{e^{\gamma s + \beta x - \delta x^2} L_{s,a}}{\sum_s \sum_a e^{\gamma s + \beta x - \delta x^2} L_{s,a}} \quad [7]$$

siendo la experiencia definida como experiencia potencial del modo habitual,  $x = a - s - 6$ .

Finalmente, se deben considerar las aproximaciones a la valoración del capital humano como cálculo del valor presente de las ganancias generadas a lo largo del ciclo vital del individuo. La disponibilidad de bases de datos individuales permite la elaboración de este tipo de

<sup>7</sup> Los datos norteamericanos no parecen invalidar el supuesto, según MULLIGAN y SALA (1997).

cálculo. Jorgenson y Fraumeni (1989, 1992) es uno de los trabajos más representativos de este enfoque. El nivel de capital humano de un individuo es medido como la suma del valor presente de los salarios a lo largo del ciclo vital del mismo. Así, la renta vital de un individuo de sexo  $s$ , edad  $a$ , educación  $e$  en el año  $y$ ,  $i_{y,s,a}$  es:

$$i_{y,s,a,e} = y_{y+1,s,a,e} + sr_{y,s,a+1} * i_{y,s,a+1,e} * (1+g)/(1+i) \quad [8]$$

donde  $y_{y+1,s,a,e}$  son los ingresos salariales anuales en el año  $y$  de una persona con sexo  $s$ , edad  $a$  y educación  $e$  y  $sr_{y,s,a+1}$  es la probabilidad de supervivencia de un año adicional de esa persona,  $g$  es la tasa de crecimiento aplicable a los salarios e  $i$  es el tipo de interés. El capital humano de la economía es, por tanto, la suma del capital humano de todos los individuos.

La crítica a la utilización del salario como medida del capital humano incorporado al individuo es, obviamente, aplicable en este caso. Asimismo, la valoración tan sólo se centra en la educación como forma de inversión en capital humano. Además, el método es sensible a las tasas de descuento y la edad de jubilación introducidas.

### 3. El stock de capital humano en los principales países europeos a través del Panel de Hogares de la Unión Europea

#### Años de escolaridad para los principales países comunitarios

El Panel de Hogares para la Unión Europea (PHOGUE) tiene la ventaja de posibilitar un análisis comparativo de los principales países europeos atendiendo a una base de datos homogénea. Ésta es la principal nota diferencial que el PHOGUE ofrece con respecto a la información que hasta hace poco estaba disponible.

Al respecto, se ha empleado el PHOGUE correspondiente al año 2001, último ciclo, que ofrece información completa para efectuar el análisis para los siguientes países: Alemania, Austria, Bélgica, Dinamarca, España, Finlandia, Grecia, Irlanda, Italia y Portugal.

En efecto, el PHOGUE ofrece información para los países europeos de la UE-15 acerca de las variables básicas que se precisan para medir el capital humano, tales como niveles de estudio, clasificados en tres niveles (básico, medio y superior), años de escolaridad<sup>8</sup>, años de experiencia o salarios. La información que se ofrece acerca de los años de escolaridad puede ser, en ocasiones, un tanto engañosa, dado que no se diferencia entre los años de escolaridad necesarios para alcanzar un cierto nivel educativo de lo que serían los años de escolaridad que un individuo, por ejemplo, ha acumulado a través de su participación en programas de formación continua. Es cierto que por la naturaleza de la pregunta no parece que los años de escolaridad acumulados por esta vía debieran sesgar las respuestas. Empero, el análisis de los datos abre dudas al respecto. Por tanto, si se desea utilizar esta información para computar rendimientos de la educación por niveles, en el caso del PHOGUE creemos que puede ser aconsejable operar con años de estudio imputados a los distintos niveles, u operar con métodos de estimación que contemplen la posibilidad de errores de observación en la variable<sup>9</sup>. Por otro lado, el PHOGUE no ofrece información de años de estudio para Francia, Reino Unido y Suecia, motivo por el cual estos países han sido excluidos de la muestra utilizada. En cuanto a Holanda, la distribución de la población por niveles de estudios también plantea problemas (casi un 99 por 100 de las observaciones muestrales se ubican en un mismo nivel), motivo por el cual este país ha sido también excluido de la muestra.

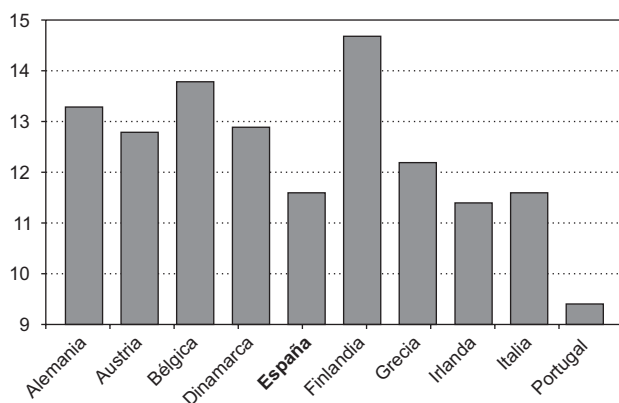
En cuanto a los tamaños muestrales oscilan entre las 13.000 observaciones totales disponibles para Italia y las 3.800 para Dinamarca. Para España se dispone de unas 11.000 observaciones.

<sup>8</sup> Los años de escolaridad se derivan de la respuesta a la pregunta PT024 del cuestionario: «¿A qué edad la educación dejó de ser su única ocupación?».

<sup>9</sup> En nuestro caso, como más adelante se detalla, hemos optado por utilizar los niveles de educación como variables para instrumentar los años de escolaridad.

GRÁFICO 1

## AÑOS MEDIOS DE ESTUDIOS POR PAÍSES



FUENTE: Elaboración propia y PHOGUE.

La forma más común de aproximar el capital humano es a través de los años de escolaridad de la población en edad de trabajar. Esta imputación, no obstante, puede en ocasiones plantear problemas. La forma como se ha procedido es, para cada país, operar con la submuestra de asalariados de sexo masculino y calcular regresiones por Mínimos Cuadrados Ordinarios del siguiente tipo:

$$\begin{aligned} \text{Años escolaridad declarados} &= \\ &= \alpha_1 \cdot \text{Nivel 1} + \alpha_2 \cdot \text{Nivel 2} + \alpha_3 \cdot \text{Nivel 3} + \eta \end{aligned}$$

en donde los niveles 1, 2 ó 3 son variables ficticias que adoptan valores unitarios si el encuestado se halla en tal nivel y cero en otro caso. Al proceder de esta forma,  $\alpha_i$  es el valor medio de la escolaridad de los individuos que declaran poseer el nivel educativo  $i$ , a la vez que se dispone de información sobre la desviación estándar de la correspondiente media. En el Anexo se ofrece el detalle de estas estimaciones.

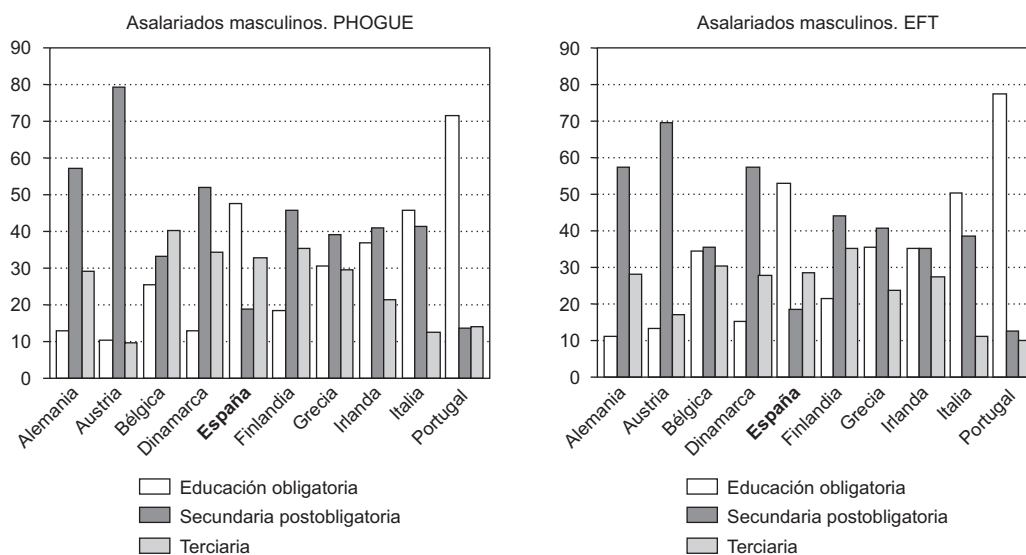
El resultado de la comparación por países de los años de escolaridad se ofrece en el Gráfico 1.

