



Hacienda Pública Española / Revista de Economía Pública, 169-(2/2004): 11-34
© 2004, Instituto de Estudios Fiscales

Salud, salarios y educación *

CECILIA ALBERT
Universidad de Alcalá

MARÍA A. DAVIA
Universidad de Castilla-La Mancha

Recibido: Abril, 2003

Aceptado: Abril, 2004

Resumen

El objetivo de este trabajo es ampliar la evidencia sobre el efecto de la educación en la salud y los salarios. Se estima un índice sintético del estado de salud para paliar el problema de subjetividad de los indicadores de autoevaluación. Para tener en cuenta la endogeneidad entre los salarios y la salud se estima simultáneamente una ecuación de salud y una de salarios considerando el sesgo de selección muestral. El estudio se realiza para España con el Panel de Hogares de la Unión Europea. Como resultados fundamentales destacan los siguientes: un mayor nivel educativo afecta positivamente a los salarios y a la salud, aunque no existen diferencias entre el estado de salud de los individuos con estudios medios y los que han alcanzado estudios superiores.

Palabras clave: rendimientos de la educación, salud y salarios.

Clasificación JEL: I12, I20, J31.

1. Introducción

Los rendimientos de la educación no sólo se circunscriben a los relacionados con la vida laboral del individuo, entre los que destaca la probabilidad de estar parado (Nickell, 1991) o el nivel de ingresos (Mincer, 1974), sino que también existe evidencia sobre los efectos de la educación en otros ámbitos como son la fecundidad (Kraudal, 2000; Cleland, 2002), la formación de las parejas (Becker, 1981), la felicidad (Hartog y Oosterbeek, 1998) o la salud.

* Las autoras agradecen la ayuda financiera recibida del *Plan Nacional de Investigación Científica, Desarrollo e Innovación tecnológica 2000-2003 (SEC-2000-0804)*. Además se encuentran en deuda con Carlos García Serrano y Juan Muro (Universidad de Alcalá) por sus valiosos comentarios a versiones preliminares de este trabajo, así como con los participantes en el I Encontro Nacional de Economia da Educação (XI Jornadas de la Asociación de Economía de la Educación) en Lisboa, en septiembre de 2002. Los errores que persisten en el trabajo son, naturalmente, responsabilidad de las autoras.

Los datos utilizados en este trabajo han sido proporcionados por Eurostat en el marco del contrato ECHP/15/00 entre Eurostat y la Universidad de Alcalá y corresponden a los ficheros de las olas 1994 a 2000 del PHOGUE en su versión de junio de 2003.

Una muestra de la variedad de ámbitos en los que la educación tiene influencia puede encontrarse en el trabajo de Haveman y Wolfe (1984) donde se presenta una lista de 24 aspectos distintos a los que afecta la educación.

La educación y la salud son dos bienes con características de bienes públicos cuya oferta, hasta el momento, recae fundamentalmente en el Estado. La valoración de la conveniencia de inversiones en estos dos bienes no debe olvidar las interrelaciones entre la educación y la salud. El objetivo del presente trabajo es el estudio de la influencia de la educación en la salud y los salarios teniendo en cuenta la relación recíproca entre ellos. El interés de este análisis es doble: de una parte, ampliar la lista de estudios sobre los rendimientos monetarios de la inversión educativa en España y, de otra, aportar evidencia sobre los rendimientos no monetarios de la educación en el ámbito de la salud.

La relación entre educación y salud es de especial interés para la programación y evaluación de políticas públicas. La política sanitaria y la educativa deberían ser evaluadas y programadas partiendo del reconocimiento de la complementariedad entre ellas si aceptamos el presupuesto de que los individuos con mayor nivel educativo, por diversas vías, mantendrán un mejor estado de salud que aquellos con un bajo nivel educativo. Una de estas vías es la de la renta: aquellas personas que alcanzan un mayor nivel educativo consiguen mayores logros laborales y, con ellos, una mejor situación económica que les lleva a demandar hábitos saludables así como cuidados sanitarios con mayor intensidad. Si la política sanitaria de un país es una de las medidas que contribuyen a la equidad de la renta y el bienestar (para un análisis sobre la relación entre renta y salud, véase López-Casasnovas y Rivera, 2002), y esta equidad está también condicionada por el acceso a la educación, encontramos otro argumento muy importante para vincular ambas, ya que son instrumentos complementarios para la mejora de la equidad de la renta y de la calidad de vida.

Otra de las vías de conexión entre salud y educación consiste en que las personas con un mayor nivel educativo son más conscientes de los peligros de los hábitos no saludables y utilizan mejor los servicios sanitarios, por ejemplo, con carácter preventivo, y no exclusivamente paliativo, lo que evita así tratamientos que puedan resultar costosos en el futuro, tanto en términos monetarios como en el tiempo perdido para el trabajo. Por tanto, el gasto en educación puede redundar en una mayor eficiencia del gasto sanitario en el presente e incluso un cierto ahorro en el futuro.

En nuestro país los estudios sobre los rendimientos monetarios de la educación son abundantes (Alba y San Segundo, 1995; Navarro y Lassibille, 1998 o Mora y Vila, 1998, son algunos ejemplos); sin embargo, no se puede afirmar lo mismo de los estudios sobre los rendimientos no monetarios de la educación. Muy probablemente la razón no es otra que la falta de información adecuada que permita separar los efectos de la educación sobre los salarios de los efectos sobre otros aspectos de la vida del individuo. Los rendimientos no monetarios de la educación pueden definirse como el impacto de la educación en todos los ámbitos de la vida del individuo que no están directamente relacionados con la mejora en las posibilidades de producción que la educación les proporciona. Esto hace de los rendimientos no monetarios de la educación algo muy difícil de identificar y, más aún, de medir, pero ningún análisis

de la rentabilidad de la educación quedará completo si aquéllos no se añaden a los rendimientos monetarios y, por la misma razón, deben ser considerados en el análisis racional de inversiones educativas. En la evaluación de la política educativa se debe contemplar los diversos tipos de efectos, directos e indirectos, monetarios y no monetarios, derivados de ésta. Si se tiene evidencia sobre el efecto positivo de determinados niveles educativos sobre la salud, no cabe duda que esto contribuirá a orientar las políticas sanitarias hacia colectivos específicos y ámbitos distintos de la concienciación y la educación sanitaria.

En este trabajo nos proponemos aprovechar la información procedente del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE) para abordar un campo de análisis poco estudiado tanto en España como en Europa (Psacharopoulos, 2000): los rendimientos no monetarios de la educación y, más concretamente, los rendimientos no monetarios de la educación sobre la salud.

Es de esperar que la salud aumente con el nivel educativo y los salarios, a la vez que los salarios lo hagan con la salud y el nivel educativo debido a la mejora en la productividad que proporcionan las inversiones en capital humano. La naturaleza de estas relaciones ha sido objeto de debate aún abierto. En la literatura pueden encontrarse dos líneas fundamentales de investigación para explicarlas: la primera la ha desarrollado Grossman, quien desde sus trabajos iniciales de 1972 señala que la educación es un factor de eficiencia en la función de producción de salud. El segundo enfoque lo ofrece Fuchs (1982) al considerar que las personas con mayor preferencia por el futuro y menor tasa de descuento intertemporal invierten más en todo tipo de capital humano y, por tanto, también invierten más en educación y en salud. Aunque ambas teorías apuntan en una misma dirección (a mayor nivel educativo mejor estado de salud) tienen distintas implicaciones en el ámbito de las políticas de salud, educación y del mercado laboral. Si aceptamos el postulado de que la educación mejora la eficiencia en la producción de salud entonces sería razonable desarrollar políticas que incentiven a los individuos a mejorar su nivel educativo, mientras que en el caso contrario la adopción de medidas de este tipo no tendría sentido, ya que serían consideradas como un derroche de recursos al no mejorar el estado de salud de los individuos. En este segundo enfoque las medidas de promoción de la salud no irían en la línea de aumentar el nivel educativo sino que deberían influir directamente en las preferencias de los individuos sobre conductas que mejoren la salud y fomenten hábitos saludables. Estas medidas contemplan desde campañas informativas hasta cursos específicos sobre cuidados sanitarios.

