

LAS EXTERNALIDADES DEL CAPITAL HUMANO EN LA EMPRESA ESPAÑOLA *

FRANCISCO ALCALÁ
PEDRO J. HERNÁNDEZ
Universidad de Murcia

En este trabajo estudiamos las externalidades del capital humano a nivel de empresa utilizando la Encuesta de Estructura Salarial que contiene datos cruzados de trabajadores y empresas. Obtenemos que el nivel medio de educación de los trabajadores de la empresa tiene un muy significativo y cuantitativamente importante efecto positivo sobre el salario de todos sus trabajadores. El efecto es robusto a la inclusión de todos los controles habituales sobre características de trabajadores y empresas, siendo más importante sobre los trabajadores con mayor nivel de educación. Una vez tenemos en cuenta el impacto de la educación individual sobre la educación media de la empresa contratante y las externalidades de la educación, obtenemos una rentabilidad individual de la educación similar a la sugerida en trabajos previos y una rentabilidad social notablemente superior. La experiencia potencial previa y la antigüedad medias de los trabajadores de la empresa también ejercen un significativo efecto positivo sobre todos los salarios de la misma.

Palabras clave: Educación, Capital humano, Externalidades, Salarios.

Clasificación JEL: J24, J31, I20.

El análisis de los rendimientos de la educación a partir de la estimación de ecuaciones *mincerianas* es un tema ampliamente estudiado en la literatura económica [Heckman *et al.* (2003)]. Una de las principales razones que explican el permanente interés por esta línea de investigación y el empeño por el perfeccionamiento de sus estimaciones, es la extraordinaria importancia que tienen los gastos educativos en los presupuestos de todos los países. Lógicamente, uno de los elementos a tener en cuenta en el diseño de las políticas educativas es una evaluación cuantitativa de los rendimientos privados y sociales de la educación. Aunque el análisis de esta cuestión en nuestro país es relativamente reciente, se puede ya encontrar una amplia gama de trabajos que la tratan,

(*) Los autores agradecen los comentarios y sugerencias de Cecilia Albert, Ildefonso Méndez y dos evaluadores anónimos. Pedro J. Hernández agradece la financiación recibida de la DGI, proyecto BEC 2002-04294-C02-02 y de la Fundación Séneca, proyecto PB/14/FS/02. Francisco Alcalá agradece la financiación de la Fundación Séneca, proyecto PB/03/FS/02.

algunos de los cuales incluyen una estimación de los rendimientos públicos de la educación (en forma de una mayor recaudación impositiva tras el período educativo) además de los puramente privados¹. La consideración de los rendimientos impositivos futuros no agota, sin embargo, el conjunto de beneficios sociales de la educación por cuanto es posible que también genere externalidades cuantitativamente importantes que no son apropiadas por los individuos que realizaron los estudios. El objetivo de este trabajo es la estimación de las externalidades educativas que se producen en el ámbito de la empresa española, así como de las que tienen que ver con la experiencia laboral media –dentro y fuera de la empresa actual– del conjunto de trabajadores de un establecimiento.

En primer lugar, analizamos las externalidades que surgen cuando el salario de un trabajador depende positivamente del nivel educativo de sus compañeros. Este tipo de externalidad a nivel de empresa o centro de trabajo viene recibiendo bastante atención en los últimos años [Barth (2002), Battu *et al.* (2003) y Bayard y Troske (1999)], una vez que se ha detectado ya cierta evidencia empírica acerca de las externalidades de la educación a nivel de ciudades y regiones [Cicccone y Peri (2002), Moretti (2004) y Rudd (2000), entre otros]. Cabe pensar, sin embargo, que el establecimiento laboral es el ámbito en el que el capital humano puede generar externalidades de manera más inmediata e importante como consecuencia de las complementariedades productivas y de la mayor facilidad de la difusión del conocimiento.

La estimación de estas externalidades se realiza mediante la inclusión de efectos de empresa en la ecuación de salarios. La inclusión de estos efectos resulta además conveniente en cualquier estimación de los rendimientos salariales de la educación con datos de corte transversal, debido a que los trabajadores más hábiles tienden a concentrarse en las empresas más productivas [Abowd *et al.* (1999)] y a que resulta verosímil que la habilidad y la educación individuales estén positivamente correlacionadas. En estas circunstancias, y cuando no es posible estimar un efecto individual debido a la inexistencia de datos apropiados (como suele suceder en la mayoría de los casos, no solo para la economía española sino para el resto de países), la inclusión de efectos de empresa permite reducir el sesgo de habilidad en la estimación de los retornos de la educación.

Según los resultados obtenidos en el presente trabajo, la inclusión de los efectos de empresa en la ecuación de salarios reduce el coeficiente de la educación individual desde un 0,081 hasta un 0,058, lo cual implicaría una rentabilidad individual de la educación del 5,8% que está marcadamente por debajo de la obtenida por trabajos previos sobre la economía española (véanse los citados en la anterior nota a pie de página). Sin embargo, cuando se incluyen efectos de empresa, el cálculo de la rentabilidad individual de la educación obliga a tener en cuenta que la mayor educación del individuo influye positivamente en que sea contratado por una empresa con mayor educación media de sus trabajadores y que el salario individual depende positivamente de ese nivel educativo medio de la empresa. En

(1) Sin ánimo de ser exhaustivos podríamos citar los trabajos de Alba-Ramirez y San Segundo (1995), Barceñas *et al.* (2001), De la Fuente (2003a), De la Fuente *et al.* (2003b) y Raymond (2002), entre otros.

concreto –de acuerdo con nuestros resultados– la mayor educación individual eleva notablemente la probabilidad de trabajar en una empresa con una alta educación media y, por tanto, de trabajar en una empresa con un elevado nivel de externalidades positivas. Una vez estimado y tenido en cuenta este efecto, la tasa de rendimiento individual de la educación se sitúa en un 8%. En consecuencia, la consideración conjunta de todos estos factores nos reconduce a una calibración final del rendimiento privado de la educación que es similar a la estimación del mismo obtenida en trabajos previos que no toman en consideración las externalidades en el ámbito de la empresa. Aunque del mencionado 8% de rentabilidad individual de la educación, un 27,5% no sería un efecto directo sino que provendría de la mayor probabilidad de trabajar en una empresa con elevadas externalidades.

Ahora bien, el dato relevante desde el punto de vista de las políticas educativas públicas no sería la rentabilidad individual de la educación, sino su rentabilidad *social*. La consideración de las externalidades a nivel de empresa nos conduce a una estimación del *rendimiento social de la educación* bastante superior al individual y que alcanza un 10,5%.

Una cuestión adicional es si el efecto cuantitativo de la externalidad de la educación en una determinada empresa es idéntico para todos los trabajadores de la misma con independencia de su nivel de educación. Aunque la teoría apunta a que estos efectos deberían ser mayores sobre los trabajadores con mayor cualificación [Kremer (1993)], trabajos como el de Battu *et al.* (2003) para el Reino Unido obtienen resultados en sentido contrario. Nuestras estimaciones para España apuntan sin embargo en el sentido de la teoría, indicando que son los trabajadores más cualificados los que más se benefician de encontrarse en un entorno laboral con una elevada cualificación media.

Junto a la educación, la experiencia laboral conforma el otro elemento fundamental del capital humano. Cabe pensar nuevamente que parte de los conocimientos adquiridos mediante la experiencia dentro y fuera de la empresa, se transmiten libremente al resto de trabajadores del establecimiento en el que se trabaja. Además de que muchas experiencias productivamente útiles son transmitidas eficazmente y de manera espontánea al interior de cada establecimiento, la existencia de trabajadores con experiencia dentro de la propia empresa parece un vehículo fundamental por el que puede crearse y transmitirse la cultura y las pautas de funcionamiento de cada empresa. Por su parte, la incorporación de trabajadores con experiencia previa en otras empresas es un mecanismo importante de absorción de conocimientos procedentes del resto de la economía que en parte se transmiten al resto de trabajadores de la empresa. No obstante, los estudios que analizan las externalidades del capital humano se centran exclusivamente en la educación [con alguna excepción como el trabajo de Bayard y Troske (1999)]. Nuestras estimaciones arrojan un impacto positivo y muy significativo sobre los salarios, tanto de la antigüedad media del conjunto de trabajadores de la empresa como de su experiencia previa media.