Para el número de años de escolaridad los datos van de un mínimo de 9,4 años para Portugal y un máximo de 14,7 años para Finlandia. Por otro lado, como suele ser usual, aparece una correlación bastante elevada (del orden de 0,5) entre los años medios de escolaridad y el PIB per cápita de los distintos países expresado en paridades de poder de compra. Por lo que respecta a España, en términos comparativos ocupa una posición inferior a la media con un valor de 11,58 años. Este número de años de escolaridad promedio es similar al de Italia, Irlanda o Grecia y sólo claramente superior al de Portugal.

Dividiendo los años de escolaridad por niveles educativos, el Gráfico 2 muestra cómo se distribuye la población asalariada en porcentaje atendiendo a los tres niveles siguientes: nivel básico o inferior, nivel medio y nivel superior, que se corresponden con los niveles de enseñanza obligatoria, los estudios medios postobligatorios y el terciario. A efectos comparativos se ha incluido la distribución derivada de los datos procedentes de la Encuesta Europea de Fuerzas de Trabajo (EFT), correspondiente al año 2001.

A la vista del Gráfico 2 se comprueba que es Bélgica el país con un mayor porcentaje de población con un nivel educativo superior, valor que se aproxima al 40 por 100, mientras que el extremo opuesto está representado por Portugal. Por otro lado, es también Portugal aquel país cuya proporción de población con sólo el primer nivel educativo alcanza la cota más elevada, situada en el 77 por 100. Con respecto a España, un 48 por 100 de la población tiene estudios de primer nivel, un 19 por 100 de segundo nivel y un 33 por 100 de tercer nivel. Las medias son de un 37 por 100 para el nivel básico, de un 33 por 100 para el nivel medio y de un 30 por 100 para el superior. Desde esta perspectiva, con respecto a la media, España tendría un exceso de población que sólo ha alcanzado un nivel formativo básico. Se trata de población, en general, de edad relativamente avanzada, que no se benefició de las medidas encaminadas a facilitar el acceso a la educación. Y paradójicamente, España tendría también un exceso de población que ha accedido a la formación

GRÁFICO 2  
NIVELES EDUCATIVOS POR PAÍSES



FUENTE: Elaboración propia, PHOGUE y EFT.

superior, magnitud que excede en 3 puntos porcentuales a la media. En este caso se trata de población joven caracterizada por su entrada masiva en la universidad y en la educación superior en general. Por contra, el déficit aparecería en la proporción de población con un nivel educativo intermedio. En España, sólo un 19 por 100 de la población se encuentra en este nivel frente a un 33 por 100 para la media comunitaria.

La comparación con los datos procedentes de la EFT no ofrece diferencias notables aunque sí parece que el PHOGUE tiende a sobreestimar la proporción de estudios terciarios y a subestimar la de estudios obligatorios, respecto a la EFT. Sólo en el caso de Bélgica el patrón de la distribución cambia respecto al PHOGUE, resultando más razonable. Esto supone que Bélgica y Finlandia intercambien puestos como primer y segundo país con el mayor porcentaje de asalariados con estudios terciarios.

### Los rendimientos de la educación en Europa

Una posible vía de aproximación al *stock* de capital humano es evaluar su cuantía a partir de su valor de mercado, magnitud íntimamente relacionada con los rendimientos de la educación. En efecto, un activo puede valorarse atendiendo a su coste (los años de educación constituyen una *proxy* de coste) o atendiendo a su valor de mercado, que viene determinado por su rendimiento.

A efectos de determinar los rendimientos de la educación se ha procedido a la estimación de ecuaciones mincerianas de salarios tanto por niveles educativos como por años. La ecuación básica estimada es del siguiente tipo:

$$\log (\text{Salario bruto por hora}) = \beta_0 + \beta_1 \cdot F_2 + \beta_2 \cdot F_3 + \beta_4 \cdot Expe + \beta_5 \cdot (Expe)^2 + \varepsilon$$



en donde la ecuación ha sido estimada sólo para hombres y  $F_2$  y  $F_3$  son variables ficticias que adoptan el valor unitario si el individuo ha accedido al nivel educativo secundario o terciario y cero en los demás casos. Finalmente, «Expe» es la experiencia en el mercado laboral<sup>10</sup>.

Los resultados de las estimaciones de estas ecuaciones por Mínimos Cuadrados Ordinarios se detallan en el Anexo. A partir de estas estimaciones es posible la obtención de los rendimientos «sociales» de la educación por niveles, bajo la hipótesis de que los salarios percibidos constituyen una *proxy* razonable de la productividad no observable del individuo y de que los años dedicados al estudio suponen un coste de oportunidad. En concreto, la fórmula utilizada, propuesta por Psacharopoulos (1981), es la siguiente:

$$\begin{aligned} & \text{Rdto. al pasar de } i \text{ a } j = \\ & = \frac{\text{Diferencia en el logaritmo de salarios: } \beta_j - \beta_i}{\text{Años extra de estudio que comporta pasar del nivel } i \text{ al } j} \approx \\ & \approx \frac{w_j - w_i}{(n_j - n_i) \cdot w_i} \end{aligned}$$

En esta ecuación el numerador es la diferencia de salarios al pasar del nivel educativo  $i$  al  $j$ , ( $w_j - w_i$ ), mientras que el denominador es el coste de oportunidad bajo la hipótesis de que mientras el individuo estudia no trabaja. Este coste de oportunidad viene medido por la diferencia de años de escolaridad ( $n_j - n_i$ )<sup>11</sup> multiplicados por el salario del nivel  $i$ .

Por otro lado, si se supone que el rendimiento de la educación es constante, es posible estimar una ecuación de salarios con los años de escolaridad como variable explicativa. En definitiva, una ecuación de este tipo aproximará el rendimiento promedio de la inversión educativa para los tres niveles contemplados. La ecuación a estimar en este caso viene dada por:

$$\begin{aligned} \log (\text{Salario bruto por hora}) = \\ \beta_0 + \beta_1 \cdot (\text{Años de escolaridad: } S) + \\ + \beta_2 \cdot \text{Expe} + \beta_3 \cdot (\text{Expe})^2 + \varepsilon \end{aligned}$$

Los resultados detallados de esta estimación por países también se detallan en el Anexo. Conviene destacar que el PHOGUE proporciona información sobre niveles educativos, pero no acerca de los años de estudio aparejados a cada nivel. Se conoce el nivel educativo alcanzado por el individuo y los años de escolaridad que el individuo declara, pero en estos años de escolaridad no es posible separar lo que son años de educación reglados de lo que sería un proceso de educación continuada en el puesto de trabajo. Por tanto, la estimación de la ecuación de regresión continua se ha efectuado por variables instrumentales, instrumentando los años de educación a partir de los niveles educativos alcanzados. La lógica del planteamiento es que los años de educación se observan con error, y que los niveles educativos alcanzados son un instrumento válido de estos años educativos. En la práctica ello es muy similar a convertir los niveles educativos en años de escolaridad, imputando a cada nivel educativo alcanzado un número de años de escolaridad igual a la media del nivel.

El Cuadro 1 ofrece los rendimientos educativos por países para los dos tipos de ecuación comentados. En este cuadro, la primera columna refleja los años medios de escolaridad de cada país de los asalariados (S medio), la segunda columna es el rendimiento de la educación que se obtiene al pasar del nivel básico al superior, la tercera al pasar del nivel secundario al superior, mientras que la cuarta columna es el rendimiento promedio de la inversión educativa y procede de la estimación de la ecuación de salarios de forma continua, empleando la metodología previamente comentada.

Si nos centramos en el rendimiento promedio de la inversión educativa, cabe destacar que Irlanda es el país que ofrece el valor más elevado. Muy posiblemente este elevado valor del rendimiento de la educación

<sup>10</sup> Calculada como experiencia potencial.

<sup>11</sup> La diferencia de años de escolaridad se mide a partir de los años medios calculados para cada uno de los tres niveles educativos.

**CUADRO 1**  
**RENDIMIENTOS DE LA EDUCACIÓN POR PAÍSES: HOMBRES**  
**(PHOGUE 2001)**

País	S medio <sup>1</sup>	Rdto. 1-3 (%)	Rdto. 2-3 (%)	Rdto. Medio (%)	Rdto. Medio PuRE <sup>2</sup> (%)
Alemania . . . . .	13,35	10,02	5,04	6,37	7,90 <sup>3</sup>
Austria . . . . .	12,78	7,58	5,50	7,21	8,00
Bélgica . . . . .	13,78	7,92	7,63	8,21	n.d.
Dinamarca . . . . .	12,89	5,53	3,68	4,25	6,10
<b>España . . . . .</b>	<b>11,58</b>	<b>8,10</b>	<b>9,56</b>	<b>8,42</b>	<b>8,20</b>
Finlandia . . . . .	14,70	5,23	6,86	5,96	8,90
Grecia . . . . .	12,17	6,59	6,36	5,85	6,30
Irlanda . . . . .	11,44	12,16	12,35	12,64	11,50
Italia . . . . .	11,59	5,56	5,91	5,55	6,20
Portugal . . . . .	9,37	10,14	13,36	10,52	10,65

NOTAS: <sup>1</sup> Años medios de escolaridad de cada país de los asalariados.  
<sup>2</sup> El año de las estimaciones PuRE es 1995 o el más cercano disponible a esa fecha.  
<sup>3</sup> Los datos se refieren a la población del territorio de la antigua República Federal Alemana.  
**FUENTE: Elaboración propia.**

en la economía irlandesa está ligado a la rápida expansión de la renta que esta economía ha experimentado en los últimos años. Entre inversión educativa, crecimiento de la renta y rentabilidad de la educación posiblemente exista una clara asociación positiva, y la economía irlandesa puede haber entrado en un círculo virtuoso caracterizado por la retroalimentación positiva de las tres variables. Y, de hecho, es también la economía de este país la que ofrece cotas de rentabilidad más altas para el paso de la educación del nivel 1 al 3, así como para el paso del nivel 2 al 3.