Más recientemente Grossman (1999) realiza un importante esfuerzo para conciliar estas dos líneas abiertas en la investigación. Este autor reconoce que la inversión en educación tiene dos resultados complementarios sobre las ganancias salariales: uno directo, incrementando la productividad laboral, y otro indirecto a través de la mejora en el estado de salud proporcionando al individuo una mayor disponibilidad de tiempo y productividad laboral. A su vez, la salud, al igual que la educación, tiene una doble naturaleza: como bien de consumo y como bien de inversión. Como bien de consumo contribuye a aumentar el nivel de satisfacción general del individuo, que demandará más de este bien cuanto mayor sea su nivel de renta, bajo la consideración de que la salud es un bien normal. Como bien de inversión los individuos tenderán a demandar más salud cuanto mayor sea el rendimiento de esta inversión. Este rendimiento dependerá del *stock* inicial de salud, la productividad en la producción de

salud (donde la educación es un factor de eficiencia que aumenta la productividad) y otros elementos, como la tasa de descuento intertemporal.

A pesar de los esfuerzos de conciliación, hasta el momento los economistas de la educación y de la salud no han sido capaces de presentar y estimar un modelo que recoja ambos puntos de vista (Grossman, 1999); probablemente la imposibilidad de diferenciar a través del análisis empírico los elementos relacionados con los aspectos de consumo e inversión ha contribuido a ello. Además, una de las dificultades para el estudio de las relaciones entre salud, salarios y educación es el carácter endógeno de las mismas, así como el hecho de que es imposible observar directamente el estado de salud de los individuos. En este sentido, nuestra contribución consiste en proponer una medida sintética de salud que recoja la autoevaluación del estado de salud del individuo y, a la vez, medidas más objetivas sobre el mismo como pueden ser el padecimiento de enfermedades crónicas o de dificultades físicas o mentales, las visitas a los médicos o estancias hospitalarias. Asimismo nos proponemos estimar los efectos de la educación sobre la salud y los salarios mediante una aproximación econométrica que tenga en cuenta tanto la endogeneidad de las variables salud y salarios como el sesgo de selección que se produce debido a que sólo se observan los salarios para la población que es asalariada.

El presente trabajo consta de las siguientes partes: en primer lugar planteamos el modelo teórico que relaciona educación, salud y salarios centrándonos en el enfoque de capital humano de Grossman. En segundo lugar presentamos la base de datos. En tercer lugar explicamos la construcción de un indicador sintético del estado de salud y su relación con la educación y los salarios. En cuarto lugar se comentan los resultados del modelo econométrico y terminamos con un apartado de conclusiones.

2. Un modelo de salud, salarios y educación desde una perspectiva del capital humano

El modelo de Grossman se ha dado en llamar «de capital humano» porque adopta una perspectiva muy próxima a la ya conocida para explicar la inversión en educación: los individuos maximizan su nivel de renta a lo largo del ciclo vital y para ello van a decidir un nivel óptimo de capital humano y, por tanto, un nivel óptimo de salud. La salud es un bien que no se adquiere en el mercado directamente, sino que el propio individuo «produce» a partir de una serie de *inputs* y teniendo en cuenta tanto su dotación inicial de salud como el grado de depreciación del *stock* de salud. De esta manera se tiene en cuenta que, cuanto mayor es la edad de los individuos, más costoso les resultará generar un cierto grado de mejora de la salud. En la producción de salud la educación es un factor de eficiencia y desempeña el papel de «catalizador» de las decisiones de salud. Los individuos con mayor nivel educativo son los más informados acerca de los peligros de hábitos poco saludables y tenderán a invertir más tiempo y recursos en el cuidado de la propia salud y, por último, algo muy importante: serán más eficientes en la utilización de servicios sanitarios y, por lo tanto, en la producción

de salud. En conclusión, el modelo de Grossman presenta a la educación como un elemento que hace más eficiente la inversión en salud.

Así pues, un mayor nivel educativo proporciona mayores salarios y un mejor estado de salud. Esta relación es la que permite afirmar que la educación tiene efectos económicos directos, a través de mayores salarios que remuneran una mayor productividad, e indirectos, a través de mayores y más productivas inversiones en salud que favorecen la disponibilidad de tiempo «saludable» para trabajar y una mayor productividad durante el desempeño del trabajo. A su vez, el efecto positivo de la educación sobre los salarios se traduce en un todavía mayor incremento de la inversión en salud, ya que cuanto mayor es el salario mayor es el coste de oportunidad de no trabajar (los problemas de salud son una de las causas de la pérdida de tiempo para el trabajo), lo que conllevaría un proceso de sustitución de tiempo dedicado a la salud por tiempo dedicado al trabajo. Al mismo tiempo un aumento del salario traerá consigo una mayor demanda de cuidados sanitarios gracias a la mayor renta derivada del trabajo. De esta manera el individuo alcanza una combinación óptima entre tiempo dedicado a salud y bienes necesarios para su producción. En definitiva, la educación tiene rendimientos monetarios, a través del salario, y no monetarios, a través del estado de salud.

El problema a la hora de estimar una función de salud es que muchas de las variables que podrían potencialmente explicarla son endógenas. Éste es el caso del nivel de educación, la riqueza, la situación laboral y la cantidad de horas trabajadas a la semana. Los estudios empíricos se han centrado en el análisis de la relación de la salud con algunas de estas variables bajo el supuesto de que el resto son exógenas. Entre otros trabajos merece la pena destacar el de Lee (1982) y Havemand *et al.* (1994). El primero de ellos considera que la salud y los salarios son variables endógenas, lo que le lleva a proponer un modelo de ecuaciones simultáneas. El segundo propone un modelo donde, junto a la salud y los salarios, también el tiempo de trabajo se considera como una variable endógena. La consideración de cuáles de las variables son endógenas y cuáles exógenas está sujeta a la disponibilidad de información sobre diversos aspectos de la relación entre las mismas.

El modelo que se propone a continuación tiene dos variables endógenas: el estado de salud y el salario-hora ¹. La primera viene definida por una variable construida a partir de un análisis de correspondencias múltiples. Esta variable pretende resumir la información que proporciona tanto la variable relativa a la autodefinición del estado de salud como otras relativas al uso de servicios médicos, la presencia de enfermedades crónicas y de dificultades físicas y mentales para el desarrollo de las actividades cotidianas. Con esta metodología tratamos de paliar el problema de la utilización de indicadores subjetivos del estado de salud que dificultan la comparación entre individuos ². En el caso de la segunda variable endógena empleamos el logaritmo del salario hora neto correspondiente al empleo actual.

Para recoger la relación entre la salud y el salario percibido por un individuo se estiman las siguientes ecuaciones:

$$W = \alpha_0 + \alpha_1 E + \alpha_2 EXP + \alpha_3 TEN + \alpha_4 J + \alpha_5 H + u_1 \quad [1]$$

$$H = \beta_0 + \beta_1 E + \beta_2 IN + \beta_3 D + \beta_4 P + \beta_5 Y + \beta_6 W + \beta_7 WC + u_2 \quad [2]$$

La ecuación [1] es una adaptación de la ecuación salarial de Mincer (1974) en la que se recogen los aspectos de capital humano [educación (E), antigüedad (TEN) y experiencia (EXP)], características del puesto de trabajo (J) y estado de salud (H). En esta ecuación los términos α son los coeficientes estimados asociados a cada una de las variables explicativas y u_1 el término de error. Los signos esperados de los coeficientes de las variables de capital humano en la ecuación de salarios son los ya bien conocidos, positivos para la educación, la salud, la experiencia y la antigüedad y negativo para la experiencia al cuadrado, recogiendo así la concavidad esperada en los perfiles salariales. Para el resto de variables el signo esperado depende del marco teórico del que se parta.

La ecuación [2] es una función de salud en la que se consideran como variables explicativas la educación (E), los *inputs* dedicados al cuidado de salud (IN), la depreciación con el paso del tiempo del *stock* de capital humano inicial y también la alteración que en él producen algunas circunstancias personales y vitales de los entrevistados (D), el precio de los *inputs* o servicios sanitarios (P), la renta no salarial de la familia (Y), el salario (W) y las condiciones laborales (WC) que pueden influir en el estado de salud del individuo, en la medida en que condicionan el riesgo de enfermedades profesionales y accidentes. En esta ecuación los términos β son los coeficientes estimados asociados a cada una de las variables explicativas y u_2 el término de error. Desde una perspectiva del capital humano los signos esperados de los coeficientes de la ecuación de salud son positivos para la variable de educación y las variables que recojan *inputs* y renta, mientras que se esperan signos negativos para las variables que reflejen la depreciación y los precios de los servicios sanitarios. Aunque no hay una hipótesis clara sobre el signo esperado de las condiciones laborales en la salud del individuo, parece razonable pensar que aquellas variables que reflejen mejores condiciones laborales deberían influir positivamente en la salud.