Todos estos resultados son robustos a la inclusión de los controles habituales sobre características individuales y de empresa en las ecuaciones *mincerianas*, así como a la utilización de *dummies* de educación en lugar de años de estudios en dichas ecuaciones.

El desarrollo del trabajo es el siguiente. En la sección 1 se describe el modelo econométrico a estimar y en la sección 2 se presentan brevemente los datos utilizados. Los resultados obtenidos se ofrecen y comentan en la sección 3. En la sección 4 se lleva a cabo un análisis de sensibilidad para comprobar la robustez de los resultados. Las principales conclusiones son sintetizadas en la última Sección.

1. MODELO ECONOMÉTRICO

El modelo básico estimado tiene su origen en las ecuaciones *mincerianas* [Mincer, (1974)] del tipo:

$$\ln w_i = \alpha + \beta S_i + \phi_1 EP_i + \phi_2 (EP_i)^2 + \phi G_i + u_i \quad [1]$$

donde el subíndice i denota al individuo, w es el salario horario, S es el número de años de educación, EP es la experiencia potencial y G es una variable ficticia según el sexo del trabajador.

Sobre este modelo convencional, dividimos la experiencia potencial en antigüedad en la empresa (A) y experiencia potencial previa (EPP) que el trabajador tuviera en el momento de formalizar su relación contractual con la empresa; esto es, $EP_i = A_i + EPP_i$. La primera es informativa de la experiencia específica del trabajador en su empleo actual, mientras que la segunda informa de la experiencia general acumulada por el sujeto en empleos y empresas anteriores. Esto es,

$$\ln w_i = \alpha' + \beta' S_i + \delta_1 A_i + \delta_2 A_i^2 + \delta_3 EPP_i + \delta_4 EPP_i^2 + \delta_5 (A_i \cdot EPP_i) + \phi' G_i + u_i' \quad [1']$$

Esta separación permite considerar la posibilidad de que los efectos salariales de una y otra sean significativamente distintos; lo cual puede ocurrir tanto sobre el salario del individuo que ostenta la experiencia, como en el caso de la externalidad que generan (por ejemplo, la experiencia fuera de la empresa puede ser menos productiva desde el punto de vista del aprendizaje en las actividades específicas que desempeña el trabajador en su empresa actual, pero puede ser más productiva desde el punto de vista de la captación y difusión de conocimientos procedentes de otras empresas). Finalmente, la consideración de un efecto fijo de empresa en la determinación del salario, así como la existencia de externalidades del capital humano dentro de ésta nos conducen a la estimación del modelo siguiente:

$$\ln w_{ij} = \alpha_j + \beta_1 S_{ij} + \delta_1 A_{ij} + \delta_2 A_{ij}^2 + \delta_3 EPP_{ij} + \delta_4 EPP_{ij}^2 + \delta_5 (A_{ij} \cdot EPP_{ij}) + \phi_1 G_{ij} + \varepsilon_{ij} \\ \hat{\alpha}_j = \beta_2 \bar{S}_j + \delta_6 \bar{A}_j + \delta_7 \bar{A}_j^2 + \delta_8 \overline{EPP}_j + \delta_9 \overline{EPP}_j^2 + \delta_{10} (\bar{A}_j \cdot \overline{EPP}_j) + v_j \quad [2]$$

donde el subíndice j indica la empresa, y \bar{S} , \bar{A} y \overline{EPP} son la educación, la antigüedad y la experiencia potencial previa medias de los trabajadores de la empresa, respectivamente².

(2) De la Rica (2003) también incluye la edad, la antigüedad y la educación media de los trabajadores de la empresa como variables explicativas del efecto de empresa en un modelo de efectos aleatorios aplicado al análisis de las diferencias salariales entre hombres y mujeres.

La estimación de los parámetros β_1 , δ_1 , δ_2 , δ_3 , δ_4 , δ_5 y φ_1 en una primera etapa permiten obtener las estimaciones de los efectos fijos de empresa (α_j), que son utilizados para estimar el resto de coeficientes ligados a las variables que no muestran variación a nivel de empresa en una segunda etapa. Inicialmente el modelo también se estimó en una sola etapa bajo la hipótesis de efectos aleatorios, pero dado que el test de Hausman rechazó dicha hipótesis (véase la sección de resultados) frente a la especificación de efectos fijos, presentamos solamente esta última³.

2. DATOS

Los datos utilizados para realizar las estimaciones provienen de la Encuesta sobre Estructura Salarial de 1995 [INE (1997)]. Ésta es la única base de datos existente en España que, conteniendo una detallada información acerca de las características laborales de los individuos en todo el ámbito nacional, permite identificar el establecimiento donde se encuentra el trabajador. Esto permite combinar las características individuales de los trabajadores con las características propias del establecimiento, aislando de esta forma el efecto de empresa en la determinación del salario individual.

Esta encuesta ofrece una gran amplitud de tamaño muestral, pues recoge información de 177.168 asalariados en 18.139 establecimientos de más de 10 trabajadores⁴. Están incluidas todas las comunidades autónomas (con datos conjuntos para Ceuta y Melilla) y todas las actividades económicas, excepto el sector agrícola, la Administración Pública, la sanidad y la educación. En realidad, más que establecimiento, el INE recaba información de cuentas de cotización. Una cuenta de cotización está constituida por un conjunto de trabajadores por cuenta ajena que desarrolla su actividad laboral en uno o varios centros de trabajo que pertenecen a una misma empresa dentro de una misma provincia y tienen características homogéneas en lo referente a la cotización a la Seguridad Social. Esta unidad no se corresponde con la empresa, ni con el establecimiento o centro de trabajo, aunque coincide en numerosos casos con este último. A pesar de estas diferencias, a lo largo del trabajo se alude indistintamente a empresa, establecimiento o centro de trabajo.

El salario horario se ha obtenido a partir del salario bruto anual incluyendo los pagos extraordinarios recibidos durante 1995. Los años de educación se han calculado a partir de la duración teórica del nivel de estudios alcanzado por el sujeto. La mayoría de los trabajos que utilizan esta variable con estos mismos datos

(3) Parece intuitivo pensar que los efectos de empresa puedan estar correlacionados con las variables explicativas individuales (educación, antigüedad, experiencia, etc.), en cuyo caso el tratamiento de efectos aleatorios puede ser inconsistente. Una forma de contrastar estas correlaciones es a partir del test de Hausman. Los resultados obtenidos con dicho test avalan esta posibilidad y rechazan la pertinencia de la estimación convencional de efectos aleatorios. Es por ello que el método de estimación finalmente elegido corresponde a la estimación con efectos fijos, de manera similar al camino seguido por Moretti (2004) en el caso de las externalidades educativas por ciudades.

(4) Los criterios utilizados por el INE para preservar el secreto estadístico de los establecimientos dan lugar a que la muestra a la que finalmente tiene acceso el investigador sea algo más reducida que la original. En concreto, en nuestro caso la muestra incluyó 175.599 trabajadores y 17.942 establecimientos.

no explicitan el cómputo exacto usado para construirla [Barceinas *et al.* (2001), De la Rica (2003), Pérez e Hidalgo (2000)]. El trabajo de De la Fuente *et al.* (2003b) es una excepción. Para hacer comparables nuestros resultados hemos utilizado los mismos criterios seguidos en este último trabajo para construir la variable años de educación.