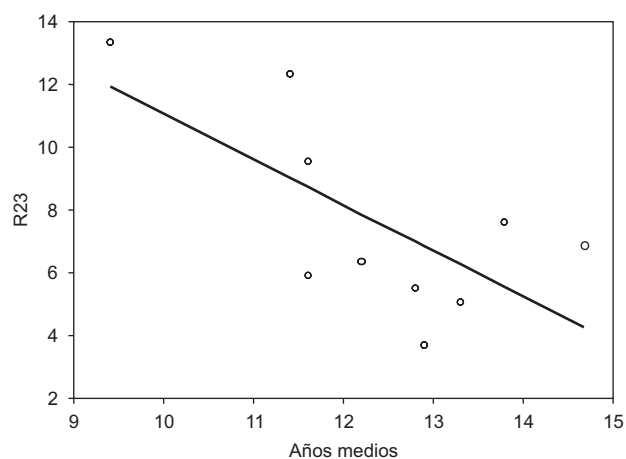
En el extremo opuesto se halla Dinamarca. Éste es un país con una muy baja rentabilidad promedio de la inversión educativa y con un bajo rendimiento en el paso del nivel 1 al 3, así como en el paso del nivel 2 al 3. Junto con Dinamarca, bajos rendimientos de la educación se observan para Grecia, para Italia o para Finlandia. No obstante, en el caso de Finlandia la baja rentabilidad de la inversión educativa puede, en parte, venir explicada por la elevada oferta de educados. Para este país los

años medios de educación superan a los 14, mientras que más de un tercio de la población tiene estudios superiores.

En este contexto, el rendimiento de la educación en España alcanza cotas relativamente elevadas, hallándose el rendimiento promedio así como los rendimientos por niveles en el entorno del 8 por 100 ó 9 por 100.

Es difícil hallar una explicación clara de los determinantes de los rendimientos de la educación por países. Tal objetivo excede las pretensiones de este trabajo, a la vez que es preciso llamar la atención sobre los potenciales problemas que pueda plantar la comparabilidad de las estadísticas entre los distintos países, a pesar de haberse empleado una base de datos, en principio, homogénea, como es el PHOGUE. No obstante, y a efectos comparativos, la última columna del cuadro incluye rendimientos estimados en el marco del proyecto PuRE con bases de datos específicas de cada país con fecha de referencia de 1995 y publicados en Harmon *et al.* (2001). Como se puede apreciar, las diferencias entre

**GRÁFICO 3**  
**RENDIMIENTO DE LA EDUCACIÓN**  
**Y AÑOS MEDIOS**



FUENTE: Elaboración propia.

ambas estimaciones son reducidas, a excepción de los dos países escandinavos<sup>12</sup>.

En cualquier caso, sí se detecta una cierta correlación negativa entre rendimientos de la educación al pasar del nivel 2 al 3 y años promedios de escolaridad, tal como muestra el Gráfico 3.

No obstante, no parece existir a largo plazo ninguna relación negativa clara entre rendimientos de la educación y nivel educativo. El rendimiento de la educación puede interpretarse como el punto de intersección de la oferta y de la demanda de capital humano. A largo plazo ambas magnitudes se han incrementado y, como señalara Tinbergen, la carrera entre ambos contendientes ha resultado bastante igualada. Sin embargo, en el corte transversal analizado, relativo al año 2001, y los países contemplados, esta correlación sí parece operar con algunas claras excepciones, como es el caso de la econo-

mía irlandesa, cuyos altos rendimientos de la inversión en educación posiblemente vengan explicados por otros factores.

#### 4. El stock de capital humano en la economía española según la Encuesta de Estructura Salarial. Años 1995 y 2002

##### Años de escolaridad de los asalariados

La Encuesta de Estructura Salarial (EES) es una amplia base de datos relativa a asalariados, del orden de 200.000 observaciones, que se dirige a los empleadores. La población sujeta a encuesta son los centros de cotización de 10 o más asalariados. Se han llevado a cabo dos encuestas, una en octubre de 1995 y otra con fecha de referencia octubre de 2002. En la primera estaban representados todos los sectores industriales, mientras que en los servicios se excluía Administraciones Públicas, Sanidad, Educación y Otras actividades sociales y servicios prestados a la comunidad. En la última encuesta publicada se han incluido los tres últimos sectores<sup>13</sup>.

La información que se deriva de la EES no es estrictamente comparable al Panel de Hogares de la Unión Europea dado el distinto colectivo de referencia, así como la distinta forma que adopta el mecanismo a través del que la información se obtiene. En cualquier caso, por lo que respecta a la población asalariada, es un hecho positivo a destacar que la información que ambas estadísticas ofrecen conduce a magnitudes bastante similares.

Disponer de dos encuestas (las EES 1995 y EES 2002) ofrece la posibilidad de ver la evolución temporal de las variables separadas en siete años. Por otro lado, el hecho de que se trate de la misma encuesta garantiza la comparabilidad. Adicionalmente, las amplias muestras, 180.000 observaciones en 1995 y 212.000 en

<sup>12</sup> No hay datos para Bélgica dado que este país no estuvo representado en el proyecto. La correlación entre los dos rendimientos, es decir, columnas cuarta y quinta, es de 0,91.

<sup>13</sup> Según los datos de la EPA para el IV trimestre de 2002, los asalariados de los sectores incluidos en la muestra de 1995, representaban un 68,4 por 100 del total. Los tres sectores adicionales aumentan el porcentaje hasta el 85,6 por 100.

2002, permiten un mayor detalle en cuanto a la clasificación de variables. Por lo que al nivel educativo respecta se han formado los siguientes grupos:

- *Vía general:*

- Población con 8 o menos años de estudios. Se supone que entran en el mercado laboral a los 16 años. Corresponde a estudios básicos o sin estudios.

- Población con 11,5 años de estudios. Entran en el mercado laboral a los 18/19 años. Corresponde a estudios secundarios postobligatorios.

- Población con 15,5 años de estudios. Entran en el mercado laboral a los 21 años y corresponden a estudios terciarios de primer nivel (Diplomados y Graduados)

- Población con 18 años de estudios. Entran en el mercado laboral a los 24 años y corresponden a estudios terciarios de segundo nivel (Licenciados y Doctores)

- *Vía profesional:*

- Formación profesional de primer nivel. Se le imputan 10 años, lo que supone la integración en el mercado laboral a los 16 años.

- Formación profesional de segundo nivel. Se le imputan 13 años y, por tanto, se supone que su entrada en el mercado laboral se produce a los 19 años.

En realidad lo que se observa según la EES son los niveles de escolaridad alcanzados y lo que se hace es imputar años de escolaridad a cada nivel. La imputación de años por niveles se realiza atendiendo al sistema educativo diseñado por la Ley General de Educación de 1970. No obstante, en la medida que se siga igual criterio para las dos encuestas, ello no afecta a la evolución temporal estimada de la inversión educativa<sup>14</sup>.

---

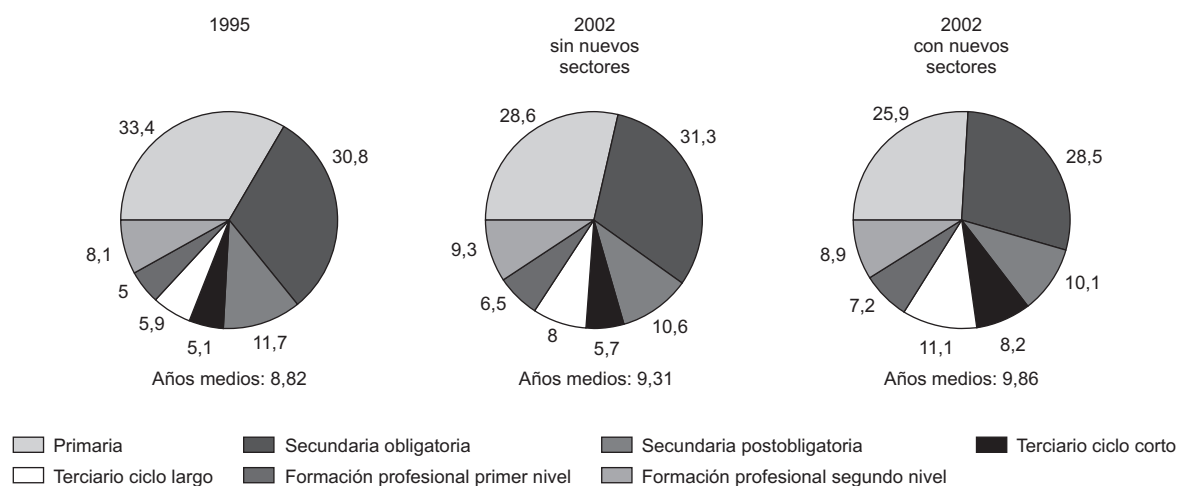
<sup>14</sup> A estos niveles se han de añadir los asalariados sin estudios (analfabetos + primaria incompleta) a los que se les asignan 2,5 años y aquellos con estudios primarios con una asignación de 5 años. En el Gráfico 4 se suman ambos colectivos.