Antes de analizar tanto la función de salud como la de salarios es conveniente tratar de paliar dos posibles problemas: el de selección muestral y el de endogeneidad de las variables dependientes de las ecuaciones [1] y [2].

Dado que sólo se dispone de la información sobre salarios para las personas asalariadas se realiza una selección muestral que incluye únicamente a los asalariados. Si estimamos las ecuaciones [1] y [2] sin tener en cuenta este hecho, cualquier variable que influya en la condición de asalariado (y, por lo tanto, en la condición de pertenecer a la muestra) está correlacionada con los términos de error u_1 y u_2 lo que generará estimadores sesgados y nos ofrecerá una información errónea. En definitiva, ser asalariado no es una característica que se distribuya aleatoriamente entre la población, lo cual debería tenerse en cuenta. Para ello hemos considerado que existe una variable I^* latente e inobservable asociada a una variable indicador observable, I , la cual toma el valor 1 siempre que la variable inobservable sea mayor o igual que 0 ($I^* \geq 0$) y 0 si la variable inobservable es negativa ($I^* < 0$). De esta forma I es observada para toda la población. En nuestro caso si $I^* \geq 0$ el individuo es asalariado e $I = 1$, siendo W observado, mientras que si $I^* < 0$ y $I = 0$, W no es observado. La ecuación de selección tendrá la siguiente expresión:

$$I = \delta_1 Z + \varepsilon \quad [3]$$

donde Z representa las características asociadas a la probabilidad de ser asalariado, δ_1 sus coeficientes y ε el correspondiente término de error. La estimación de esta ecuación se lleva a cabo aplicando un modelo *logit* a partir del cual obtenemos la inversa del ratio de Mills (λ). En una segunda etapa se incluye esta variable en la ecuación salarial para proceder a la estimación de las ecuaciones [4] y [5], resolviéndose así el problema de sesgo de selección por el método en dos etapas de Heckman, que presenta la ventaja de interpretar el sesgo de selección como un problema de variables omitidas (Heckman, 1979).

Las ecuaciones que finalmente son estimadas se expresan de la siguiente forma:

$$W = \alpha_0 + \alpha_1 E + \alpha_2 EXP + \alpha_3 ANT + \alpha_4 J + \alpha_5 H + \sigma\lambda + \pi_1 \quad [4]$$

$$H = \beta_0 + \beta_1 E + \beta_2 IN + \beta_3 D + \beta_4 P + \beta_5 Y + \beta_6 W + \beta_7 WC + \sigma\lambda + \pi_2 \quad [5]$$

donde $E(\pi_i) = 0 \forall i = 1, 2$ y $cov(\pi_1, \pi_2) \neq 0$.

En este sistema de ecuaciones, los términos de error, π_1 y π_2 , están correlacionados debido a la existencia de endogeneidad entre la salud y el salario. Si estimamos las ecuaciones [4] y [5] por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) obtendremos estimadores inconsistentes, y estaremos incurriendo en el conocido problema del sesgo de las ecuaciones simultáneas. Es decir, si se estima por separado cada una de las ecuaciones y no se tiene en cuenta la naturaleza endógena de la relación entre salud y salario, los coeficientes estimados podrían presentar sesgos importantes. La solución más habitual para este tipo de problemas es la estimación de ambas ecuaciones de forma simultánea en tres etapas (Greene, 2000). En la primera se estima cada una de las variables dependientes de acuerdo a las variables instrumentales indicadas en el lado derecho de la ecuación. Los valores conseguidos en las variables endógenas se pueden considerar simplemente como los valores que adquirirían si todas las variables explicativas fueran exógenas. En la segunda etapa se obtienen los estimadores consistentes de la matriz de covarianzas de los términos de error de las ecuaciones. Estos estimadores se basan en los residuos de la estimación en dos etapas por mínimos cuadrados de cada una de las ecuaciones estructurales por separado. Por último, en la tercera etapa se realiza una estimación lineal generalizada usando la matriz de covarianzas estimada en la segunda etapa y los valores estimados en la primera en el lugar de las variables endógenas que aparecen al lado derecho de las ecuaciones.

Con la estimación simultánea de estas ecuaciones se pretende determinar la influencia «neta» de la educación sobre el salario y la salud teniendo en cuenta la naturaleza endógena de estas dos variables. Como veremos al comentar los resultados, si no se tiene en cuenta la naturaleza endógena de las variables salud y salarios, se sobrestima la influencia positiva de la salud sobre los salarios.

3. La base de datos: el Panel de Hogares de la Unión Europea

La base de datos aquí empleada es el PHOGUE, una encuesta homogénea en toda la Unión Europea preparada para estudiar varios ámbitos de la vida: desde el mercado de trabajo a la participación en el sistema educativo pasando por cuestiones de pobreza y calidad de vida. En este sentido, dispone de una batería de variables relacionadas con el estado de salud, la demanda de servicios médicos y hábitos saludables. En el momento de escribir estas líneas se encuentran disponibles las siete primeras olas (desde 1994 hasta 2000), pero por problemas de información en la primera ola y a partir de la cuarta, en este análisis han sido empleadas las olas segunda, tercera y cuarta, correspondientes a los años 1995, 1996 y 1997.

En concreto, la primera ola no dispone de información relevante sobre la salud del individuo como es si el individuo tiene una enfermedad crónica o si tiene dificultades para desempeñar su actividad diaria debido a problemas de salud física o mental. Además, en esta ola tampoco se tiene información sobre el tipo de contrato, que aún cuando no es una variable de interés para el objetivo de este trabajo, sabemos por otras investigaciones (Jimeno y Toharia, 1993, y más recientemente Davia y Hernanz, 2004) que en España el tipo de contrato es relevante en la explicación de las diferencias salariales, a la vez que, *a priori*, podríamos esperar que no tener un contrato laboral indefinido perjudica el estado de salud.

A partir de la cuarta ola se suprime la información sobre si el individuo tiene contratado un seguro privado³. Dada la gratuidad del sistema sanitario español resulta muy complejo encontrar variables que puedan reflejar el precio de los *inputs* o de los servicios sanitarios. Habitualmente se utilizan como aproximación al precio de los *inputs* sanitarios la distancia entre el centro de salud y el lugar de residencia o los gastos en bienes o servicios sanitarios. En nuestro caso, hemos incluido la contratación de un seguro privado como aproximación a los precios de los *inputs* sanitarios. Otra posibilidad es la construcción de una variable que recoja el gasto sanitario por comunidades autónomas, pero debido a la agregación de las comunidades autónomas en siete grandes regiones no ha sido posible.

Las dificultades que entraña el uso de técnicas de panel cuando sólo se trabaja con tres olas y se desea llevar a cabo un análisis de ecuaciones simultáneas han condicionado la decisión de utilizar aquí no un panel propiamente dicho sino un *pool* de observaciones de asalariados. La muestra final sobre la que realizamos la estimación del modelo está compuesta por 11.147 observaciones, referida a asalariados entre 25 y 64 años de edad (ambos incluidos) que trabajan durante más de quince horas a la semana, en la semana de referencia de la entrevista, lo que permite contar con la información relativa a su salario y a las horas trabajadas. La limitación de la edad responde a la necesidad de eliminar los valores extremos que la información de las variables de salud toma, tanto en los asalariados muy jóvenes como en los mayores de 64 años, lo cual distorsiona los resultados. En cualquier caso, el porcentaje de asalariados en estos extremos de edad es el 11 y el 0,3 por 100 del total de asalariados para los menores de 25 años y mayores de 64 respectivamente.

4. Construcción de un índice de salud y su relación con la educación y los salarios

Tal y como sucede con el capital humano, la salud no es directamente observable, lo que hace necesario establecer una medida o indicador de la misma. En el campo de la valoración económica suele usarse como indicador de salud el denominado «índice de calidad de vida» (*Quality-adjusted life years*, QALYs) construido como un índice en el que cada año de vida tiene un peso que va de 0 a 1, identificándose el 0 con la muerte del individuo y 1 con plena salud. Uno de los problemas es la obtención de estos pesos, destacando entre los métodos utilizados en la literatura para obtenerlos los tres siguientes: *The rating scale method*⁴, *time trade-off method*⁵ y *Standard gamble method*⁶ (Torrance, 1986). En el trabajo de Gerdtham *et al.* (1999) se comparan los resultados de la estimación de la ecuación de salud utilizando tres medidas del estado de salud: los indicadores correspondientes a los dos primeros métodos mencionados anteriormente y una autodefinición cualitativa ordinal del estado de salud del individuo.