La antigüedad en la empresa se obtiene directamente de los datos y la experiencia potencial previa se ha calculado restando a la edad del trabajador la antigüedad y la fecha de finalización teórica de los estudios completados por el mismo. En el anexo aparece la descripción estadística de las principales variables utilizadas. Hay que señalar que junto a las ventajas comentadas que presenta la Encuesta de Estructura Salarial para realizar este tipo de estudios hay también otros inconvenientes, que por otro lado tampoco son ajenos a otro tipo de datos, como son los errores de medida en determinadas variables. Por ejemplo, el propio INE (1997) señala que los asalariados con EGB se encuentran sobrerrepresentados, posiblemente porque la unidad informante –la empresa– puede desconocer el nivel educativo del trabajador, siendo la EGB la titulación comunicada por tratarse de un nivel educativo estándar. Por otro lado, como se ha señalado anteriormente, para el cálculo de los años de escolaridad y para obtener la experiencia potencial previa se considera que los trabajadores han completado su educación según la duración teórica de cada nivel educativo⁵.

3. RESULTADOS

La estimación del modelo de efectos fijos es frecuente en aquellos estudios que analizan las externalidades de la educación en ciudades [Ciccone y Peri (2002) y Moretti (2004)] y en regiones [Rudd (2000)]. Sin embargo, no es tan habitual en aquéllos que centran su atención en el establecimiento. Bayard y Troske (1999) realizan una estimación de corte transversal para Estados Unidos, Battu *et al.* (2003) estiman un modelo de efectos aleatorios de establecimiento con datos británicos y Barth (2002) trabaja con un panel de individuos y establecimientos de Noruega, realizando tanto estimaciones *cross section* como de efectos fijos de establecimiento con datos longitudinales de trabajadores.

En el cuadro 1 aparecen las estimaciones de las ecuaciones [1] y [2]. En este último caso las estimaciones corresponden al modelo con efectos fijos. No se presentan los resultados de la estimación del modelo de efectos aleatorios ya que la aplicación del test de Hausman rechaza la hipótesis de dicho modelo [$\chi^2(7) = 272,9$]. La ecuación [1] se presenta tanto en su versión convencional como dividiendo la experiencia potencial en antigüedad en la empresa más experiencia potencial previa [1']⁶. Ambas se han estimado por Mínimos Cuadrados Ponderados,

(5) Como es sabido, los errores de medida en las variables sesgan las estimaciones de sus coeficientes a la baja.

(6) En todo caso, el signo negativo y la significatividad de la interacción entre la antigüedad en la empresa y la experiencia potencial previa ponen de manifiesto que estas dos características son sustitutos próximos.

utilizando los factores de elevación que proporciona la propia Encuesta de Estructura Salarial.

Todas las especificaciones incluyen un control para el sexo del trabajador. También se han reestimado todos los modelos para la submuestra de hombres para comprobar que la discriminación salarial de la mujer no está distorsionando los resultados, ya que podría afectar no sólo a la constante sino también al resto de parámetros. No obstante, los resultados obtenidos son similares a los que figuran en el cuadro 1. También se ha comprobado que los principales resultados no varían aunque se incluya la fracción de mujeres que trabaja en la empresa y que suele ser habitual en los estudios de discriminación salarial por sexo⁷. Todos los modelos se han estimado utilizando como ponderaciones los factores de elevación que proporciona la propia encuesta.

Los rendimientos privados de la educación estimados en [1] y [1'] son similares a los obtenidos en los trabajos citados en la nota 1. En concreto, De la Fuente *et al.* (2003b) obtienen un rendimiento privado del 8,3% utilizando la misma encuesta. Ahora bien, cuando llevamos a cabo la estimación con efectos fijos por empresa, el rendimiento *directo* privado de la educación se reduce de un 8,1% a un 5,8%. Cabe pensar que esta reducción es consecuencia, principalmente, de dos circunstancias: por un lado, la captación por el efecto fijo de empresa de las externalidades del capital humano que se generan a nivel de empresa (toda vez que las posibilidades que tiene el trabajador de beneficiarse de estas externalidades están positivamente correlacionadas con la educación del mismo); y, por otro, la reducción del sesgo de habilidad en la estimación del rendimiento de la educación, ya que debido a la complementariedad productiva de la habilidad de los trabajadores, los más hábiles tienden a agruparse en las empresas más productivas [Kremer (1993), Kremer y Maskin (1996) y Abowd *et al.* (1999)].

Los resultados de la especificación [2] mostrados en el cuadro 1 implican que el aumento de un año en la educación media de los trabajadores de una empresa tiende a incrementar en un 4,7% el salario de cualquiera de sus trabajadores que permanezca con un nivel constante de educación individual. Puede obtenerse una idea más concreta de la importancia efectiva de esta externalidad observando que un trabajador que pasase de una empresa con la educación media correspondiente al primer cuartil (por tanto, con una educación media de 6,92 años de acuerdo con el cuadro A2 del Anexo) a otra empresa con la educación media correspondiente al tercer cuartil (10,4 años) vería aumentar su salario en un 17,77%⁸, a pesar de permanecer inalteradas sus características personales.

(7) Los resultados de todas las estimaciones realizadas no expuestas en el presente documento están a disposición de cualquier investigador que los solicite.

(8) Hay que tener en cuenta que la directa utilización del coeficiente estimado como la elasticidad sólo es válida para variaciones infinitesimales. La calibración correcta del efecto en nuestro caso se obtiene como $\{\exp[0,047 \cdot (10,4 - 6,92)] - 1\} \cdot 100$.

Cuadro 1: RENDIMIENTOS DEL CAPITAL HUMANO

	(1)	(1')	(2)
<i>S</i>	0,096 (72,3)	0,081 (71,8)	0,058 (67,9)
<i>EP</i>	0,075 (71,0)		
<i>EP</i> ² /100	-0,098 (49,6)		
<i>A</i> /10		0,986 (74,1)	0,827 (66,7)
<i>A</i> ² /100		-0,175 (49,1)	-0,149 (50,9)
<i>EPP</i> /10		0,377 (34,0)	0,337 (34,0)
<i>EPP</i> ² /100		-0,056 (22,7)	-0,047 (21,9)
<i>A·EPP</i> /100		-0,097 (27,1)	-0,090 (28,0)
\bar{S}			0,047 (40,1)
\bar{A} /10			0,316 (14,7)
\bar{A}^2			-0,054 (9,08)
$\overline{EPP}/10$			0,171 (6,36)
$\overline{EPP^2}/100$			-0,025 (3,30)
$\overline{A·EPP}/100$			-0,075 (7,43)
R ² ajustado	0,397	0,510	0,713
Trabajadores	175.599	175.599	175.599
Establecimientos	17.942	17.942	17.942

Notas: Estadísticos t en valor absoluto entre paréntesis. Los errores estándar son consistentes a la presencia de heterocedasticidad; se han calculado permitiendo la correlación entre observaciones de una misma empresa. Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EES 1995.

Ahora bien, la probabilidad de que un trabajador esté empleado en una u otra empresa depende a su vez de su propia educación individual; o, en otras palabras, depende de la segregación de trabajadores por empresas en función de su educación [Kremer y Maskin (1996)]. En el cuadro A3 del Anexo podemos ver algunos estadísticos relevantes de la distribución conjunta de la educación individual y la educación media de la empresa. En concreto, observamos que la educación del individuo condiciona de manera muy importante el nivel medio de educación de la empresa. Así por ejemplo, mientras que los trabajadores con el menor nivel educativo considerado (sin estudios o educación primaria) trabajan en promedio en empresas cuya educación media es de 6,97 años, los licenciados universitarios tienden a hacerlo en empresas con 12,05 años de educación media.