Atendiendo a esta clasificación, el Gráfico 4 muestra los resultados comparativos obtenidos para los años 1995 y 2002. Para poder comparar los resultados entre ambos años es necesario eliminar del año 2002 las observaciones correspondientes a los sectores incluidos en ese año y que no aparecían en la encuesta de 1995. No obstante, en el gráfico se muestran los datos de 2002 correspondientes tanto a la muestra comparable a 1995, como a la muestra completa.

Según esta clasificación, los años medios de educación de la población asalariada se sitúan en 8,82 en 1995 y en 9,31 en 2002 (9,86 cuando se considera el conjunto total de sectores de la EES-2002). En las distribuciones educativas del Gráfico 4 (a igualdad de sectores) se aprecia una reducción notable del porcentaje de asalariados con educación primaria o menos. Los dos niveles del bachillerato no parecen haber sufrido cambios relevantes respecto a 1995. Las formaciones profesionales parecen haber incrementado su peso en más de un punto porcentual en ambos casos. Pero es el terciario de ciclo largo el que ha experimentado la mayor variación tras la primaria, ya que el porcentaje de asalariados con tal nivel educativo ha aumentado en 2 puntos porcentuales. En cualquier caso, parece innegable que desde el punto de vista de la medición del capital humano mediante años de educación se ha producido un incremento del *stock*.

No obstante, hay un punto que genera una cierta duda respecto a la magnitud del cambio. Se refiere al hecho de la diferencia que se produce entre el número medio de años de educación procedente del cálculo con el PHOGUE (año 2001) de 11,5 años y la cifra que se acaba de dar para la EES (año 2002) de 9,3. Dado que la amplitud de las muestras sobre las que se han calculado ambas cifras es diferente, en el Cuadro 2 se muestra el resultado de un ejercicio que intenta trabajar con muestras lo más homogéneas posibles. En concreto, en el cuadro se recogen las distribuciones educativas de los asalariados masculinos entre 25 y 64 años procedentes del PHOGUE, de la Encuesta de Fuerzas de Trabajo de 2001 (EFT) y de la EES 2002. En el caso de la

**GRÁFICO 4**  
**DISTRIBUCIÓN DE LOS ASALARIADOS POR NIVELES EDUCATIVOS**  
 (Encuesta de Estructura Salarial, 1995 y 2002)



FUENTE: Elaboración propia y EES.

**CUADRO 2**  
**POBLACIÓN ASALARIADA MASCULINA DE 25-64 AÑOS**

	Distribución educativa (porcentajes)				Años medios de educación por nivel	
	PHOGUE	EFT	EES	EES1	PHOGUE	EES
Terciario . . . . .	33,2	28,3	17,3	26,8	16,0	17,0
Secundaria postobligatoria . . . . .	18,9	18,5	25,0	15,5	11,5	11,5
Educación obligatoria . . . . .	47,9	53,1	57,7	57,7	8,4	6,5
Años medios PHOGUE . . . . .	11,5	11,1	10,5	10,9		
Años medios EES . . . . .	10,9	10,4	9,6	—		

FUENTE: Elaboración propia a partir de PHOGUE, EFT y EES.

EES se ha calculado sobre el conjunto de sectores disponibles en ese año para conseguir una muestra lo más próxima sectorialmente a las de las otras dos fuentes. Adicionalmente, en la última base de datos se han considerado dos alternativas de distribución de la población. La primera, en la columna EES, supone que los dos niveles de formación profesional pertenecen a la se-

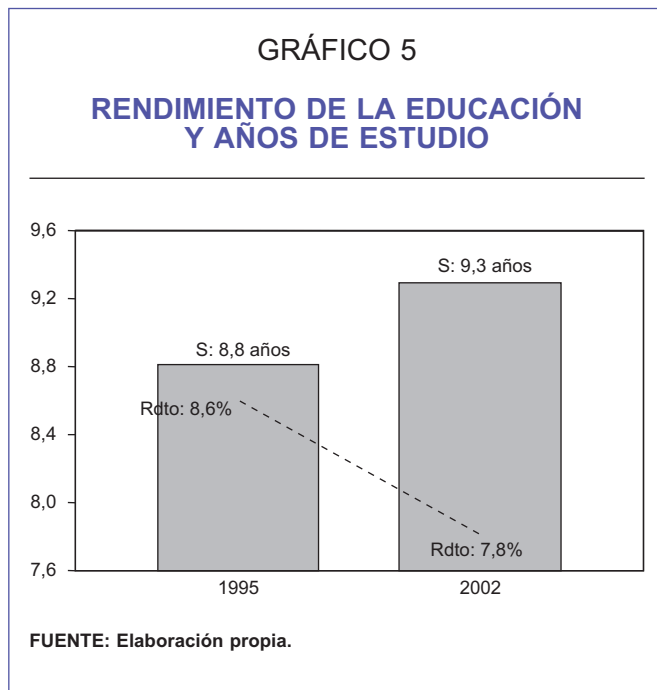
cundaria postobligatoria. En la segunda alternativa, EES1, el segundo nivel de formación profesional se asigna al terciario<sup>15</sup>. Por otra parte, las dos últimas co-

<sup>15</sup> Esta alternativa de asignación se ha considerado teniendo en cuenta OCDE (2004).

lumnas muestran los años medios de educación que se deducen de los datos para cada uno de los tres niveles educativos<sup>16</sup>. Como se puede ver, el PHOGUE muestra una diferencia de estructura no pequeña respecto a EES. La EFT se situaría en una posición intermedia. Al reasignar en EES1, la diferencia se reduce en lo que hace a los niveles superiores, pero se mantiene respecto al nivel obligatorio, como es lógico. Por otra parte, si se comparan los años medios por nivel, de nuevo, la diferencia aparece en el nivel obligatorio. A partir de estos datos, las dos últimas filas muestran el resultado de aplicar a las correspondientes estructuras cada uno de los dos vectores de años. Al aplicar los años medios del PHOGUE, primero a EES y después a EES1, se puede apreciar cómo la diferencia se reduce en el primer caso a un año y en el segundo, al acercar más las estructuras, la diferencia resultante es de medio año. La diferencia de 10 puntos en el peso de la población con estudios obligatorios es el factor que parece explicar una mayor parte de la diferencia. Este efecto de la estructura se refuerza si se considera que los años medios obligatorios en PHOGUE son 8,4 mientras en EES son 6,5. Que la media de años de educación a tiempo completo en los asalariados con estudios básicos sea de 8,4 años parecería una cierta sobreestimación.

Si analizamos el valor del capital humano se ha de tener en cuenta que el valor de mercado de un activo, en nuestro caso el capital humano, depende de su rentabilidad. La rentabilidad del activo desde una perspectiva agregada está ligada a su productividad, y dado que ésta no es directamente observable se utilizan los salarios percibidos como *proxy* de productividad bajo la hipótesis de que el empresario, cuando acepta satisfacer un salario, implícitamente está valorando la productividad del asalariado. Aunque estas hipótesis puedan parecer un tanto extremas, cabe señalar que en una economía de

<sup>16</sup> En el caso de la EES lo que se ha hecho es calcular los años medios a partir de los años asignados a cada subnivel de educación ponderando por el porcentaje que representa el subnivel dentro del nivel.



mercado, diferencias muy acentuadas entre salarios y productividad deben traducirse, en el medio y largo plazo, en la desaparición de las empresas no eficientes y/o en la no explotación de beneficios potenciales, por lo que la adopción de esta aproximación es relativamente usual.