La utilización de uno u otro método está en función del tipo de información del que se dispone en cada caso. En nuestro análisis disponemos de un conjunto de variables que están relacionadas con el estado de salud del individuo y nuestro propósito es obtener, a partir de toda esta información, una variable artificial que esté fuertemente correlada con estas variables las cuales a su vez están relacionadas con el estado de salud del individuo. La técnica que se utiliza es el análisis factorial de correspondencias múltiples (Everitt *et al.*, 2001). El análisis de correspondencias es un método multivariante factorial de reducción de la dimensión de una tabla de casos-variables con variables cualitativas o, de igual modo, cuantitativas categorizadas (cada una de las cuales puede representar varias modalidades o categorías). Con este método se obtiene un número reducido de factores, en nuestro caso un único factor, cuya posterior interpretación permitirá tener en cuenta toda la información disponible sobre el estado de salud del individuo en un índice sintético. Esta técnica ya ha sido utilizada en la búsqueda de indicadores cuantitativos del estado de salud de los individuos (para una aplicación con la Encuesta Nacional de Salud española, véase Greenacre, 2002).

Las variables seleccionadas para el análisis de correspondencias múltiples son las siguientes: en primer lugar, la autoevaluación del estado de salud del individuo, la cual toma cinco valores que oscilan entre muy malo y muy bueno. En segundo lugar incluimos variables que afectan al *stock* inicial de salud en el momento que observamos al individuo: ILLNESS, que refleja si el individuo tiene una enfermedad crónica y HAMPER, que recoge si el individuo tiene dificultades para desempeñar su actividad diaria debido a problemas de salud físicos o mentales. En tercer lugar también se incluye un conjunto de variables referidas a los servicios que el individuo adquiere para mejorar su estado de salud, a la vez que también pueden ser indicativas del *stock* inicial de salud. Estas variables son el número de visitas realizadas en el año anterior a la entrevista a médicos generalistas (GENERAL), a médicos especialistas (SPECIAL), y el número de noches que el entrevistado pasó internado en un centro hospitalario durante el año anterior a la entrevista

(NIGHTS). En la tabla A1 del Apéndice pueden consultarse la distribución de frecuencias de estas variables.

Dado que se dispone de la información sobre este conjunto de variables para el total de la población, la muestra utilizada para el análisis de correspondencias múltiples está integrada por los individuos entre 25 y 64 años de edad (ambos incluidos), siendo el tamaño muestral de 28.717 observaciones ⁷. En el cuadro 1 se presenta la contribución de cada una de las variables al factor obtenido, es decir, al índice sintético de salud. También se ha calculado el porcentaje de la varianza explicada de cada una de las variables respecto al total.

Cuadro 1
Resultados del análisis factorial de correspondencias múltiples

Variables	Varianza explicada	Porcentaje de la varianza explicada respecto al total
HSTATUS	0,653	21,725
HAMPER	0,691	22,972
GENERAL	0,465	15,461
ESPECI	0,393	13,069
NIGHTS	0,147	4,892
ILLNESS	0,658	21,881
Total activo	3,007	100
Alfa de Cronbach		0,801
Número de observaciones		28.716

Puede advertirse que las variables que más contribuyen al índice sintético de salud son la valoración subjetiva del estado de salud (HSTATUS), tener alguna dificultad física (HAMPER) y tener alguna enfermedad crónica (ILLNESS), con un porcentaje de algo más del 20 por 100 cada una. Por otra parte, las visitas al médico de cabecera (GENERAL) y las visitas al especialista (SPECIAL) contribuyen en un 15 y un 13 por 100 aproximadamente, mientras que las noches en el hospital (NIGHTS) sólo contribuyen en algo más del 4 por 100. El test de fiabilidad y validez del constructo medida mediante el Alfa de Cronbach es del 0,80 ⁸.

En resumen, la posición de cada individuo respecto al eje que recoge la covariabilidad conjunta de estas variables puede ser considerada como un indicador del estado de salud del individuo en un momento dado. Este indicador sintético es una variable continua (H) que será utilizada en la estimación del efecto recíproco entre salarios y salud, y asigna a cada individuo un valor, ordenando a éstos de peor a mejor estado de salud. Esta variable tiene un valor mínimo de $-3,987$ y máximo de $0,736$ ⁹. Los valores concretos de este índice no tienen ninguna interpretación en sentido cuantitativo, es decir, el índice únicamente ordena a los individuos de peor a mejor estado de salud.

El cuadro 2 presenta el valor medio y la desviación típica del índice de salud y los salarios netos hora para la población asalariada entre 25 y 64 años de edad diferenciando por sexo y niveles de estudios. El nivel educativo ha sido recogido en tres variables categóricas que designan el mayor nivel de estudios en términos de la Clasificación Internacional Normalizada de Educación de la UNESCO (CINE), de 1997. Estas variables indican tener estudios superiores (terciarios), tener estudios medios (secundarios no obligatorios) y tener estudios inferiores al nivel medio (inferiores al secundario, es decir, estudios obligatorios), siendo la categoría de referencia en las estimaciones del siguiente apartado esta última.

Cuadro 2
Descriptivos del indicador sintético del estado de salud y el salario hora según sexo y nivel de estudios

	Indicador sintético de salud		Salario hora (pesetas)	
	Media	Desv. típ.	Media	Desv. típ.
Total asalariados	0,283	0,679	921,245	499,083
Varones	0,319	0,658	945,613	514,436
Mujeres	0,211	0,714	873,198	463,665
Terciarios	0,359	0,540	1254,782	605,371
Secundaria completa	0,350	0,588	898,811	438,103
Menos de secundaria completa	0,210	0,774	727,507	308,381
N			11.147	

La relación entre educación, salud y salarios es más compleja de lo que se muestra en el cuadro 2. Sin embargo, este cuadro nos proporciona interesantes hipótesis de trabajo. En primer lugar observamos que el salario hora es inferior en el caso de las mujeres que de los varones, a la vez que aumenta con el nivel educativo. En segundo lugar se aprecia que las mujeres tienen un peor estado de salud que los varones y que el estado de salud parece tener una relación positiva con el nivel educativo, aunque bien es cierto que no se aprecian diferencias entre los niveles secundarios y terciarios. Podemos formular la hipótesis de que a mayor nivel educativo mayores son los salarios y mejor el estado de salud. Los modelos econométricos de sistemas de ecuaciones simultáneas permitirán matizar esta relación, proporcionando el efecto de la educación en la salud y los salarios descontando los problemas de endogeneidad que existen entre estas dos variables. En el próximo apartado comentaremos los resultados de las estimaciones.

5. Resultados de las estimaciones

Para estudiar los efectos de la educación sobre la salud y los salarios hemos utilizado dos metodologías de estimación de la ecuación de salarios [4] y de salud [5]: MCO y ecuaciones

simultáneas. El cuadro 3 compara los resultados de las estimaciones por MCO y de la estimación simultánea de la ecuación salarial y de salud ¹⁰. El modelo de selección utilizado así como una descripción de las variables usadas en los modelos pueden ser consultados en el Apéndice.

Del cuadro 3 se deducen tres resultados interesantes. En primer lugar, se observa que, si no se tiene en cuenta la endogeneidad (estimaciones por MCO) entre la salud y los salarios, la relación entre ambos es positiva en las dos direcciones, un mejor estado de salud aumenta el salario y éste, a su vez, aumenta la salud. Sin embargo, al incorporar el carácter endógeno de la salud y los salarios (ecuaciones simultáneas) los resultados obtenidos indican que, con un 90 por 100 de confianza, esta relación positiva se da en una sola dirección: incrementos en el salario mejora el estado de salud.

En segundo lugar, los resultados de las estimaciones indican que la educación tiene rendimientos sobre los salarios, presentando éstos una gran estabilidad frente al método de estimación. Este resultado corrobora las conclusiones de Rosen (1992) quien, elogiando las distintas aportaciones de Mincer a la economía laboral, resalta que los trabajos que han tratado de mejorar las estimaciones de las tasas de rendimiento de la educación, modificando tanto conceptual como metodológicamente las tradicionales ecuaciones salariales mincerianas, han concluido que la tasa de rendimiento de la educación no se ha visto muy afectada. El trabajo seminal de Willis y Rosen (1979) es un buen ejemplo de esta afirmación, mostrando que el sesgo del coeficiente de la variable de educación en una ecuación minceriana no supera el 10 por 100.