El hecho de que la mayor educación mejore las probabilidades de trabajar en una empresa con mayores externalidades pecuniarias positivas sobre los salarios implica que la educación tiene un componente adicional de rentabilidad individual que hay que añadir a la rentabilidad *directa* anteriormente citada. A partir de la fórmula convencional acerca del sesgo cometido en la estimación de un coeficiente por la omisión de una variable relevante, el sesgo en la estimación del ren-

dimiento privado de la educación cuando se excluye la educación media de la empresa en las ecuaciones *mincerianas* puede ser calculado a partir del producto entre el coeficiente de la educación individual obtenido en una regresión auxiliar cuya variable dependiente es la educación media de la empresa, y el coeficiente de la educación media del establecimiento de las ecuaciones salariales [Barth (2002)]. En consecuencia, $E(\hat{\beta}) = \beta_1 + b\beta_2$; donde b se obtiene de la siguiente regresión:

$$\bar{S}_j = a + bS_{ij} + c_1A_{ij} + c_2A_{ij}^2 + d_3EPP_{ij} + d_4EPP_{ij}^2 + d_5(A_{ij} \cdot EPP_{ij}) + \tau G_{ij} + e_{ij} \quad [3]$$

Los resultados de esta regresión auxiliar se presentan en el cuadro A4 del Anexo. El valor estimado de b es 0,462 (con una desviación estándar de 0,006). En consecuencia, la tasa de rendimiento privado de la educación de acuerdo con el modelo [2] es de 8% ($0,058 + 0,462 \times 0,047$). Esto significa que el 27,5% del rendimiento privado de la educación proviene de la mayor probabilidad de trabajar en una empresa con un elevado nivel salarial (debido a su vez a la existencia de fuertes externalidades educativas).

Desde una perspectiva pública, el dato relevante para el análisis coste-beneficio de las políticas educativas es el denominado, en este contexto, rendimiento “social” de la educación, que se obtiene sumando el rendimiento privado individual y las externalidades pecuniarias derivadas de la educación media de la empresa comentadas anteriormente⁹. El aumento de un año en la educación media de los asalariados de la muestra genera un aumento del salario medio del 10,5%, que se descompone en un 5,8% de rendimiento interno más un 4,7% de externalidad en la empresa. En consecuencia, nuestras estimaciones sugieren que la habitual no consideración de las externalidades a nivel de empresa conduce a una significativa infravaloración de los rendimientos de la educación [Barth (2002)].

Con respecto al resto de variables que conforman el capital humano, el cuadro 1 muestra que la antigüedad en la empresa tiene un mayor impacto salarial que la experiencia potencial previa, siendo el perfil de ingresos de la primera superior y con mayor pendiente que la segunda, aunque en todo caso ambas son muy significativas. Como señalamos al comienzo, cabe pensar que parte de los conocimientos adquiridos mediante la experiencia dentro y fuera de la empresa se transmiten libre, eficaz y espontáneamente al resto de trabajadores del establecimiento en el que se trabaja. No obstante, los estudios que analizan las externalidades del capital humano se centran exclusivamente en la educación, con alguna excepción como el trabajo de Bayard y Troske (1999). En las estimaciones del modelo [2] que ofrecemos en el cuadro 1, obtenemos que las variables de antigüe-

(9) El concepto de rendimiento social utilizado en este tipo de estudios incluye la externalidad pecuniaria originada por la educación media por empresa en nuestro caso (o bien la causada por la educación media por ciudades o regiones en el caso de externalidades geográficas educativas), pero excluye otro tipo de rentabilidades sociales y externalidades de la educación (relacionadas, por ejemplo, con la recaudación tributaria y de cuotas sociales, delincuencia, sistema político, etc.) que no son objeto de estudio en esta clase de análisis. Sobre estos aspectos véase De la Fuente (2003a) y De la Fuente *et al.* (2003b).

dad y experiencia medias del conjunto de trabajadores también son explicativas de la prima salarial por establecimiento y estadísticamente muy significativas. Así pues, se detecta un carácter semi-público (al interior de cada establecimiento) de los conocimientos adquiridos mediante la experiencia dentro y fuera de la empresa. Hay que anotar también que, al igual que sucede a nivel individual, el impacto salarial de la antigüedad media en la empresa es superior al de la experiencia potencial previa media.

Volviendo a la externalidad de la educación, una cuestión adicional es si dicha externalidad afecta por igual a todos los trabajadores de una misma empresa, con independencia de su nivel de cualificación. Battu *et al.* (2003) argumentan que, de acuerdo con los planteamientos de Kremer (1993) sobre la fuertes complementariedades productivas de la habilidad, un aumento en el nivel educativo medio en la empresa irá aparejado a un aumento de los salarios de todos los trabajadores pero sobre todo de los de aquéllos con mayores niveles de habilidad; lo cual, a su vez, tiende a coincidir con los de mayor nivel educativo. Sin embargo, sus resultados apuntan en la dirección contraria. Utilizando la especificación propuesta por Idson y Kahane (2000) contrastan los distintos efectos salariales de la externalidad de la educación según el nivel educativo del trabajador a través de la interacción entre la propia educación del sujeto y la educación media en el establecimiento. Tras varios análisis de sensibilidad para verificar la robustez de sus estimaciones obtienen un resultado que contradice la predicción teórica anterior, pues el coeficiente asociado a dicha interacción es negativo (aunque, por otro lado, obtienen parámetros positivos para las variables de educación propia y educación media del establecimiento). Según el razonamiento que proponen para explicar este resultado, la elevada competencia que pueda existir entre los trabajadores universitarios dentro de la empresa podría deprimir sus salarios en las empresas donde los universitarios son relativamente más abundantes.

La ecuación a estimar para contrastar con nuestros datos esta cuestión es:

$$\ln w_{ij} = \alpha_j + \beta_1 S_{ij} + \delta_1 A_{ij} + \delta_2 A_{ij}^2 + \delta_3 EPP_{ij} + \delta_4 EPP_{ij}^2 + \delta_5 (A_{ij} \cdot EPP_{ij}) + \phi_1 G_{ij} + \beta_3 S_{ij} \bar{S}_j + \epsilon'_{ij} \quad [2']$$

$$\hat{\alpha}_j = \beta_2 \bar{S}_j + \delta_6 \bar{A}_j + \delta_7 \bar{A}_j^2 + \delta_8 \overline{EPP}_j + \delta_9 \overline{EPP}_j^2 + \delta_{10} (\bar{A}_j \cdot \overline{EPP}_j) + v_j'$$

La especificación [2'] solamente se diferencia de la [2] en que incluye una interacción entre la educación individual y la media por empresa ($S_{ij} \bar{S}_j$). En el cuadro 2 presentamos los resultados obtenidos para las variables educación individual, educación media de la empresa y el producto de ambas. El resto de variables apenas sufre cambios respecto de los presentados en el cuadro anterior. El coeficiente de la interacción de la educación individual y la media por empresa es positivo y muy significativo, al igual que los coeficientes asociados a ambas variables por separado. En consecuencia, la externalidad de la educación no es idéntica para todos los trabajadores sino que, aunque existe un impacto positivo común para todos dado por el coeficiente de la educación media, la externalidad aumenta con el nivel educativo de los trabajadores tal y como sugieren los planteamientos de Kremer (1993) y en contraposición a los resultados obtenidos por Battu *et al.* (2003).

Cuadro 2: REPERCUSIÓN DE LA EXTERNALIDAD EDUCATIVA, CONDICIONAL
A LOS AÑOS DE ESTUDIOS DEL TRABAJADOR QUE LA RECIBE

	[2']
S	0,027 (7,88)
\bar{S}	0,016 (14,2)
$S \times \bar{S}/10$	0,033 (9,40)
R^2 ajustado	0,714
Trabajadores	175.599
Establecimientos	17.942

Notas: Estadísticos t en valor absoluto entre paréntesis. Los errores estándar son consistentes a la presencia de heterocedasticidad y se han calculado permitiendo la correlación entre observaciones de una misma empresa. Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EES 1995.