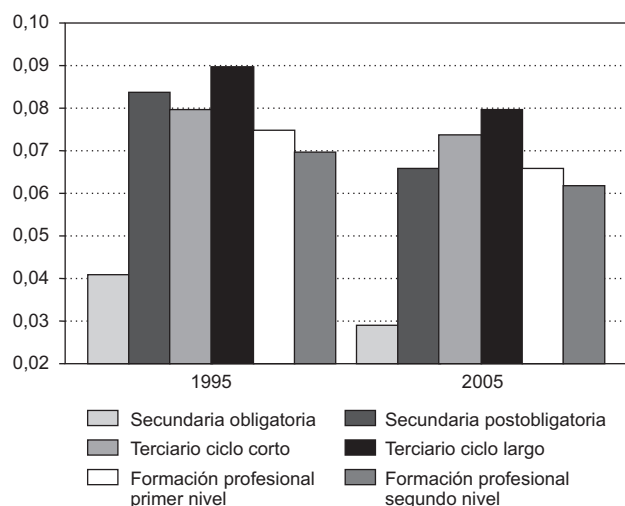
### Los rendimientos de la educación

Siguiendo el enfoque de la estimación de ecuaciones mincerianas de salarios, cuyo detalle se ofrece en el Anexo, los resultados obtenidos en la estimación de una ecuación de salarios continua en la que la variable dependiente es el logaritmo del salario por hora<sup>17</sup> y las explicativas son los años de escolaridad, una expresión cuadrática de la experiencia y una ficticia de sexo, se obtienen los resultados que el Gráfico 5 detalla.

Entre estos siete años, el rendimiento promedio de la inversión educativa se ha reducido en ocho décimas

<sup>17</sup> El salario hora utilizado es el definido a partir de los datos salariales referidos al mes de octubre, construyendo un salario mensual promedio y elevando las horas semanales a mensuales.

GRÁFICO 6

RENDIMIENTO DE LA EDUCACIÓN  
POR NIVELES

FUENTE: Elaboración propia.

CUADRO 3

RENDIMIENTO DE LA EDUCACIÓN  
SEGÚN LA EES  
(En %)

Variación nivel educativo	1995	2002	Diferencia
<i>Vía general:</i>			
Primaria a 8 años . . . .	4,1	2,9	-1,2
Primaria a 11,5 años . .	8,4	6,6	-1,7
Primaria a 15,5 años . .	7,8	7,4	-0,4
Primaria a 18 años. . . .	9,0	8,0	-1,0
<i>Vía profesional:</i>			
Primaria a 10 años. . . .	7,4	6,6	-0,8
Primaria a 13 años. . . .	6,9	6,2	-0,7

FUENTE: Elaboración propia.

porcentuales, valor muy modesto pero estadísticamente significativo a consecuencia del elevado tamaño muestral con el que ambas ecuaciones se estiman.

Por otro lado, cuando el análisis de la rentabilidad de la inversión educativa se realiza por niveles, tal como muestra el Gráfico 6, en todos los casos, entre 1995 y 2002, se ha producido un descenso de esta rentabilidad. Tomando como categoría de referencia los estudios primarios (5 años o menos), el Cuadro 3 muestra los valores de los rendimientos.

Puede comprobarse que la categoría que más se ha reducido es la correspondiente a 11,5 años de estudios, lo que equivale a estudios secundarios postobligatorios. Ello posiblemente sea un subproducto de la generalización de la educación. Por otro lado, si el análisis de la rentabilidad se concreta a la vía general y al paso de 15,5 años de estudio a 18 años de estudio, la rentabilidad decrece de un 13,5 por 100, en 1995, a un 10,6 por 100, en 2002. Esta caída está en consonancia con el dato previa-

mente comentado de que la población universitaria de ciclo largo ha pasado de un 5,9 por 100 a un 11,1 por 100 entre las dos fechas, o a un 8,0 por 100 cuando la comparación se establece para unos mismos sectores.

En cualquier caso, si bien entre 1995 y 2005 se observa un aumento del nivel educativo y una disminución de su rentabilidad, en el largo plazo no hay evidencia de que tal asociación se produzca. En efecto, en Barceinas *et al.* (2001) se analiza la evolución de los rendimientos educativos en la economía española desde 1980 hasta 1996 y no se detecta en el largo plazo una caída en su rentabilidad a pesar del espectacular aumento que en la economía española se ha producido en la oferta de educados.

#### Una aproximación al valor del *stock* de capital humano en la economía española a través de la actualización del flujo de rentas futuras

Una vía que se ha sugerido para aproximar el valor de mercado del *stock* de capital humano es la actualización del flujo esperado de rentas futuras que la mayor educación permite alcanzar (Le *et al.*, 2003).

CUADRO 4

**VALORES PROMEDIO DE LAS CARACTERÍSTICAS DE LA POBLACIÓN ASALARIADA EN 1995 Y 2002**

	1995	2002 sin nuevos sectores	2002 con nuevos sectores
Escolaridad . . . . .	8,82	9,30	9,80
Antigüedad . . . . .	10,83	8,38	8,23
Experiencia total . . . . .	23,88	22,23	21,90
Sexo (% mujeres) . . . . .	23,33	30,42	35,40
Edad media . . . . .	38,70	37,50	37,70

FUENTE: Elaboración propia y EES.

Para ello, en este trabajo se ha procedido a la comparación de los ingresos de ciclo vital de dos personas representativas atendiendo a las encuestas de 1995 y de 2002. En concreto, se han seguido los siguientes pasos:

- Los salarios por hora de ambas encuestas se han expresado en euros constantes de 2001 atendiendo al comportamiento del IPC entre ambas fechas. En concreto, el factor multiplicativo utilizado ha sido 1,2153.
- Para ambos años (1995 y 2002) se ha estimado la siguiente ecuación de salarios por hora:

$$\begin{aligned} \text{Log (Salario bruto por hora)} &= \\ &= \beta_0 + \beta_1 \cdot (\text{Años de escolaridad} : S) + \\ &+ \beta_2 \cdot (\text{Expe-Antigüedad}) + \beta_3 \cdot (\text{Expe-Antigüedad})^2 + \\ &+ \beta_5 \cdot (\text{Antigüedad}) + \beta_6 \cdot (\text{Antigüedad})^2 + \beta_7 \cdot \text{Sexo} + \varepsilon \end{aligned}$$

En esta ecuación la diferencia con respecto al planteamiento estándar es que la experiencia se ha descompuesto en dos elementos: la experiencia previa y la antigüedad en la empresa, con objeto de separar el capital humano específico que el individuo adquiere cuando realiza una misma función.

Los resultados de ambas estimaciones se detallan en el Anexo.

- Se han definido dos individuos representativos cuyas características coinciden con la media de las características observadas en 1995 y 2002. Para estos indivi-

duos se han obtenido sus perfiles de ingresos de ciclo vital suponiendo que la jubilación, en ambos casos, se produce a los 65 años. La comparación de estos perfiles de ingresos de ciclo vital permite aproximar el valor de mercado del *stock* de capital humano

En concreto, las características se describen en el Cuadro 4<sup>18</sup>:

— Los perfiles de salarios de ciclo vital estimados son los que se detallan en el Gráfico 7.

— Al comparar los ingresos salariales que se deducen de las Encuestas de Estructura Salarial de 1995 y de 2002 se constatan las siguientes dos diferencias fundamentales respecto a medias y coeficientes de las variables:

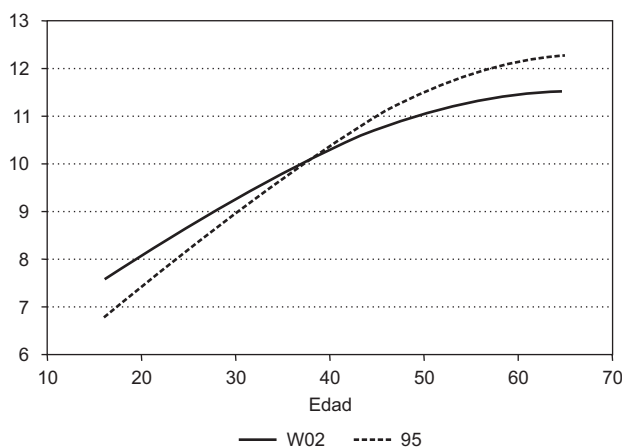
1. La población asalariada en 2002 tiene un mayor nivel educativo que en 1995. Por contra, tiene menor experiencia y, sobre todo, menor antigüedad en la empresa.
2. La rentabilidad de la educación ha disminuido algo entre ambas fechas.

Actualizando el valor esperado de la renta salarial futura desde los 38,7 años (que es la media de edad en la encuesta de 1995) hasta la jubilación en 1995 y desde los 37,5 años (media de edad en 2002) hasta la jubila-

<sup>18</sup> A efectos comparativos se han incluido las medias para la muestra del 2002 con el total de sectores.



GRÁFICO 7  
SALARIOS DE CICLO VITAL



NOTA: \* Valores simulados para asalariados medios.  
FUENTE: Elaboración propia.

ción en 2002 se obtiene como ha variado el *stock* de capital humano por ocupado entre estas dos fechas. El tipo de descuento utilizado ha sido del 3 por 100, magnitud que podría estar en consonancia con la tasa de crecimiento esperada a largo plazo. El Cuadro 5 ofrece la información relevante.