En tercer lugar, se observa una relación positiva entre la educación y la salud, de manera que un nivel educativo superior al obligatorio (estudios medios y superiores) mejora la salud del individuo. Es importante resaltar que no se aprecian diferencias entre los niveles superiores y medios (se han realizado los *tests* de igualdad de coeficientes y se ha comprobado que los coeficientes relativos a los individuos con estudios superiores y estudios medios no son significativamente distintos entre sí). Esto indica que los beneficios no monetarios de la educación en términos de ganancias de salud se advierten por encima de la educación obligatoria, y que un nivel de estudios superior al secundario no proporciona incrementos adicionales en salud ¹¹.

Por tanto, la educación aumenta los salarios y mejora el estado de salud, lo que conduce a afirmar que la educación tiene rendimientos monetarios sobre los salarios y rendimientos no monetarios sobre la salud. Los rendimientos no monetarios de la educación sobre la salud pueden explicarse desde dos perspectivas: considerando que la educación es un factor de eficiencia en la producción de salud, de manera que con unos recursos o *inputs* dados un individuo más cualificado extraerá más *output* (mejor estado de salud) o considerando que esta relación positiva entre educación y salud es el resultado de la mayor preferencia del individuo por la inversión en capital humano lo que le llevará a invertir más tanto en educación como en salud. Como ya se anunció no es posible distinguir si la educación actúa como mecanismo de eficiencia a la hora de cuidar de la propia salud o como una señal de las preferencias intertemporales del individuo.

El cuadro 3 nos ofrece otros resultados interesantes que comentamos a continuación. Como ya se expuso en la sección 2, el estado de salud (ecuación 5) se ha hecho depender de elementos que recogen varios aspectos: el factor de eficiencia (E), la tasa de depreciación del *stock* de salud (D), los *inputs* de la función de producción de salud (IN), el precio de los servicios médicos (P) determinados aspectos del puesto de trabajo (WC), los salarios (W) y la renta no salarial de la familia (Y). Dado que el primer aspecto ya ha recibido atención, nos detendremos a continuación en los siguientes.

El *stock* de capital humano inicial se ve depreciado con el paso del tiempo y también alterado por algunas circunstancias personales y vitales de los individuos. Incluimos la variable edad para detectar este efecto. También incluimos otras variables como el género (ser varón frente a ser mujer) y vivir en un hogar unipersonal, variables que pueden afectar a la tasa de depreciación de la salud. Esperamos que las mujeres tengan una mayor tasa de depreciación del *stock* de salud que los varones porque es un hecho bien documentado que los varones, aunque tienen una menor esperanza de vida que las mujeres, también experimentan un menor número de problemas de salud (molestias, enfermedades crónicas, etc.). Las mujeres tienen una mayor esperanza de vida pero también, en general, peor calidad de vida. El hecho de vivir solo también puede afectar a la tasa de depreciación de la salud, ya que esta circunstancia puede disminuir el interés de los individuos por el cuidado de su salud. En consonancia con lo esperado, los resultados obtenidos confirman que el estado de salud se degrada con la edad, y es mejor para los varones que para las mujeres. Vivir solo también tiene un efecto negativo sobre el estado de salud.

Los *inputs* de la función de salud reflejan los bienes, servicios o hábitos que contribuyen a la producción de salud. En el PHOGUE, aun cuando no disponemos de información sobre hábitos saludables como la práctica de deporte o estilos de vida que representan un riesgo para la salud (por ejemplo el consumo de drogas), sí disponemos de información valiosa sobre otro tipo de *inputs*, como son las visitas a distintos tipos de médicos y los problemas de contaminación que rodean al lugar de residencia. No usamos las variables referidas a las visitas a los distintos tipos de médicos en la estimación del estado de salud porque forman parte de las variables activas empleadas en la definición del indicador sintético de salud. Por tanto, emplearemos la información disponible sobre la contaminación y problemas medioambientales que caracterizan al lugar donde vive el individuo y también emplearemos el indicador del número de visitas a un dentista durante el año previo al de la entrevista. Ir al dentista puede ser tanto una cuestión de demanda de servicios sanitarios ante problemas de salud como un hábito saludable. Esperamos que la primera variable (*contaminación*) arroje un coeficiente negativo y no se dispone de una hipótesis clara sobre el comportamiento de la segunda (*dentistas*). La evidencia empírica corrobora lo esperado acerca de la variable sobre la calidad del entorno en el que vive el entrevistado y aclara el significado de la variable de cuidados dentales. Así pues, vivir en lugares expuestos a contaminación empeora el estado de salud de los individuos. En el caso de las visitas al dentista parece que los españoles utilizan las visitas al dentista ante problemas de salud más que como cuidados preventivos.

Cuadro 3
Estimaciones de salarios y estado de salud. Ecuaciones simultáneas

	Estimaciones por MCO				Ecuaciones simultáneas	
	Especificación 1		Especificación 2		Salarios	Salud
	Salarios	Salud	Salarios	Salud		
Superiores	0,092*** (0,011)	0,050** (0,020)	0,091*** (0,011)	0,042** (0,020)	0,092*** (0,011)	0,042** (0,020)
Secundaria	0,058*** (0,009)	0,051*** (0,017)	0,058*** (0,009)	0,045*** (0,017)	0,059*** (0,009)	0,045** (0,018)
Indicador salud			0,020*** (0,005)		-0,001 (0,012)	
Ln (salario-hora)				0,088*** (0,017)		0,091* (0,049)
Varón	0,031*** (0,009)	0,106*** (0,016)	0,028*** (0,009)	0,104*** (0,016)	0,031*** (0,009)	0,104*** (0,016)
Edad		-0,012*** (0,001)		-0,013*** (0,001)		-0,013*** (0,001)
Vive solo		0,023 (0,030)		0,024 (0,030)		0,024 (0,030)
Contaminación		-0,047*** (0,016)		-0,048*** (0,016)		-0,048*** (0,016)
Visitas dentista		-0,013*** (0,002)		-0,013*** (0,002)		-0,013*** (0,002)
Seguro privado más seguro público		-0,035** (0,018)		-0,042** (0,018)		-0,043** (0,018)
Absentismo por enfermedad		-0,060*** (0,001)		-0,060*** (0,001)		-0,060*** (0,001)
Renta familiar no salarial (anual)		0,000 (0,000)		0,000 (0,000)		0,000 (0,000)
Directivos	0,409*** (0,022)	0,206*** (0,039)	0,406*** (0,022)	0,165*** (0,040)	0,410*** (0,022)	0,163*** (0,045)
Profesionales	0,459*** (0,015)	0,118*** (0,027)	0,457*** (0,015)	0,071** (0,029)	0,459*** (0,015)	0,069* (0,038)
Técnicos	0,223*** (0,014)	0,100*** (0,025)	0,221*** (0,014)	0,078*** (0,026)	0,223*** (0,014)	0,077*** (0,028)
Administrativos	0,158*** (0,013)	0,115*** (0,024)	0,155*** (0,013)	0,098*** (0,024)	0,158*** (0,013)	0,098*** (0,026)
Ventas-servicios	0,052*** (0,013)	0,079*** (0,022)	0,051*** (0,013)	0,076*** (0,022)	0,053*** (0,013)	0,076*** (0,022)
Trabajadores agricultura	-0,143*** (0,027)	0,058 (0,046)	-0,144*** (0,027)	0,070 (0,046)	-0,143*** (0,026)	0,071 (0,047)
Trabajadores industria	0,070*** (0,012)	0,081*** (0,021)	0,069*** (0,012)	0,072*** (0,021)	0,070*** (0,012)	0,072*** (0,021)
Operadores maquinaria	0,053*** (0,014)	0,100*** (0,025)	0,051*** (0,014)	0,094*** (0,025)	0,053*** (0,014)	0,094*** (0,025)

Cuadro 3
Estimaciones de salarios y estado de salud. Ecuaciones simultáneas (continuación)