La inclusión de la interacción entre la educación individual y la media de la empresa reduce los coeficientes de estas dos últimas variables respecto de los obtenidos con el sistema [2]. No obstante, los efectos marginales de la educación, calibrados en las medias de las dos variables educativas –la educación individual y la educación promedio en la empresa– son similares. De acuerdo con esta nueva estimación [2'], el rendimiento privado de la educación para un trabajador con una educación igual a la media, en una empresa también media, es del 7,7% ($0,027 + 0,462 \times 0,016 + 0,0033 \times 8,771 + 0,462 \times 0,0033 \times 9,058$); frente al incremento del 8% obtenido con la especificación [2] para cualquier trabajador. Mientras que el aumento que se produce en el salario de un trabajador con una educación media que trabaja en una empresa media, cuando se incrementa en un año la educación (promedio) de la empresa es de un 4,6% ($0,016 + 0,0033 \times 9,058$); frente al incremento del 4,7% obtenido con la especificación [2] para cualquier trabajador, con independencia de su educación¹⁰.

El cuadro 3 sintetiza todos los resultados sobre los rendimientos de la educación –privados y sociales– obtenidos con las especificaciones [1], [1'], [2] y [2']. Las dos últimas permiten distinguir entre el rendimiento privado “directo” –que sólo incluye el efecto generado por los años de escolaridad del propio trabajador– y el rendimiento privado “total” –que suma al directo, el efecto derivado de que la mayor educación incrementa la probabilidad de trabajar en una empresa con mayores externalidades educativas sobre sus trabajadores. Obviamente, la simplicidad de las especificaciones [1] y [1'] no permite analizar las externalidades de la educación y, por tanto, tampoco distinguen entre rendimiento privado directo y total.

(10) La diferencia que aparece en el cuadro A2 del Anexo entre el promedio de la educación de los trabajadores (9,058 años) y el promedio de la educación media en las empresas (8,771 años) se debe a que este segundo promedio se calcula sin ponderar las empresas por su número de trabajadores.

Cuadro 3: RENDIMIENTOS DE LA EDUCACIÓN SEGÚN LOS DISTINTOS MODELOS

	[1]	[1']	[2]	[2']
Rendimiento privado "directo"	β 0,096	β' 0,081	β_1 0,058	$\beta_1' + \beta_3 \bar{S}_j$ 0,056
Rendimiento privado "total"	β 0,096	β' 0,081	$\beta_1 + b\beta_2$ 0,080	$\beta_1' + b\beta_2' + \beta_3 (\bar{S}_j + b\bar{S}_{ij})$ 0,077
Externalidad			β_2 0,047	$\beta_2' + \beta_3 \bar{S}_{ij}$ 0,046
Rendimiento "social"			$\beta_1 + \beta_2$ 0,105	$\beta_1' + \beta_2' + \beta_3 (\bar{S}_j + \bar{S}_{ij})$ 0,102

Fuente: Elaboración propia a partir de los resultados presentados en los cuadros 1, 2, A2 y A4.

4. ROBUSTEZ DE LOS RESULTADOS E IMPORTANCIA DE LA EXPERIENCIA LABORAL EN FUNCIÓN DEL NIVEL EDUCATIVO

Para verificar la robustez de los resultados obtenidos, a continuación realizamos dos ejercicios de sensibilidad. El primero consiste en incluir una amplia serie de controles individuales y de empresa en las ecuaciones [2] y [2'] con el fin de comprobar que las externalidades del capital humano siguen siendo significativas. En el segundo ejercicio, además de la inclusión de los controles anteriores, relajamos la hipótesis de linealidad de la educación en las ecuaciones *mincerianas*, sustituyendo los años de educación por variables ficticias correspondientes al título educativo alcanzado.

En el cuadro 4 se presenta el primero de estos análisis de sensibilidad, consistente en incluir todas aquellas variables explicativas del salario que figuran en la Encuesta sobre Estructura Salarial que manejamos y que contienen todos los controles habituales de características individuales y de empresa utilizados en la literatura. En concreto, a nivel individual, se incluye ahora la ocupación desempeñada (16 *dummies* según los grupos principales de la CNO-94), el tipo de contrato (indefinido frente a temporal) y la jornada laboral (parcial o completa). Respecto a las características del establecimiento, se incluye ahora el sector de actividad (21 *dummies* según las subsecciones de la CNAE-93), el tamaño (menos de 50 trabajadores, 51-250 y más de 250 trabajadores), el mercado al que destina la producción (local frente al resto), el tipo de convenio colectivo (de empresa frente al resto) y la comunidad autónoma donde se ubica el establecimiento. Así pues, a partir del modelo [2] se estima ahora el siguiente¹¹:

$$\ln w_{ij} = \alpha_j + \beta_1 S_{ij} + \delta_1 A_{ij} + \delta_2 A_{ij}^2 + \delta_3 EPP_{ij} + \delta_4 EPP_{ij}^2 + \delta_5 (A_{ij} \cdot EPP_{ij}) + \varphi G_{ij} + \pi' X_{ij} + \varepsilon_{ij}$$

$$\hat{\alpha}_j = \beta_2 \bar{S}_j + \delta_6 \bar{A}_j + \delta_7 \bar{A}_j^2 + \delta_8 \overline{EPP}_j + \delta_9 \overline{EPP}_j^2 + \delta_{10} (\bar{A}_j \cdot \overline{EPP}_j) + \theta' Z_j + v_j \quad [4]$$

(11) El modelo [4'] se especifica de manera similar a partir del [2'].

Los controles individuales anteriormente comentados (ocupación, tipo de contrato, etc.) vienen incluidos en el vector X_{ij} y los controles de establecimiento (sector de actividad, tamaño, etc.) en el vector Z_j .

Al igual que sucedía en la Sección anterior con los rendimientos privados de la educación, cabe esperar que los coeficientes de las variables educativas se reduzcan cuando incluimos más variables explicativas. Sin embargo, esto no significa que exista un conflicto entre los efectos estimados con y sin los controles adicionales. La razón es que cuando incluimos, por ejemplo, variables individuales como la ocupación o el tipo de contrato, el impacto de la educación ya no viene dado simplemente por el coeficiente correspondiente sino que es necesario añadir ahora el efecto de la educación sobre la probabilidad de alcanzar una u otra ocupación (multiplicado por el impacto sobre el salario de cada tipo de ocupación), y el efecto sobre la probabilidad de obtener un contrato indefinido o temporal (multiplicado por el impacto sobre el salario de cada tipo de contrato). De igual manera, la mayor educación eleva, por ejemplo, la probabilidad de trabajar en una empresa de tamaño grande y que no sólo venda en los mercados locales, factores éstos que también tienen un impacto positivo sobre el salario. No obstante, puesto que el objetivo del análisis de sensibilidad que ahora realizamos no es volver a estimar el valor concreto de los coeficientes ni calibrar por una nueva vía los efectos, sino contrastar la robustez cualitativa (la significatividad estadística) de las externalidades, obviamos llevar a cabo una nueva discusión y comparación de la importancia cuantitativa de los impactos.

Los resultados se muestran en el cuadro 4. En efecto, la inclusión de variables adicionales sobre características individuales y de la empresa reduce el rendimiento privado directo de la educación del 5,8% al 2,8% según la especificación [4], pero se mantiene plenamente su significatividad estadística¹². De forma similar, los controles adicionales reducen el efecto directo de la educación media en la empresa desde un 4,7% a un 1,8%¹³. Esto último indica que, de la misma forma que la educación permite a los trabajadores acceder a contratos más estables y ocupaciones mejor remuneradas, la mayor educación media del establecimiento suele ir asociada con otras características del mismo (como el destino no local de la producción y la firma de un convenio colectivo a nivel de empresa) positivamente relacionadas con el nivel de salarios pagados por la empresa. En cualquier caso, la inclusión de todos los controles –que se muestran estadísticamente significativos– no elimina la elevada significatividad del efecto directo de la externalidad educativa.