Del Cuadro 5, un primer aspecto a destacar es que el valor actualizado de los ingresos salariales futuros estimados ha disminuido del orden de un 5 por 100, al pasar de 7,95 euros por hora en 1995 a 7,52 euros por hora en 2002. De hecho, según las Encuestas de Estructura Salarial, los respectivos salarios medios por hora han pasado de 8,26 euros en 1995 a 10,13 euros nominales en 2002. Si ambos salarios medios se expresan en euros de 2001 los respectivos valores son de 9,72 y de 9,84, lo que representa un aumento del 1,2 por 100.

Esta reducción del 5 por 100 del valor actualizado de los salarios reflejaría una pérdida de igual magnitud en el capital humano por ocupado, y detrás de esta reducción se hallarían los siguientes elementos:

- Una contribución positiva del 1,2 por 100 podría ser imputable al cambio en los coeficientes. En concreto, entre ambos años se reduce la rentabilidad de la educación, así como la de la experiencia previa general y la de la antigüedad. El efecto positivo final se ha de atribuir a las diferencias de las constantes de las ecuaciones entre ambos años. En la medida que el cambio de constantes recoge el crecimiento autónomo de la productividad<sup>19</sup>, éste puede haber compensado ligeramente la caída de rentabilidades entre esos años en los distintos tipos de capital humano a igualdad de dotaciones de capital humano entre ambos años.

- La mejora en la escolaridad es un factor muy positivo, con una incidencia positiva de un 3,6 por 100, y está explicada por el esfuerzo educativo que la sociedad española ha realizado en los siete años que median entre ambas encuestas.

- La población asalariada en 2002 tiene una experiencia algo menor que en 1995 pero, sobre todo, tiene una menor antigüedad en la empresa. De hecho, la antigüedad en la empresa es uno de los principales condicionantes de los salarios y, aparte de otros fenómenos ligados a la negociación salarial, se interpreta que la antigüedad en la empresa revierte en experiencia específica que se traduce en productividad. Una implicación podría ser que la fuerte progresión de la contratación temporal en España, si bien posibilita una flexibilización en el margen, conduce a una población ocupada con menor antigüedad y con menor capital humano acumulado en la empresa, lo que puede tener como contrapartida una menor productividad. Como se puede observar en el Cuadro 5 la reducción de antigüedad es el factor que individualmente más negativamente contribuye a la variación de los ingresos de ciclo vital.

- Finalmente, el valor actualizado de los salarios es una función no lineal de las características comentadas.

<sup>19</sup> Este crecimiento autónomo se debería asignar al crecimiento del capital físico por trabajador y al cambio técnico de la economía, como ya se ha señalado.

CUADRO 5

**OBTENCIÓN DEL CAPITAL HUMANO DE UN ASALARIADO PROMEDIO  
A PARTIR DE LA ACTUALIZACIÓN DE LOS INGRESOS ESPERADOS\***

	1995	2002
Valor medio de los ingresos salariales actualizados . . . . .	7,95	7,52
	Diferencia entre 2002 y 1995	
	Valor	%
Diferencia de valores medios . . . . .	-0,43	-5,4
Contribución cambio de coeficientes . . . . .	+0,17	+2,1
<i>Contribución diferencia de constantes</i> . . . . .	+0,27	+3,4 <sup>1</sup>
<i>Contribución diferencia resto coeficientes</i> . . . . .	-0,10	-1,3
Contribución escolaridad . . . . .	+0,29	+3,6
Contribución experiencia . . . . .	-0,03	-0,4
Contribución antigüedad . . . . .	-0,51	-6,4
Otros efectos (composición empleo y mixtos) . . . . .	-0,35	-4,4
Crecimiento de la población ocupada . . . . .		+20,82
Crecimiento capital humano . . . . .		+14,29
Crecimiento del PIB . . . . .		+27,15

NOTA: \* Como posteriormente se explica, cabe destacar que el efecto derivado del cambio de constantes puede ser reflejo del crecimiento de la productividad agregada de la economía, ya sea a consecuencia del cambio técnico o del aumento de capital físico por trabajador, lo que se traduce en un aumento de salarios aunque el *stock* de capital humano no varíe.

FUENTE: Elaboración propia.

Cuando se modifica una sola variable y el modelo es no lineal no plantea problema alguno aislar efectos. No obstante, cuando a la vez se modifica más de una variable, indefectiblemente aparecen los denominados efectos mixtos. Estos efectos mixtos responden a la modificación conjunta de más de una variable y su contribución se presenta agrupada con la que se deriva de la modificación en la composición de la población por sexos. El efecto global es negativo.

En cualquier caso, el análisis efectuado sugiere que entre 1995 y 2002 el capital humano por ocupado ha disminuido del orden de un 5 por 100 y la principal causa de esta disminución estaría ligada a las características de los empleos creados y, en particular, a su menor antigüedad. No obstante, si bien es un hecho que la contratación temporal en España, al reducir la perma-

nencia del trabajador en la empresa también contribuye a la menor acumulación de capital humano en el puesto de trabajo, al facilitar la flexibilidad en el margen, ha contribuido a la creación de empleos. En concreto, entre 1995 y 2002 la población ocupada ha aumentado en un 20,8 por 100. Este aumento en el empleo debe interpretarse como una contribución positiva al capital humano. Al conjugar ambos efectos, aumento de la población ocupada de un 20,8 por 100 y reducción del capital humano por ocupado de un 5,0 por 100, se obtiene que entre las dos fechas se habría producido una variación positiva en el valor de mercado del *stock* de capital humano de la economía española situado en el 14,3 por 100. Esta variación en el *stock* de capital humano, a pesar de ser positiva, es claramente inferior al crecimiento del PIB real entre las dos fechas, que se sitúa en el en-

CUADRO 6

**VARIABLE DEPENDIENTE: LOGARITMO DEL SALARIO BRUTO ANUAL  
(Licenciados y Doctores - Hombres)**

Variable explicativa	Coefficiente	Estadístico t
Constante . . . . .	9,898774	758,3
Exp. Previa . . . . .	0,037144	16,1
(Exp. Previa) <sup>2</sup> . . . . .	-0,000696	-8,3
Antigüedad . . . . .	0,072547	33,5
(Antigüedad) <sup>2</sup> . . . . .	-0,001509	-18,7

Tamaño muestral: 11.469 observaciones

CUADRO 7

**VARIABLE DEPENDIENTE: AÑOS DE ANTIGÜEDAD EN LA EMPRESA  
(Licenciados y Doctores - Hombres)**

Variable explicativa	Coefficiente	Estadístico t
Constante . . . . .	-15,23849	-59,1
Edad . . . . .	0,59602	89,6

torno del 27,7 por 100, y también es inferior a las estimaciones disponibles del crecimiento del *stock* de capital físico productivo que algunas publicaciones recientes ofrecen (Mas *et al.*, 2005).

**El comportamiento del individuo medio vs. el comportamiento de la media de individuos**

Una forma alternativa de valorar el *stock* de capital humano en la economía española es referir el cálculo, no a un individuo promedio, sino a la suma de individuos y calcular posteriormente la media.

El procedimiento seguido ha consistido en los siguientes pasos:

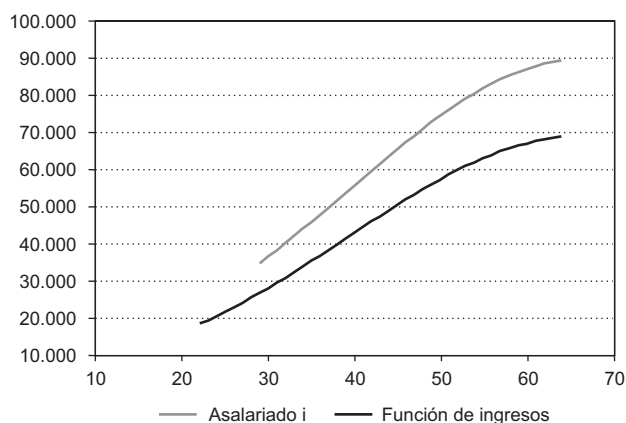
1. Se han efectuado estimaciones separadas de las ecuaciones salariales por sexo y nivel de estudios, con-

templando la separación entre antigüedad y experiencia previa. Por otro lado, en lugar de operar con salarios por hora, la variable dependiente son los salarios anuales. Ello, implícitamente, permite tener en cuenta que el número de horas trabajadas por año puede variar en el tiempo. A título ilustrativo, para licenciados y doctores de sexo masculino y utilizando la Encuesta de Estructura Salarial de 2002, el resultado obtenido se ofrece en el Cuadro 6.

2. Para cada individuo se predicen los salarios de ciclo vital a partir de la ecuación estimada, distribuyendo un año extra de edad entre experiencia previa y antigüedad. El criterio empleado para distribuir un año extra de edad entre estos dos componentes es una ecuación estimada para cada grupo sexo/nivel educativo que relaciona edad con antigüedad. En concreto, la ecuación estimada para el colectivo que nos ocupa se especifica en el Cuadro 7.

GRÁFICO 8

OBTENCIÓN DE LA RENTA SALARIAL



FUENTE: Elaboración propia.