	Estimaciones por MCO				Ecuaciones simultáneas	
	Especificación 1		Especificación 2		Salarios	Salud
	Salarios	Salud	Salarios	Salud		
Indefinido	0,183*** (0,022)	0,063 (0,041)	0,182*** (0,022)	0,039 (0,042)	0,184*** (0,022)	0,038 (0,043)
Temporal	0,079*** (0,022)	0,055 (0,042)	0,077*** (0,022)	0,050 (0,042)	0,079*** (0,022)	0,050 (0,042)
Informal	-0,191*** (0,028)	-0,012 (0,053)	-0,191*** (0,028)	0,005 (0,053)	-0,191*** (0,028)	0,005 (0,054)
1-2 años de antigüedad	0,044*** (0,011)		0,044*** (0,011)		0,044*** (0,011)	
3-4 años de antigüedad	0,053*** (0,015)		0,053*** (0,015)		0,053*** (0,015)	
5-9 años de antigüedad	0,099*** (0,013)		0,099*** (0,013)		0,099*** (0,013)	
10-14 años de antigüedad	0,163*** (0,014)		0,163*** (0,014)		0,163*** (0,014)	
15 años o más de antigüedad	0,242*** (0,013)		0,242*** (0,013)		0,242*** (0,013)	
Experiencia	0,014*** (0,001)		0,014*** (0,001)		0,014*** (0,001)	
Experiencia al cuadrado	-0,000*** (0,000)		-0,000*** (0,000)		-0,000*** (0,000)	
Jornada parcial	-0,160*** (0,014)		-0,159*** (0,014)		-0,160*** (0,014)	
Manufacturas	0,032* (0,017)		0,032* (0,017)		0,033* (0,017)	
Construcción	0,069*** (0,019)		0,069*** (0,019)		0,069*** (0,019)	
Comercio	-0,057*** (0,018)		-0,057*** (0,018)		-0,057*** (0,018)	
Hostelería/restauración	-0,104*** (0,022)		-0,104*** (0,022)		-0,104*** (0,022)	
Transporte-comunicaciones	-0,015 (0,019)		-0,015 (0,019)		-0,015 (0,019)	
Financieras e inmobiliarias	0,061*** (0,019)		0,060*** (0,019)		0,061*** (0,019)	
Servicios «públicos»	-0,007 (0,018)		-0,007 (0,018)		-0,007 (0,018)	
Otros y hogares	-0,011 (0,019)		-0,010 (0,019)		-0,011 (0,019)	
Sector público	0,176*** (0,010)		0,178*** (0,010)		0,176*** (0,010)	

Cuadro 3
Estimaciones de salarios y estado de salud. Ecuaciones simultáneas (continuación)

	Estimaciones por MCO				Ecuaciones simultáneas	
	Especificación 1		Especificación 2		Salarios	Salud
	Salarios	Salud	Salarios	Salud		
Supervisor	0,169*** (0,013)		0,168*** (0,013)		0,169*** (0,013)	
Intermedio	0,061*** (0,008)		0,061*** (0,008)		0,061*** (0,008)	
1996	0,057*** (0,007)	-0,010 (0,014)	0,057*** (0,007)	-0,014 (0,014)	0,057*** (0,007)	-0,015 (0,014)
1997	0,062*** (0,008)	-0,022 (0,014)	0,062*** (0,008)	-0,027* (0,014)	0,062*** (0,008)	-0,027* (0,014)
Noroeste	-0,030*** (0,012)	0,001 (0,022)	-0,030*** (0,012)	0,004 (0,022)	-0,030*** (0,012)	0,004 (0,022)
Noreste	0,113*** (0,011)	0,029 (0,020)	0,113*** (0,011)	0,019 (0,020)	0,113*** (0,011)	0,019 (0,021)
Comunidad de Madrid	0,127*** (0,012)	0,011 (0,022)	0,127*** (0,012)	0,001 (0,023)	0,127*** (0,012)	0,001 (0,023)
Centro	0,013 (0,011)	0,062*** (0,022)	0,011 (0,011)	0,060*** (0,022)	0,013 (0,011)	0,060*** (0,022)
Este	0,063*** (0,010)	0,000 (0,019)	0,063*** (0,010)	-0,004 (0,019)	0,063*** (0,010)	-0,004 (0,019)
Canarias	0,007 (0,014)	0,030 (0,027)	0,006 (0,014)	0,032 (0,027)	0,007 (0,014)	0,032 (0,027)
Lambda	0,471*** (0,021)	0,054 (0,040)	0,470*** (0,021)	0,005 (0,041)	0,471*** (0,021)	0,003 (0,048)
Constante	5,746*** (0,033)	0,538*** (0,064)	5,744*** (0,033)	0,062 (0,112)	5,746*** (0,033)	0,044 (0,274)
Número de Obs	11.147		11.147		11.147	
R2 ajustado (y pseudo R2 en ec.sim.)	0,583	0,196	0,584	0,198	0,583	0,197
F(p = 0,000) y Chi2(p = 0,000) en ec.sim.	369,94	90,09	362,39	88,25	15.594,44	2.720,43

Errores estándar entre paréntesis; los asteriscos indican la significatividad al 1 (***), al 5 (**) y al 10 (*) por 100, respectivamente.

Individuo de referencia: mujer que no ha completado la educación secundaria, con menos de un año de antigüedad, jornada completa, trabajador poco cualificado en la agricultura, sector privado, otras formas de relación laboral, supervisado, vive en el sur, año de la entrevista 1995; no vive sola, vive en lugares sin problemas de contaminación, no tiene un seguro privado.

Otra variable que puede reflejar los *inputs* utilizados en la producción de salud es los días que faltó al trabajo el mes pasado por razones de enfermedad. Los resultados muestran que los individuos que tienen mayor ausencia laboral por razones de enfermedad tienen peor salud, es decir, las bajas por enfermedad no parecen ofrecer mayores oportunidades a los individuos (*inputs*) para una mejora de la salud. Una posible interpretación del signo negativo de esta variable es que un aumento del absentismo laboral por enfermedad esté reflejando una depreciación transitoria del estado de salud.

En España existe un sistema de salud pública de acceso generalizado y gratuito (y al no disponer de información sobre las cuotas a la Seguridad Social no tenemos forma de aproximar el coste mensual que representa este sistema para los asalariados), pero no obstante existe la posibilidad de contratar un seguro médico privado. Para recoger este hecho se incluye una variable (*seguro privado*) que toma el valor 1 si el individuo tiene un seguro privado además del público y 0 si únicamente dispone del seguro público. Debemos resaltar que la contratación de un seguro privado no puede interpretarse como el precio de la salud, sino como un coste adicional en el que incurre el individuo para incrementar los *inputs* utilizados para la producción de salud. Así pues, inicialmente consideramos que esta variable podría darnos una aproximación del precio de los cuidados sanitarios, y efectivamente su coeficiente registra un signo negativo, lo que puede indicar que los individuos que optan por añadir un seguro privado, a la cobertura universal que da el Estado, son los que tienen mayores problemas de salud ¹².

Tal y como ya se ha indicado, esperamos que la renta familiar no salarial tenga una relación positiva con la salud, en la medida en la que mayores niveles de renta aumenten la demanda de bienes saludables lo que a su vez mejora el estado de salud. Los resultados obtenidos muestran que esta variable no es significativa, lo que nos lleva a pensar que son los salarios los que recogen este efecto.

Hemos incorporado a la ecuación de salud dos variables que reflejan características del puesto laboral que pueden condicionar los riesgos de enfermedades profesionales y accidentes: ocupación y tipo de contrato ¹³. Los resultados obtenidos muestran que en cualquier ocupación se registra un mejor estado de salud que en los trabajadores no cualificados (peones y similares) y agricultores. Sin embargo, el tipo de contrato no muestra efecto alguno sobre la salud, resultado que también obtienen Prieto, Romero y Álvarez (2002) para el caso de los trabajadores mayores.

En cuanto a la estimación de los salarios, las variables explicativas que recogen los aspectos de capital humano son la educación, la antigüedad en el puesto de trabajo y la experiencia en el mercado de trabajo. La antigüedad viene dada por un conjunto de variables dicotómicas, ya que la forma en que viene recogida esta información no permite obtenerla como continua. La experiencia ha sido calculada como la diferencia entre la edad actual y la que tenía el trabajador cuando consiguió su primer empleo de más de 15 horas a la semana. Todas ellas, de acuerdo con la teoría del capital humano, influyen positiva y significativamente en la determinación de los salarios. Del resto de las variables incluidas como control, sólo quisiéramos mencionar la diferencia salarial a favor de los varones. Es extensa la litera-

tura sobre diferencias salariales entre varones y mujeres y hay un gran consenso en el caso de España al respecto. La evidencia obtenida en este estudio confirma los resultados alcanzados en el último estudio realizado en el informe *Employment in Europe* (Comisión Europea, 2002): a igualdad de características individuales y del puesto de trabajo, los varones reciben mayores salarios que las mujeres.