(12) Este rendimiento de la educación es similar al obtenido por García *et al.* (2001), donde también se incluyen todo este tipo de controles con los datos de la Encuesta sobre Estructura, Conciencia y Biografía de Clase (1991).

(13) La reducción del número de establecimientos del cuadro 4 respecto al 1 se debe a los criterios de anonimización que utiliza el INE para respetar el secreto estadístico de los establecimientos encuestados, lo que genera que la información acerca de determinadas características de éstos no sea suministrada.

Cuadro 4: ANÁLISIS DE ROBUSTEZ: CONTROLES INDIVIDUALES Y DE EMPRESA

	[4]	[4']
S	0,028 (37,8)	0,009 (3,23)
A/10	0,543 (50,3)	0,544 (50,2)
A ² /100	-0,093 (37,3)	-0,093 (37,3)
EPP/10	0,254 (29,4)	0,257 (29,6)
EPP ² /100	-0,038 (19,8)	-0,039 (20,2)
A·EPP/100	-0,071 (26,3)	-0,072 (26,4)
$\bar{S}/10$	0,180 (13,7)	0,001 (0,07)
$S \times \bar{S}/10$		0,020 (7,03)
$\bar{A}/10$	0,057 (2,73)	0,069 (3,33)
$\bar{A}^2/100$	-0,015 (2,67)	-0,016 (2,93)
$\overline{EPP}/10$	0,079 (3,10)	0,108 (4,25)
$\overline{EPP^2}/100$	-0,018 (2,60)	-0,026 (3,72)
$\bar{A} \cdot \overline{EPP}/100$	-0,015 (1,55)	-0,023 (2,39)
R ² ajustado	0,764	0,764
Trabajadores		175.599
Establecimientos		13.625

Notas: En ambas estimaciones se han incluido controles sobre características de los individuos (sexo, ocupación, tipo de contrato y jornada laboral) y del establecimiento (sector de actividad, tamaño, mercado al que destina la producción, tipo de convenio colectivo y comunidad autónoma). Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EES 1995.

La interacción entre la educación individual y la media por establecimiento incluida en la especificación [4'] del cuadro 4, sigue siendo positiva y significativa, indicando de nuevo que la externalidad de la educación aumenta con el nivel educativo del trabajador. Además, ahora este resultado se refuerza en el sentido de que la reducción de los coeficientes para la educación individual y media de empresa que genera la introducción de la interacción entre estas dos, provoca que el coeficiente de la educación media de empresa no sea estadísticamente distinto de cero. En consecuencia, según esta especificación no existe una componente de la externalidad educativa común para todos los trabajadores, sino que depende de manera crítica y positiva del nivel de estudios del trabajador¹⁴.

(14) Los modelos [2], [2'], [4] y [4'] también se estimaron para la submuestra de empresas que tienen trabajadores en todos los niveles educativos (primaria, secundaria y universitaria) y en las que el peso de cada uno de los grupos educativos nunca es inferior al 20%. Los resultados obtenidos son estadísticamente similares, registrándose un leve aumento de la externalidad educativa. No obstante, en la estimación del modelo [4'] con esta submuestra aparece una externalidad educativa común estadísticamente significativa para todos los trabajadores de una misma empresa.

El segundo análisis de sensibilidad se presenta en el cuadro 5 y consiste en sustituir la variable *años de educación* utilizada hasta ahora, por variables ficticias según el nivel educativo alcanzado por el trabajador. Esto es, la ecuación a estimar sería la siguiente:

$$\ln w_{ij} = \alpha_j + \sum_{k=1}^7 \beta_k S_{kij} + \delta_1 A_{ij} + \delta_2 A_{ij}^2 + \delta_3 EPP_{ij} + \delta_4 EPP_{ij}^2 + \delta_5 (A_{ij} \cdot EPP_{ij}) + \varphi G_{ij} + \pi X_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad [5]$$

$$\hat{\alpha}_j = \beta_0 U_j + \delta_6 \bar{A}_j + \delta_7 \bar{A}_j^2 + \delta_8 \overline{EPP}_j + \delta_9 \overline{EPP}_j^2 + \delta_{10} (\bar{A}_j \cdot \overline{EPP}_j) + \theta Z_j + v_j$$

Las *dummies* de educación se han definido según la clasificación original de la encuesta: sin estudios o con estudios primarios incompletos (S_0), educación primaria completa –hasta 5º de EGB– (S_1), Educación general básica completa (S_2), Formación Profesional de primer grado (S_3), Bachillerato (S_4), Formación Profesional de segundo grado (S_5), Diplomados universitarios (S_6) y Licenciados universitarios y Doctores (S_7). De manera similar, la variable que se utiliza en esta nueva especificación para medir la posible fuente de externalidades educativas es la fracción que representan los universitarios –diplomados, licenciados y doctores– en el conjunto de empleados de la empresa (U).

Los resultados de la estimación del modelo [5] aparecen en el cuadro 5. En este mismo cuadro se presentan también los resultados de estudiar por separado la rentabilidad que tiene la experiencia laboral dentro y fuera de la empresa según que el individuo sea o no un titulado universitario [5']. Dado que cabe suponer que los universitarios tienen una mayor capacidad de aprendizaje y que es más probable que su trabajo les exponga ante una gama mucho más variada de experiencias profesionales distintas y útiles, parece razonable esperar que la experiencia sea más productiva en el caso de los universitarios.

De acuerdo con la especificación [5] comprobamos que los salarios son crecientes en el nivel educativo. Así por ejemplo, la educación universitaria incrementa el salario del individuo en un 27,6% o en un 42% respecto del que obtendría sin estudios (variable ficticia omitida) según se trate de diplomados o licenciados, respectivamente. No obstante, parte de este incremento está condicionado a la acumulación de experiencia laboral dentro o fuera de la empresa actual, como podemos comprobar a partir de la especificación [5'] en la que se incluye la interacción de las variables de antigüedad y de experiencia potencial previa con una *dummy* de estudios universitarios (S_6+S_7). Observamos en esta especificación que los perfiles de ingresos para las variables de antigüedad y experiencia potencial previa son superiores y con mayor pendiente para los trabajadores con título universitario. Es decir, la antigüedad en la empresa y la experiencia previa son más productivas para los titulados universitarios que para el resto de empleados.

Con respecto a la externalidad de la educación (medida ahora por el coeficiente de la variable U), los resultados del cuadro 5 indican que un aumento de 10 puntos porcentuales en la proporción de universitarios en la empresa eleva los salarios del establecimiento en un 2,6%. Respecto a la antigüedad y la experiencia potencial previa medias por establecimiento, la especificación [5'] distingue el efecto que causan cuando se trata de la experiencia de trabajadores universitarios

Cuadro 5: ANÁLISIS DE ROBUSTEZ: VARIABLES FICTICIAS SEGÚN NIVELES EDUCATIVOS E IMPORTANCIA DE LA EXPERIENCIA LABORAL EN FUNCIÓN DEL NIVEL EDUCATIVO