De los datos del Cuadro 7 se deduce que, como promedio, para este colectivo un año extra de edad se distribuye entre 0,60 años de antigüedad y 0,40 años de experiencia previa.

3. Finalmente, se computa un efecto fijo individual como diferencia entre los salarios observados y los predichos. Al perfil predicho de ingresos se le suma este efecto fijo individual tal y como refleja el Gráfico 8.

En efecto, el hipotético asalariado *i* tendría 30 años de edad y un residuo, o efecto fijo, positivo. Sus ingresos de ciclo vital predichos vendrían representados por la línea asalariado *i* del Gráfico 8.

4. El mismo proceso se sigue para cada uno de los individuos muestrales de las Encuestas de Estructura Salarial de 1995 y de 2002. El capital humano estimado es la suma de los capitales humanos individuales, y el capital humano promedio se calcula como media de este total.

En este caso, los resultados obtenidos se detallan en el Cuadro 8.

La aparente paradoja que la nueva estimación plantea es que si bien el capital humano del individuo promedio

CUADRO 8

OBTENCIÓN DEL CAPITAL HUMANO PROMEDIO A PARTIR DE LA ACTUALIZACIÓN DE LOS INGRESOS ESPERADOS

Valor medio del capital humano por ocupado en 1995 a € de 2002 .....	431,7 miles €
Valor medio del capital humano por ocupado en 2002 .....	455,1 miles €
Crecimiento del <i>stock</i> de capital humano por ocupado .....	5,42%
Crecimiento de población ocupada entre 1995 y 2002 (C.N) .....	20,82%
Crecimiento del <i>capital humano</i> entre 1995 y 2002 .....	27,37%
Crecimiento del PIB .....	27,15%

se ha reducido entre 1995 y 2002 en un 5 por 100, la diferencia es positiva en un 5 por 100 cuando el cálculo se realiza promediando los capitales humanos individuales y calculando la diferencia. El motivo de esta aparente paradoja radica en que si bien el salario por hora promedio decrece un 5,4 por 100 entre 1995 y 2002, la renta salarial promedio aumenta un 2,7 por 100.

Es decir, si bien el capital humano promedio de un ocupado ha aumentado entre 1995 y 2002 debido, entre otras razones, a la variación de las horas trabajadas, cuando la comparación se efectúa controlando por el número de horas, entre estas dos fechas el capital humano por hora ha disminuido. Ello está en consonancia con el bajo crecimiento de la productividad en la economía española que se deriva de otros estudios y el patrón de crecimiento extensivo, en términos de un mayor uso de *inputs*, que ha caracterizado nuestra economía en los últimos años.

5. Conclusiones

En este artículo se ha considerado la medición del capital humano desde diferentes perspectivas metodológicas y de contexto. En primer lugar, se ha comparado el

caso español en corte transversal respecto a otros países de la Unión Europea. En segundo lugar, se ha analizado la evolución temporal en dos momentos del tiempo, 1995 y 2002.

Desde el punto de vista del contexto europeo nuestros resultados indican que la posición de España es intermedia no tanto en términos de años de educación, donde el país está entre los países con menores años medios, como en términos de los rendimientos de la educación y por consiguiente del valor del *stock* medio. Se ha de hacer notar que un elemento diferencial del caso español respecto a otros países es la muy reducida proporción de individuos con nivel intermedio de educación.

Respecto a la evolución temporal entre los dos años considerados todos los datos nos hablan de un aumento del *stock* relacionado al abandono del mercado de trabajo durante estos años de cohortes con niveles educativos medios bajos y la entrada de cohortes con un mayor número de años de educación. Esto se refleja en la reducción del peso en los asalariados de aquellos con niveles educativos menores al obligatorio<sup>20</sup> y un aumento de asalariados con titulación universitaria.

No obstante, el análisis a partir de los rendimientos nos indica una caída generalizada de los rendimientos de la educación, siendo las diplomaturas universitarias las que han experimentado una menor reducción<sup>21</sup>.

Cuando se analiza la evolución del capital humano mediante el cálculo del valor presente del flujo de salarios a lo largo del ciclo vital de los individuos «medios» de las muestras de 1995 y 2002, lo que obtenemos es un crecimiento del *stock* agregado de capital humano entre esos años. Sin embargo, es preocupante que este crecimiento del *stock* sea debido al crecimiento del empleo y de las horas trabajadas, ya que el valor del *stock* medio de capital humano, una vez se controla por las horas trabajadas, habría experimentado una cierta disminución.

La descomposición de esta reducción nos permite detectar dos factores que contribuyen positivamente a la evolución del *stock* medio. Por una parte, el incremento de los años medios de educación durante el período y, por otra parte, el crecimiento de la productividad debida a factores distintos del capital humano y que habría redundado en un crecimiento salarial independientemente del aumento educativo experimentado por el país.

Estos elementos positivos son más que compensados por la reducción de las rentabilidades de las distintas formas de capital humano, por la reducción del valor medio de la experiencia y, especialmente, por la reducción de la antigüedad. Esta reducción de antigüedad afecta a todo el rango de edades y niveles educativos, pero especialmente a las edades situadas entre 30 y 45 años y, en mayor medida, a aquellos asalariados con menores niveles educativos<sup>22</sup>.

No es una tarea inmediata incrementar el *stock* de capital humano de una economía puesto que su magnitud no depende únicamente de los años de educación formal, sino también de su calidad y de la acumulación de otras formas de capital humano, como la experiencia o la antigüedad en el puesto de trabajo. Por otro lado, un aumento desacompañado de la oferta educativa debe traducirse en una menor rentabilidad de la educación, con lo que sus efectos sobre el valor de mercado del capital humano pueden resultar un tanto inciertos. En cualquier caso, los datos disponibles sugieren que el *stock* de capital humano de la economía española es inferior al de las economías más desarrolladas de su entorno y, que a pesar del esfuerzo educativo realizado, el valor de mercado del capital humano ha sido inferior al crecimiento del *stock* de capital físico productivo. Perseverar en el esfuerzo educativo, tratando de adecuar la estructura de la oferta a las necesidades de la economía, constituye un elemento básico de cualquier política que trate de potenciar el crecimiento a largo plazo de la productividad.

<sup>20</sup> A partir de la LGE de 1970.

<sup>21</sup> No obstante, no hay disponibles suficientes elementos de juicio para considerar si esta caída es circunstancial o consecuencia de factores más tendenciales.

<sup>22</sup> Véase en este sentido ARRANZ y GARCÍA-SERRANO (2004) para un análisis de la evolución de la estabilidad en el empleo en España con datos procedentes de la EPA durante un período más prolongado.

## Referencias bibliográficas

- [1] ARRANZ, J. M. y GARCÍA-SERRANO, C. (2004): «¿Qué ha sucedido con la estabilidad del empleo en España? Un análisis desagregado con datos de la EPA: 1987-2003», *Papeles de trabajo*, 4/2004, Instituto de Estudios Fiscales, Madrid.
- [2] BARCEINAS, F.; OLIVER, J.; RAYMOND, J. L. y ROIG, J. L. (2001): «Spain», en HARMON, C.; WALKER, I. y WESTERGAARD-NIELSEN, N. (eds.): *Education and Earnings in Europe. A Cross Country Analysis of the Returns to Education*, Edward Elgar, Cheltenham, U.K., páginas 234-264.
- [3] BARRO, R. J. y LEE, J. W. (1993): «International Comparisons of Educational Attainment», *Journal of Monetary Economics*, 32, 3, 363-394
- [4] BARRO R. J. y LEE, J. W. (1996): «International Measures of Schooling Years and Schooling Quality», *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 86, 2, 218-223.
- [5] BARRO R. J. y LEE, J. W. (2001): «Internacional Data on Educational Attainment: Updates and Implications», *Oxford Economic Papers*, 53, 3, 541-563.
- [6] BILS, M. y KLENOW, P. J. (2000): «Does Schooling Cause Growth?», *American Economic Review*, 90, 5, 1160-1183.
- [7] DE LA FUENTE, A. y DOMÉNECH, R. (2002): «Human Capital in Growth Regressions: How Much Difference Does Data Quality Make?», *Documento de trabajo*, 2002-20, Dirección General de Presupuestos, Ministerio de Hacienda, Madrid.
- [8] HARMON, C.; WALKER, I. y WESTERGAARD-NIELSEN, N. (eds.) (2001): *Education and Earnings in Europe. A Cross Country Analysis of the Returns to Education*, Edward Elgar, Cheltenham, U.K.
- [9] JORGENSON, D. W. y FRAUMENI, B. M. (1989): «The Accumulation of Human and Non-human Capital, 1948-1984», en LIPSEY, R. E. y TICE, H. S. (eds.): *The Measurement of Savings, Investment and Wealth*, University of Chicago Press, Chicago, páginas 227-282.
- [10] JORGENSON, D. W. y FRAUMENI, B. M. (1992): «The Output of the Education Sector», en GRILICHES, Z. (ed.): *Output Measurement in the Services Sector*, University of Chicago Press, Chicago, páginas 303-338.
- [11] KOMAN, R. y MARIN, D. (1997): «Human Capital and Macroeconomic Growth: Austria and Germany 1960-1997. An Update», *Working paper*, Department of Economics, University of Munich. Publicado en versión electrónica como *Discussion paper*, 2005-04.
- [12] LAROCHE, M. y MÉRETTE, M. (2000): «Measuring Human Capital in Canada», *Discussion paper*, 2000-05, Ministère des Finances du Canada, Division des Etudes Economiques et Analyse de Politiques.
- [13] LE T.; GIBSON, J. y OXLEY, L. (2003): «Cost- and Income-based Measures of Human Capital», *Journal of Economic Surveys*, 17, 3, 271-307.
- [14] MAS, M.; PÉREZ, F. y URIEL, E. (2005): *El stock de capital en España y su distribución territorial (1964-2002)*, Fundacion BBVA, Bilbao.
- [15] MESEGUER, J. A. y SOSVILLA, S. (2004): «El capital humano en España: una estimación del nivel de estudios alcanzado», *Documento de trabajo*, 2004-08, FEDEA, Madrid.
- [16] MULLIGAN, C. B. y SALA-I-MARTIN, X. (1997): «A Labor Income-based Measure of the Value of Human Capital: An Application to the Status of the United States», *Japan and the World Economy*, 9, 159-191.
- [17] OCDE (2001): *The Well-being of Nations: The Role of Human and Social Capital*, OCDE, París.
- [18] OCDE (2004): *OECD Handbook for Internationally Comparative Education Statistics. Concepts, Standards, Definitions and Classification*, OCDE, París.
- [19] PSACHAROPOULOS, G. (1981): «Returns to Education: An Updated International Comparison», *Comparative Education*, 17, 583-204.
- [20] PSACHAROPOULOS, G. y ARRIAGADA (1986): «The Educational Composition of the Labour Force: An International Comparison», *International Labour Review*, 125, 5, 561-286.
- [21] WÖßMANN, L. (2003): «Specifying Human Capital», *Journal of Economic Surveys*, 17, 3, 239-270.