6. Conclusiones

El objetivo del estudio ha sido observar la influencia de la educación sobre los salarios y la salud. El análisis empírico recoge el tratamiento de dos problemas econométricos. En primer lugar, el estado de salud no es una variable directamente observable. En este estudio se ha construido un índice sintético de salud que resume la información de una medida de autoevaluación del estado de salud y de otras variables que recogen aspectos más objetivos como son la dificultad para realizar determinadas actividades o las visitas a los médicos. En segundo lugar, la salud y los salarios mantienen una relación endógena, lo cual se ha tenido en cuenta con una estimación simultánea de una ecuación de salud y otra de salarios en la que se controla el sesgo de selección de ser asalariado. Se ha constatado que no considerar la naturaleza endógena del estado de salud supone sobrestimar el efecto de la salud sobre los salarios. Nuestros resultados corroboran los ya obtenidos por Lee (1982) en la medida en la que hemos observado que cuando mejora la metodología para el estudio de la relación entre salud y salarios se obtiene una valoración más ajustada de las relaciones entre estas dos variables.

La conclusión más relevante para el caso de España es que hemos encontrado que la educación, además de generar rendimientos monetarios a través de los salarios, tiene efectos no monetarios sobre la salud. Éste es uno de los muchos efectos no monetarios de la educación (Vila, 2000) que deberían tenerse en cuenta, no sólo en los debates sobre los rendimientos de la misma, sino también en el diseño de las políticas educativas, laborales y sanitarias.

Por último, uno de los resultados más interesantes de esta investigación es que el nivel de estudios superior respecto al de estudios medios no reporta beneficios adicionales sobre la salud, lo que significa que la línea que marca una diferencia significativa en la relación entre salud, salarios y educación es la de la educación secundaria. Con esto creemos haber encontrado un matiz relevante: el colectivo de individuos con educación obligatoria o por debajo de ésta deberían ser considerados como desfavorecidos o desaventajados en el ámbito sanitario, ya sea por el uso que hacen de servicios sanitarios, la práctica de hábitos saludables o la valoración del bienestar futuro frente al presente. El resultado es que, después de controlar por la renta salarial y no salarial y las características personales y del puesto de trabajo más relevantes, los individuos con un nivel de estudios inferior al secundario registran un peor estado de salud que los demás. Identificar a estos individuos como grupo objetivo podría ayudar a diseñar acciones compensatorias para este colectivo, desde campañas sanitarias e informativas a la búsqueda de una mayor cercanía de los servicios sanitarios a estas personas, o cualquier otro medio que se considere oportuno. Con esta atención las políticas sanitarias estarán contribuyendo a su objetivo de redistribución del bienestar mencionado en la introducción.

Notas

1. A pesar de su naturaleza endógena, no es posible considerar a la tercera variable clave en el modelo, la educación, como tal, debido a que no disponemos de información retrospectiva sobre alguna de las variables fundamentales que en nuestro país determinan la demanda de educación, como son los estudios de los padres.
2. Para el caso español, Ahn (2002) realiza una discusión de este problema analizando las diferencias en las respuestas a la pregunta de autoevaluación del estado de salud entre los distintos países de la Unión Europea y las regiones españolas. Para ello utiliza tanto la primera ola del PHOGUE como la Encuesta Nacional de Salud.
3. En cualquier caso, la renuncia a parte de la información del panel no ha supuesto coste en términos de resultados: se han realizado pruebas con las olas correspondientes a 1995 hasta 2000 pero prescindiendo de la variable contratación de un seguro privado, y se ha comprobado que los resultados fundamentales de las estimaciones que son discutidos en el Apartado 5 no se ven afectados.
4. Método para evaluar preferencias usando una herramienta, generalmente una ordenación escalar en la que un extremo representa el mejor estado de salud y el otro el peor. Se pide al entrevistado que evalúe un determinado estado de salud situándolo en una escala entre estos dos extremos.
5. Método para evaluar preferencias por un estado de salud determinado en el que al entrevistado se le pregunta cuánto tiempo estaría dispuesto a intercambiar un período determinado en ese estado de salud por disfrutar el resto de su vida un estado de salud pleno.
6. Método para evaluar preferencias por un estado de salud determinado en el que al entrevistado se le pide que compare la vida en un determinado estado de salud a través de un juego con dos resultados: una cierta cantidad de tiempo con un estado de salud pleno y la muerte inmediata sin dolor. La probabilidad de estos dos resultados se va cambiando de forma sistemática hasta que el individuo es indiferente entre ellos.
7. También se ha realizado el análisis de correspondencias múltiples para la muestra de asalariados, no difiriendo los resultados de los aquí presentados. Es importante destacar que en ningún caso, diferían los resultados de las estimaciones de salarios y salud que se presentan en el Apartado 5.
8. El Alfa de Cronbach es una medida de la fiabilidad que toma valores desde 0 a 1. Habitualmente se considera que los valores de 0,60 hasta 0,70 se encuentran en el límite inferior de aceptabilidad (Hair *et al.*, 1999).
9. Tal y como requieren las condiciones del análisis de correspondencias múltiples la media del índice es 0 y la desviación típica 1. El cuadro A2 del Apéndice así lo recoge.
10. Como puede comprobarse en los estadísticos referidos a la significatividad de los modelos, las estimaciones por MCO son significativas al 1 por 100 dado el contraste de la F de Snedecor sobre la influencia conjunta de las variables regresoras en la variable respuesta. Por su parte, el R-cuadrado ajustado proporciona valores habituales para las ecuaciones de salarios y valores próximos a 0,2 para la ecuación de salud reflejando que las variables regresoras incluidas en este modelo no explican el comportamiento de la variable salud en un porcentaje alto. El modelo de ecuaciones simultáneas es significativo al 1 por 100 según el test de la Ji-cuadrado, no teniendo el pseudo R-cuadrado ni el significado estadístico ni la interpretación habitual en el contexto de estimaciones de 2 y 3 etapas, a pesar de lo cual ha sido incluido en el cuadro.
11. Es conveniente resaltar que este resultado se mantiene con distintas especificaciones del modelo.
12. Es posible que exista una relación endógena entre la contratación de un seguro privado y el estado de salud, de manera que los individuos que tienen un peor estado de salud deciden contratar un seguro privado. Para tener en cuenta este aspecto sería necesario disponer de información sobre los determinantes en la contratación de un seguro privado, como pueden ser el comportamiento de los progenitores o el cónyuge o el paso por experiencias negativas en el servicio de salud público. A pesar de lo interesante de este planteamiento, la información disponible en el PHOGUE no permite un tratamiento endógeno de esta variable, que por otra parte podría ser objeto de estudio por sí mismo.
13. No hemos incorporado más características del puesto debido a que, en contra de nuestras expectativas, ni la rama de actividad ni la antigüedad mostraban significatividad alguna en esta ecuación, ya fuera en presencia de las variables incorporadas en la especificación que aparece en el cuadro 3, o como únicas componentes del

vector WC . En cualquier caso, los coeficientes de la variable educación, salud y salarios, que son el objetivo último de este trabajo, no varían con la inclusión de otras variables referidas al puesto de trabajo.

Referencias

- Alba, A. y M. J. San Segundo (1995), "The Returns to Education in Spain", *Economics of Education Review*, 14 (2): 155-166.
- Ahn, N. (2002), "Assessing Self-Assessed Health Data", FEDEA, documento de trabajo 2002-24.
- Becker, G.S. (1981), *Treatise on the Family*, Harvard University Press, Cambridge, Mass.: Ed. Cast. Alianza Editorial, 1987.
- Cleland, J. (2002), "Education and Future Fertility Trends, with Special Reference to Mid-transition Countries", *Expert group meeting on completing the fertility transition. Population Division, Department of Economics and Social Affairs*, United Nations Secretariat, New York.
- Comisión Europea (2002), *Employment in Europe*, disponible en la página de internet: http://europa.eu.int/comm/employment_social/news/2002/sep/employment_in_europe2002.pdf
- Davia, M. A. y V. Hernanz (2004), "Temporary Employment and Segmentation in the Spanish Labour Market: an Empirical Analysis through the Study of Wage Differentials", próxima publicación en *Spanish Economic Review*, 6 (4).
- Everitt, B. S. y G. Dunn (2001), *Applied Multivariate Data Analysis*, 2nd ed., London: Arnold.
- Fuchs, V. R. (1982), "Time Preference and Health: An Exploratory Study", en V. R. Fuchs (ed.), *Economic Aspects of Health*, Chicago, University of Chicago Press for the National Bureau of Economic Research: 93-120.
- Gerdtham, M. Johannesson, L. Lundberg y D. Isacson (1999), "The Demand for Health: Results from New Measures of Health Capital", *European Journal of Political Economy*, 15: 501-521.
- Greene, W. (2000), *Econometric Analysis*, 5th ed., New York: Macmillan.
- Greenacre, M. (2002), "The Use of Correspondence Analysis in the Exploration of Health Survey Data", *Fundación BBVA*, Documento de trabajo n.º 5.
- Grossman, M. (1972), "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health", *Journal of Political Economy*, 80: 223-255.
- Grossman (1999), "The Human Capital Model of the Demand for Health", *NBER Working paper*, n.º 7078, disponible en www.nber.org/papers/w7078.
- Hair, J. F., R. E. Anderson, R. L. Tatham y W. C. Black (1999), *Análisis Multivariante*, quinta edición, Madrid: Prentice Hall.
- Hartog, J. y H. Oosterbeek (1998), "Health, Wealth and Happiness: Why pursue a Higher Education?", *Economics of Education Review*, 17 (3): 245-256.
- Havemand, R. H., B. L. Wolfe, B. Kreider y M. Stone (1994), "Market Work, Wages and Men's Health", *Journal of Health Economics*, 13: 163-182.
- Heckman, J. (1979), "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, 47: 153-162.