	[5]	[5']
S_1	0,019 (1,48)	0,020 (1,50)
S_2	0,068 (5,04)	0,063 (4,64)
S_3	0,178 (11,8)	0,170 (11,2)
S_4	0,109 (7,43)	0,102 (6,94)
S_5	0,174 (11,0)	0,162 (10,2)
S_6	0,276 (17,4)	0,058 (2,21)
S_7	0,420 (24,9)	0,218 (8,51)
$A/10$	0,547 (51,0)	0,516 (47,6)
$A^2/100$	-0,094 (37,7)	-0,088 (35,0)
$EPP/10$	0,257 (29,7)	0,216 (24,4)
$EPP^2/100$	-0,039 (20,5)	-0,032 (16,2)
$A \cdot EPP/100$	-0,074 (27,2)	-0,064 (23,2)
$A \times (S_6 + S_7)/10$		0,720 (27,3)
$A^2 \times (S_6 + S_7)/100$		-0,138 (19,7)
$EPP \times (S_6 + S_7)/10$		0,450 (14,8)
$EPP^2 \times (S_6 + S_7)/100$		-0,068 (7,39)
$A \cdot EPP \times (S_6 + S_7)/100$		-0,135 (10,1)
U	0,262 (14,7)	0,262 (6,56)
$\bar{A}/10$	0,051 (2,46)	
$\bar{A}^2/100$	-0,016 (2,90)	
$\overline{EPP}/10$	0,071 (2,81)	
$\overline{EPP^2}/100$	-0,021 (2,95)	
$\bar{A} \cdot \overline{EPP}/100$	-0,022 (2,26)	
$\bar{A}_{NU}/10$		0,052 (2,63)
$\bar{A}_{NU}^2/100$		-0,017 (3,05)
$\overline{EPP}_{NU}/10$		0,076 (3,27)
$\overline{EPP^2}_{NU}/100$		-0,022 (3,25)
$\bar{A}_{NU} \cdot \overline{EPP}_{NU}/100$		-0,024 (2,62)
$\bar{A}_U/10$		0,117 (2,96)

Cuadro 5: ANÁLISIS DE ROBUSTEZ: VARIABLES FICTICIAS SEGÚN NIVELES EDUCATIVOS E IMPORTANCIA DE LA EXPERIENCIA LABORAL EN FUNCIÓN DEL NIVEL EDUCATIVO (continuación)

	[5]	[5']
$\bar{A}_U^2/100$		-0,131 (3,43)
$\overline{EPP}_U/10$		0,029 (0,60)
$\overline{EPP^2}_U/100$		-0,069 (1,11)
$\bar{A}_U \cdot \overline{EPP}_U/100$		0,036 (0,38)
R ² ajustado	0,765	0,766
Trabajadores	175.599	175.599
Establecimientos	13.625	13.625

Notas: Los controles individuales y de establecimiento incluidos son los mismos que los descritos en el cuadro 4. Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EES 1995.

(subíndice U), del que causan los no universitarios (subíndice NU). La antigüedad en la empresa de los primeros ejerce una mayor externalidad que la de los segundos. No obstante, la experiencia potencial previa media de los universitarios no aparece estadísticamente significativa (es decir, cuando los universitarios cambian de empresa, serían capaces de internalizar en sus salarios toda la productividad que añaden a la nueva empresa como consecuencia de su experiencia previa en otras empresas)¹⁵.

Finalmente verificamos en este nuevo contexto si la externalidad de la educación afecta de manera distinta a trabajadores con diferentes niveles educativos. Con este fin reestimamos el modelo [5'] del cuadro 5 para diferentes submuestras de trabajadores según sus estudios. Los resultados para el coeficiente de la fracción de universitarios en la empresa (U) aparecen en el cuadro 6, donde de nuevo observamos que el efecto de la externalidad es superior para trabajadores con mayor nivel educativo, aunque no aumenta de forma monótona.

La externalidad educativa no resulta estadísticamente significativa para los trabajadores sin estudios; mientras que, por ejemplo, un aumento de 20 puntos en el porcentaje de universitarios que hay en la empresa, eleva el salario de los licenciados de la misma en torno a un 10%.

(15) También hay que señalar que la ausencia de significatividad de algunos coeficientes puede estar motivada por problemas de multicolinealidad, ya que hay una elevada correlación entre algunas de las variables explicativas incluidas, como por ejemplo la existente entre las variables educativas y ocupacionales.

Cuadro 6: EFECTO SALARIAL DE LA PROPORCIÓN DE UNIVERSITARIOS EN LA EMPRESA, PARA CADA SUBMUESTRA SEGÚN EL NIVEL EDUCATIVO DEL TRABAJADOR

	Coefficientes	Trabajadores	Empresas
Licenciados y doctores (S_7)	0,501 (4,98)	10.438	4.948
Diplomados (S_6)	0,378 (3,83)	9.021	5.232
Formación Profesional II (S_5)	0,321 (3,66)	14.184	6.210
Bachiller (S_4)	0,398 (3,41)	20.524	7.852
Formación Profesional I (S_3)	0,272 (3,50)	8.732	4.552
Educación General Básica (S_2)	0,239 (3,42)	53.908	12.196
Educación Primaria (S_1)	0,286 (3,75)	54.564	10.804
Sin estudios (S_0)	0,139 (0,42)	4.228	1.307

Notas: Cada fila corresponde a una nueva estimación del modelo [5'] del cuadro 5 con la submuestra correspondiente a cada nivel educativo. Estadísticos t en valor absoluto entre paréntesis.

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EES 1995.

5. CONCLUSIONES

En este trabajo se evalúa la importancia de las externalidades del capital humano a nivel de empresa (o de establecimiento). Respecto a la educación, constatamos que tanto la educación media de los trabajadores de la empresa, como el porcentaje de universitarios en la misma, influyen positiva y muy significativamente en el salario de todos sus trabajadores, corroborando los resultados obtenidos por otros autores en Estados Unidos [Bayard y Troske (1999)], Reino Unido [Battu *et al.* (2003)] y Noruega [Barth (2002)]. La consideración de un efecto de empresa en la determinación del salario, además de servir para la estimación de las externalidades del capital humano al mencionado nivel de empresa, permite también corregir parte del posible sesgo de habilidad en la estimación de los rendimientos de la educación. La razón es que los trabajadores más hábiles tienden a concentrarse en las empresas más productivas [Abowd *et al.* (1999)].

La inclusión de los efectos de empresa en la ecuación de salarios reduce, en principio, la rentabilidad individual estimada de la educación hasta un 5,8%. Esto implicaría un valor marcadamente inferior al obtenido en trabajos previos. Sin embargo, cuando se incluyen efectos de empresa, el cálculo de la rentabilidad individual de la educación obliga a tener en cuenta que la mayor educación del individuo influye positivamente en que sea contratado por una empresa con mayor educación media de sus trabajadores. Una vez estimado y tenido en cuenta este efecto junto con la externalidad de la educación, la tasa de rendimiento individual de la educación se sitúa en un 8%. En consecuencia, la consideración de los efectos de empresa y la externalidad educativa –pese a su significatividad estadística y su elevada importancia cuantitativa– apenas afecta la estimación final del rendimiento privado

de la educación en comparación con el obtenido en trabajos previos, una vez se tienen en cuenta los efectos indirectos sobre el empleo del individuo.

El efecto de la externalidad de la educación no es, sin embargo, idéntico para todos los trabajadores de una misma empresa o establecimiento. En concreto, la externalidad educativa tiene un mayor impacto positivo sobre los trabajadores con mayor nivel educativo, corroborando de esta forma las implicaciones del modelo de Kremer (1993) y a diferencia de lo obtenido por Battu *et al.* (2003) para el Reino Unido. Todos estos resultados son robustos a la inclusión de los controles habituales sobre características individuales y de empresa en las ecuaciones *mincerianas*, así como a la utilización de *dummies* de educación en lugar de años de estudios en dichas ecuaciones.

Por su parte, el dato relevante para el análisis coste-beneficio de las políticas educativas es el del rendimiento social de la educación (suma del rendimiento individual y las externalidades). Nuestras estimaciones sugieren un valor del 10,5% para este concepto, lo que constituye un rendimiento superior al habitualmente considerado en trabajos anteriores debido a que no tienen en cuenta la existencia de externalidades.