## ANEXO

CUADRO A1

## ECUACIONES EXPLICATIVAS DE LOS AÑOS DE ESTUDIO POR NIVELES EDUCATIVOS

País	Coef. Educ. Oblig. (ee)	Coef. Sec. Postobl. (ee)	Coef. Terciario (ee)
Alemania . . . . .	11,3 (0,25)	12,3 (0,14)	19,2 (0,19)
Austria . . . . .	9,1 (0,18)	12,7 (0,07)	20,9 (0,21)
Bélgica . . . . .	10,7 (0,15)	12,9 (0,13)	16,9 (0,11)
Dinamarca . . . . .	9,1 (0,28)	11,0 (0,15)	19,1 (0,19)
<b>España . . . . .</b>	<b>8,6 (0,07)</b>	<b>11,9 (0,11)</b>	<b>15,5 (0,09)</b>
Finlandia . . . . .	11,1 (0,30)	14,3 (0,18)	19,9 (0,21)
Grecia . . . . .	7,4 (0,12)	12,0 (0,11)	18,3 (0,14)
Irlanda . . . . .	9,3 (0,09)	11,4 (0,08)	14,9 (0,12)
Italia . . . . .	8,6 (0,09)	13,2 (0,09)	20,1 (0,18)
Portugal . . . . .	7,7 (0,07)	13,1 (0,15)	17,7 (0,20)

NOTA: Error estándar (ee) entre paréntesis al lado de cada coeficiente.

FUENTE: Elaboración propia y PHOGUE 2001.

CUADRO A2

## ECUACIONES DE SALARIOS CONTINUAS PARA DIEZ PAÍSES EUROPEOS

País	Coefficiente beta	Estadístico t	Error estándar ec.
Alemania . . . . .	0,0637	16,9	0,62
Austria . . . . .	0,0721	17,3	0,4
Bélgica . . . . .	0,0821	16,0	0,39
Dinamarca . . . . .	0,0424	13,4	0,44
<b>España . . . . .</b>	<b>0,0842</b>	<b>27,5</b>	<b>0,43</b>
Finlandia . . . . .	0,0595	14,9	0,45
Grecia . . . . .	0,0585	22,8	0,39
Irlanda . . . . .	0,1264	14,3	0,52
Italia . . . . .	0,0555	27,5	0,36
Portugal . . . . .	0,1053	30,4	0,48

NOTA: Método de estimación: variables instrumentales utilizando los niveles educativos y una función cuadrática de la experiencia como instrumentos.

FUENTE: Elaboración propia y PHOGUE 2001.

ANEXO (continuación)

CUADRO A3  
ECUACIONES DE SALARIOS POR NIVELES PARA DIEZ PAÍSES EUROPEOS

País	Secund. Postobl.	Terciario	Error estándar ecuación
Alemania . . . . .	0,45 (13,9)	0,79 (22,3)	0,53
Austria . . . . .	0,43 (14,1)	0,85 (19,7)	0,37
Bélgica . . . . .	0,19 (6,4)	0,49 (16,6)	0,36
Dinamarca . . . . .	0,21 (6,4)	0,51 (14,3)	0,38
<b>España . . . . .</b>	<b>0,21 (9,5)</b>	<b>0,56 (28,7)</b>	<b>0,42</b>
Finlandia . . . . .	0,08 (2,6)	0,46 (14,6)	0,37
Grecia . . . . .	0,32 (5,2)	0,72 (10,6)	0,38
Irlanda . . . . .	0,25 (6,6)	0,68 (14,9)	0,50
Italia . . . . .	0,23 (15,5)	0,64 (28,5)	0,34
Portugal . . . . .	0,39 (14,18)	1,02 (31,7)	0,44

NOTA: Método estimación: MCO. Estadístico t entre paréntesis.

FUENTE: Elaboración propia y PHOGUE 2001.

CUADRO A4  
ECUACIONES DE SALARIOS CON EDUCACIÓN CONTINUA EES 1995 Y 2002

	1995	Estad. t	2002	Estad. t
Constante . . . . .	0,4313	67,79	0,9364	178,45
Años educación. . . . .	0,0865	258,68	0,0786	286,72
Exper . . . . .	0,0513	134,19	0,0361	110,22
Exper <sup>2</sup> . . . . .	-0,0005	-83,47	-0,0003	-57,42
Sexo (Mujer = 1) . . . . .	-0,2304	-84,54	-0,2611	-121,83
Error estándar ec. . . . .	0,472559		0,410387	
N.º observaciones . . . . .	174.992		176.811	



## ANEXO (continuación)

**CUADRO A5**  
**ECUACIONES DE SALARIOS POR NIVELES EDUCATIVOS**

	1995	Estad. t	2002	Estad. t
Constante . . . . .	0,8506	95,78	1,2144	131,43
Primaria (5 años) . . . . .	0,0835	11,05	0,1759	20,63
Educ. obligatoria (8 años) . . . . .	0,2066	26,54	0,2634	30,76
Secund. postoblig (11,5 años) . . . . .	0,6292	76,25	0,6080	68,19
Terciario ciclo corto (15,5 años) . . . . .	0,9204	101,44	0,9496	101,21
Terciario ciclo largo (18 años) . . . . .	1,2578	140,04	1,2158	132,51
F. Prof. primer nivel (10 años) . . . . .	0,4561	50,31	0,5077	55,01
F. Prof. segundo nivel (13 años) . . . . .	0,6397	74,45	0,6736	74,65
Exper . . . . .	0,0523	136,68	0,0386	117,93
Exper <sup>2</sup> . . . . .	-0,0006	-90,00	-0,0004	-67,63
Sexo (Mujer = 1) . . . . .	-0,2303	-85,18	-0,2636	-124,26
Error estándar ec. . . . .	0,467567		0,405287	
N.º observaciones . . . . .	174.992		176.811	

FUENTE: Elaboración propia y EES.

**CUADRO A6**  
**ECUACIONES DE SALARIOS CON ANTIGÜEDAD**

	1995	Estad. t	2002	Estad. t
Constante . . . . .	0,7759	132,28	1,2165	255,46
Años educación . . . . .	0,0759	219,17	0,0639	227,02
Exper. Previa . . . . .	0,0189	53,16	0,0143	49,99
(Exper. Previa) <sup>2</sup> . . . . .	-0,0002	-26,90	-0,0001	-25,66
Antigüedad . . . . .	0,0458	132,75	0,0444	145,82
Antigüedad <sup>2</sup> . . . . .	-0,0006	-54,24	-0,0005	-60,57
Sexo (Mujer = 1) . . . . .	-0,2378	-89,79	-0,2393	-119,23
Error estándar ec. . . . .	0,457695		0,383163	
N.º observaciones . . . . .	174.992		176.811	

FUENTE: Elaboración propia y EES.