- Jimeno, J. F. y L. Toharia (1993), "The Effect of Fixed-term Employment on Wages: Theory and Evidence from Spain", *Investigaciones Económicas*, 17 (3): 475-494.
- Kraudal, O. (2000), "A Search for Aggregate-level Effects of Education on Fertility, using data from Zimbabwe", *Demographic Research*, 3, disponible en www.demographic-research.org.
- Lee, L. F. (1982), "Health and Wages: a Simultaneous Equation Model with Multiple Discrete Indicators", *International Economic Review*, 23 (1): 199-221.
- López Casanovas, G. y B. Rivera (2002), "Las políticas de equidad en salud y las relaciones entre renta y salud", *Hacienda Pública Española, Revista de Economía Pública*, 161 (2-2002): 99-126.
- Mincer, J. (1974), *Schooling, Experience, and Earnings*, New York: National Bureau of Economic Research.
- Mora, J. G. y L. Vila (1998), "Changes in the Returns to Education in Spain during the 1980s", *Economics of Education Review*, 17 (2): 173-178.
- Navarro, L. y G. Lassibille (1998), "The Evolution of Returns to Education in Spain 1980-1991", *Education Economics*, 6 (1): 3-10.
- Nickell, S. (1991), *Education and unemployment*, NBER Working paper n.º 3838.
- Prieto, J., D. Romero y S. Álvarez (2002), "Estado de salud y participación laboral de las personas mayores", *Cuadernos Aragoneses de Economía*, 2: 271-291.
- Psacharopoulos, G. (2000), "Economics of Education *a la Euro*", *European Journal of Education*, 35 (1): 85-95.
- Torrance, G. W. (1986), "Measurement of Health State Utilities for Economic Appraisal", *Journal of Health Economics*, 5: 1-30.
- Rosen, S. (1992), "Distinguished Fellow: Mincering Labor Economics", en *Journal of Economic Perspectives*, 6 (2): 157-170.
- Vila, L. (2000), "The Non-monetary Benefits of Education", *European Journal of Education*, 35 (1): 21-32.
- Vila, L. (2003), "Los Beneficios no Monetarios de la Educación", *Revista de Educación*, Ministerio de Educación, 331 (mayo-agosto 2003): 309-324.
- Willis, R. y S. Rosen: (1979), "Education and Self-selection", *Journal of Political Economy*, 87: S7-S36.

Abstract

The aim of this piece of work is to further evidence on the effect of education on health and wages. A synthetic health status index is estimated in order to mitigate the subjectivity bias in the self-assessment indicators. The analysis of the relation between health, wages and education is developed through an equations system, where a health equation and a wage equation are estimated simultaneously, being the eventual selectivity bias controlled for. The data-base is the European Community Household Panel for Spain. Results show that the educational attainment affects positively to both wages and health status, although there are no differences between secondary and high education graduates as regards health status.

Keywords: returns of education, health and wages.

JEL classification: I12, I20, J31.

Apéndice

Cuadro A1
Frecuencias de las variables incluidas en el análisis de correspondencia múltiples

Variables	Frecuencias
HSTATUS (autovaloración del estado de salud)	
Muy mal	1.254
Mal	7.125
Regular	20.630
Bien	52.922
Muy bien	18.070
Total	100
HAMPER (tener algún impedimento físico o mental)	
No	87.676
Sí, algo	8.051
Sí, severamente	4.273
Total	100
GENERALR (visitas al médico de cabecera)	
0 visitas	37.436
de 1 a 2	29.893
de 3 a 4	13.320
de 5 a 10	11.394
11 o más	7.957
Total	100
ESPECI (visitas al especialista)	
0 visitas	59.173
de 1 a 2	23.969
de 3 a 4	7.505
5 o más	9.354
Total	100
NIGHTSR (noches de hospitalización)	
0 noches	92.927
1 o más	7.073
Total	100
ILLNESSR (padecer una enfermedad crónica)	
No	80.822
Sí	19.177
Total	100
Número de observaciones	28.716

Cuadro A2
Descriptivos de la población

	Media	Desv. Típ.
Edad	42,862	11,599
Indicador de salud	0,003	0,998
Renta familiar	247.632,6	180.973,0
Estudios superiores	0,187	
Estudios medios	0,160	
Menos de secundaria	0,653	
Persona principal	0,470	
Varones	0,491	
Mujeres	0,509	
Vive solo	0,030	
1995	0,350	
1996	0,338	
1997	0,312	
Número de observaciones	28.716	

Cuadro A3
Modelo de probabilidad de ser asalariado

	Coef.	Error estándar
Edad	-0,053	0,001***
Varón	0,025	0,036
Superiores	0,677	0,040***
Secundaria	0,278	0,039***
Persona principal	1,963	0,038***
Vive solo	0,072	0,078
Renta familiar	0,000	0,000***
1996	-0,048	0,034
1997	0,020	0,034
Constante	-0,150	0,102
Número de observaciones	28.716	

Los asteriscos indican la significatividad al 1 (***) , al 5 (**) y al 10 (*) por 100, respectivamente. Individuo de referencia: mujer, menos de secundaria, no es persona principal en su hogar, no vive sola, la observamos en 1995.

Cuadro A4
Descripción de la muestra utilizada en los modelos econométricos

	Media	Desv. típica		Media	Desv. típica
Ln (salario hora)	6,70	0,50	Menos de un año de antigüedad	0,15	
Indicador salud	0,28	0,68	1-2 años antigüedad	0,15	
Superiores	0,30		3-4 años de antigüedad	0,07	
Secundaria	0,20		5-9 años de antigüedad	0,18	
Menos de secundaria completa	0,50		10-14 años de antigüedad	0,11	
Varón	0,66		15 años o más de antigüedad	0,34	
Edad	39,68	9,98	Experiencia en el mercado de trabajo	21,30	
Vive solo	0,96		Jornada parcial	0,95	
Reside en un lugar con proble- mas de contaminación	0,16		Agricultura	0,05	
Visitas dentista	0,95	2,35	Manufacturas	0,22	
Seguro privado más público	0,14		Construcción	0,09	
Sólo seguro público	0,86		Comercio	0,12	
Absentismo por enfermedad (días perdidos)	0,92	4,05	Hostelería/restauración	0,05	
Renta familiar no salarial (anual)	32.847,9	130.409,9	Transporte-comunicaciones	0,07	
Directivos	0,03		Financieras e inmobiliarias	0,09	
Profesionales	0,15		Servicios «públicos»	0,25	
Técnicos	0,11		Otros y hogares	0,06	
Administrativos	0,12		Supervisor	0,09	
Ventas-servicios	0,14		Intermedio	0,19	
Trabajadores agricultura	0,02		Trabaja para el sector público	0,29	
Trabajadores industria	0,19		Noroeste	0,12	
Operadores maquinaria	0,09		Noreste	0,17	
Trabajadores poco cualificados	0,15		Comunidad de Madrid	0,12	
Indefinido	0,69		Centro	0,13	
Temporal	0,26		Este	0,23	
Informal	0,03		Canarias	0,06	
1995	0,35		Lambda (sesgo selección)	0,59	0,20
1996	0,34				
1997	0,32	N		11.147	