Obtenemos que tanto la antigüedad media de los trabajadores de la empresa como –en menor medida– su experiencia potencial previa, ejercen también un efecto positivo sobre todos los salarios de la empresa; especialmente cuando esa antigüedad procede de los trabajadores universitarios de la empresa. Esto es indicativo de la relevancia productiva de los conocimientos adquiridos mediante la experiencia y del carácter semi-público de los mismos al interior de cada empresa. La antigüedad en la empresa y la experiencia previa son también individualmente más rentables para los titulados universitarios que para el resto de empleados.

ANEXO

Cuadro A1: ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS DE LAS VARIABLES INDIVIDUALES

	Media	Desviación estándar
Salario horario	1.598,865	1.184,52
Años de educación	9,0580	3,7204
Antigüedad	10,7915	10,0475
Experiencia potencial previa	11,3693	9,2768
Variables ficticias educativas:		
– Sin estudios	0,0265	
– Educación Primaria Completa	0,2887	
– Educación General Básica	0,2965	
– Bachillerato	0,1367	
– Formación Profesional I	0,0513	
– Formación Profesional II	0,0858	
– Diplomados universitarios	0,0525	
– Licenciados y doctores	0,0619	
Variable ficticia Mujer	0,2323	
Trabajadores	175.599	

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EES 1995.

Cuadro A2: DISTRIBUCIONES DE CARACTERÍSTICAS DE INDIVIDUOS Y EMPRESAS

	Años de estudios del trabajador	Educación media por empresas	Antigüedad media por empresas	Experiencia potencial previa media por empresas
Centilas:				
1%	5	5	0,17	2,80
5%	5	5	0,80	4,65
10%	5	5,60	1,40	5,85
25%	5	6,92	3,52	8,29
50%	8	8,35	7,43	11,60
75%	12	10,40	18,80	16,00
90%	15	12,55	19,40	20,57
95%	17	13,40	22,14	23,43
99%	17	15,20	26,00	28,40
Mínimo	5	5	0	0,583
Máximo	17	17	39,286	40,000
Media	9,058	8,771	9,154	12,516
Desviación	3,720	2,530	6,799	5,734
Observación	175.599	17.942	17.942	17.942

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EES 1995.

Cuadro A3: ESTADÍSTICOS DE LA EDUCACIÓN MEDIA EN LA EMPRESA (AÑOS)
CONDICIONAL A LOS ESTUDIOS DEL INDIVIDUO

Estudios del individuo	Media en la empresa	Desviación típica	Observaciones
Sin estudios y educación primaria	6,967	1,683	58.792
Enseñanza General Básica	8,747	1,494	53.908
Formación Profesional I	9,650	1,802	8.732
Bachillerato	10,975	1,960	20.524
Formación Profesional II	10,984	2,129	14.184
Diplomatura	11,127	2,373	9.021
Licenciatura	12,047	2,489	10.438

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EES 1995.

Cuadro A4: RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DE LA ECUACIÓN [3]

<i>a</i>	4,493 (58,6)
<i>S</i>	0,462 (70,7)
<i>A/10</i>	0,303 (5,68)
<i>A²/100</i>	-0,029 (2,36)
<i>EPP/10</i>	0,089 (2,17)
<i>EPP²/100</i>	-0,034 (3,64)
<i>A·EPP/100</i>	0,029 (1,70)
<i>G</i>	0,236 (8,98)
R² ajustado	0,468
Observaciones	175.599

Notas: Estadísticos t en valor absoluto entre paréntesis. La variable dependiente es la educación media por empresa. La estimación se ha realizado por Mínimos Cuadrados Ponderados utilizando los factores de elevación que proporciona la EES 1995. Los errores estándar son consistentes a la presencia de heterocedasticidad y se han calculado permitiendo la correlación entre observaciones de una misma empresa. Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la EES 1995.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Abowd, J.M., Kramarz, F. y Margolis, D.N. (1999): "High wage workers and high wage firms", *Econometrica*, 67 (2), págs. 251-333.
- Alba-Ramírez, A. y San Segundo, M.J. (1995): "The returns to education in Spain", *Economics of Education Review*, 14, págs. 155-166.
- Barceinas, F., Oliver, J., Raymond, J.L. y Roig, J.L. (2001): "Spain" en *Education and earnings in Europe*, C. Harmon, I. Walker y N. Westergaard-Nielsen editores, Edward Elgar, UK, págs. 234-264.
- Barth, E. (2002): "Spillover effects of education on co-worker productivity. Evidence from the wage structure", ESPE conference (Bilbao 2002).
- Battu, H., Belfield C.R. and Sloane, P.J. (2003): "Human capital spill-overs within the workplace", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65 (5), págs. 575-594.
- Bayard, K. And Troske, K.R. (1999): "Examining the employer-size wage premium in the manufacturing, retail trade, and service industries using employer-employee matched data", *American Economic Review*, Papers and Proceedings, 89 (2), págs. 99-103.
- Ciccone, A. and Peri, G. (2002): "Identifying human capital externalities: theory with an application to US cities". Mimeo.
- De la Fuente, A. (2003a): "Human capital in a global and knowledge-based economy, part II: assessment at the EU country level", European Commission Report, Employment and Social Affairs.
- De la Fuente, A., Doménech, R. y Jimeno, J.F. (2003b): "Human capital as a factor of growth and employment at the regional level. The case of Spain", UFAE and IAE Working Papers 610.04.
- De la Rica, S. (2003): "Decomposing the gender wage gap: The effects of firm, occupations and job stratification". Mimeo.
- García, J., Hernández, P.J., López-Nicolás, A. (2001): "How wide is the gap? An investigation of gender wage differences using quantile regression", *Empirical Economics*, 26, págs. 149-167.
- Heckman, J.J., Lochner, L.J. y Todd, P.E. (2003): "Fifty years of Mincer earnings regressions", NBER Working Paper 9732
- Idson, T.L. and Kahane, L.H. (2000): "Team effects on compensations: an application to salary determination in the National Hockey League", *Economic Inquiry*, 38, págs. 345-357.
- INE (1997): *Encuesta de Estructura Salarial 1995*, Instituto Nacional de Estadística, Madrid.
- Kremer, M. (1993): "The o-ring theory of economic development", *Quarterly Journal of Economics*, 107, págs. 551-575.
- Kremer, M. y Maskin, E. (1996): "Wage inequality and segregation by skill", NBER Working Paper 5718.
- Mincer, J. (1974): *Schooling, experience and earnings*, NBER, New York.
- Moretti, E. (2004): "Estimating the social return to higher education: evidence from longitudinal and repeated cross-sectional", *Journal of Econometrics*, 121, págs. 175-212.
- Pérez, S. e Hidalgo, A. (2000): *Los salarios en España*. Fundación Argentaria-Visor, Madrid.
- Raymond, J.L. (2002): "Convergencia real de las regiones españolas y capital humano", *Papeles de Economía Española*, 93, págs. 109-121.
- Rudd, J. (2000): "Empirical evidence on human capital spillovers", Federal Reserve Board, Finance and Economics Discussion Paper 2000-46.

Fecha de recepción del original: abril, 2004

Versión final: enero, 2005

ABSTRACT

We analyze human capital externalities within the firm using the Wage Structure Survey containing matched data for workers and establishments in Spain. We find that the average number of years of education of a firm's employees has a very significant and quantitatively important positive effect on all employees' pay. The effect is robust to the inclusion of all the usual controls for workers' and firms' characteristics and is largest for workers with the highest education level. Once we take into account the impact of individual education on the average education in the hiring firm and the spillovers of education, we find an individual return to education similar to that suggested by previous work, but a much larger social return. Moreover, wages also increase with co-workers' seniority within the firm and previous potential experience outside the firm.

Key words: Education, Human capital, Externalities, Spillovers, Wages.

JEL classification: J24, J31, I20.