

EDUCACIÓN Y CAPACIDAD INNATA EN EL MERCADO DE TRABAJO

JUAN M. BLANCO

EMPAR PONS

Universidad de Valencia

En este trabajo se investiga el efecto de la capacidad innata sobre los rendimientos de la educación y los salarios. Se presenta un modelo teórico de demanda de educación en el cual los años de educación del individuo dependen de su capacidad innata, de las condiciones familiares y de los costes provinciales. Este modelo permite construir una medida de capacidad innata basada en la diferencia entre los años de educación del individuo y los años de educación medios de su provincia, teniendo en cuenta que los costes de la educación son distintos en las diferentes provincias. Esta aproximación, suple la falta de información al respecto en España. Para el análisis empírico se utilizan los datos de la ECBC-91 y se separa por sexo y por grupos de edad. Los resultados no muestran un efecto de la capacidad innata sobre los salarios ni un sesgo al alza en los rendimientos de la educación.

Palabras clave: capital humano, capacidad innata, rendimientos de la educación.

Clasificación JEL: J30, J31, J41.

La evidencia empírica sugiere la existencia de una relación positiva entre los ingresos salariales que perciben los individuos y el nivel educativo de éstos. Sin embargo, no hay consenso en determinar cuál es el origen de la relación observada. Para la teoría del capital humano, la educación constituiría una inversión de la cual se obtendría un rendimiento posterior: la educación haría a los individuos más productivos y se les retribuiría en mayor medida por ello [véase por ejemplo Becker (1964)]. Pero también, las personas más inteligentes, motivadas o disciplinadas tendrían más posibilidad de poseer niveles educativos superiores y obtener mejores salarios, no por la cualificación que aporta la educación sino por su mayor capacidad innata o habilidad. La relación entre educación y salarios queda, por tanto, confusa porque las mismas características individuales que hacen que un individuo sea más productivo son las que explican que tenga éxito en los estudios.

La anterior discusión se puede trasladar al terreno de la contrastación empírica. Así, cuando se estima una ecuación de salarios con datos individuales y el coeficiente de la variable que mide los años de educación resulta positivo y significa-

tivo, la interpretación de este resultado es diversa. Mientras que para la teoría del capital humano este coeficiente representa el efecto de un año de educación adicional debido a que esta educación incrementa la productividad, este efecto podría ser en parte una consecuencia de un error de especificación de la ecuación de salarios: se ha omitido una variable relevante, la capacidad innata del individuo y se ha incluido una variable, la educación, que está correlada con la variable omitida. Como es bien conocido esta omisión llevaría a que el coeficiente estimado de la variable de educación en la ecuación de salarios estuviese sesgado [véase Griliches (1977)].

Algunos intentos de solución de este problema de omisión de variable relevante han ido encaminados a introducir otras variables que recogiesen la capacidad innata, como por ejemplo el resultado obtenido en pruebas psicológicas. Si el coeficiente de los años de educación tras la incorporación de la capacidad innata sigue siendo positivo y significativo, podría interpretarse como prueba de la teoría del capital humano: existiría un efecto de la educación sobre la productividad de los individuos y, por tanto, sobre sus salarios.

La distinción entre las posibilidades apuntadas no es irrelevante para la política educativa. Si la relación entre salarios y educación estuviese reflejando la mayor capacidad innata de los individuos más educados, las implicaciones para la política educativa serían decisivas ya que la promoción de la educación para conseguir aumentos continuos de productividad quedaría cuestionada. En este caso, la educación solamente reflejaría talentos preexistentes pero no los aumentaría y sería conveniente replantearse la financiación e incentivo público de la educación.

El objetivo de este trabajo es el estudio del papel de la capacidad innata analizando si ésta es retribuida en la empresa y si su omisión supone un sesgo en la estimación de la retribución de la educación en el caso español. Se presenta un modelo teórico del que se deriva una medida de capacidad innata que permite el contraste empírico. Esta variable se basa en las diferencias territoriales de educación bajo el supuesto de que los costes de la educación son distintos en las diferentes provincias. La obtención de esta medida suple la falta de información de las bases de datos españolas en las que no se ofrece ninguna variable de capacidad individual.

El trabajo presenta la siguiente estructura: en el primer epígrafe se analizan las diferencias espaciales de educación y los costes provinciales y se desarrolla un modelo teórico que muestra cómo puede aproximarse la capacidad innata individual a través de las diferencias provinciales agregadas en educación. Los datos y variables utilizadas en el análisis empírico se explican en el segundo epígrafe. Los resultados se presentan en el tercer epígrafe y el último epígrafe recoge las conclusiones.

1. DIFERENCIAS ESPACIALES Y COSTES PROVINCIALES DE EDUCACIÓN

El cuadro 1 recoge información del Censo de 1991 sobre el número medio de años de educación alcanzados en cada una de las provincias españolas, observándose diferencias sustanciales. A partir de aquí, es posible construir un modelo teórico del cual se desprenden proposiciones contrastables cuya intuición es la si-

guiente: dado que la distribución de capacidades innatas en las distintas provincias no tiene porqué ser desigual, las diferencias en los años de educación medios entre provincias harán que la correspondencia entre capacidad innata individual y educación alcanzada sea distinta en cada provincia¹. Por ejemplo, a un individuo que alcanza doce años de educación se le asignaría menos capacidad innata en una provincia en donde los años de educación medios fuesen diez que en otra en la que los años medios fuesen ocho. Bajo este supuesto, puede construirse una variable de capacidad innata que no esté correlada perfectamente con los años de educación del individuo.

Cuadro 1: MEDIAS PROVINCIALES DE AÑOS EDUCACIÓN.
CENSO DE POBLACIÓN DE 1991

	Total	Hombres	Mujeres	Jóvenes (35 o menos años)	Mayores (más de 35 años)
Álava	7,59	7,97	7,22	10,19	6,22
Albacete	5,64	5,94	5,35	8,24	4,32
Alicante	6,40	6,76	6,07	8,49	5,34
Almería	5,75	6,08	5,43	8,04	4,45
Asturias	7,00	7,36	6,50	9,74	5,88
Ávila	6,01	6,14	5,50	8,85	4,89
Badajoz	5,50	5,81	5,21	8,12	4,19
Baleares	6,75	7,13	6,39	8,95	5,70
Barcelona	7,06	7,56	6,61	9,59	5,90
Burgos	7,06	7,31	6,81	9,97	5,78
Cáceres	5,60	5,92	5,30	8,33	4,31
Cádiz	5,99	6,46	5,54	7,91	4,78
Cantabria	7,14	7,50	6,82	9,56	6,03
Castellón	6,15	6,45	5,86	8,71	5,01
Ciudad Real	5,42	5,87	5,00	8,21	4,08
Córdoba	5,71	6,16	5,30	8,26	4,36
A Coruña	6,19	6,58	5,84	8,97	5,01
Cuenca	5,31	5,63	5,06	8,35	4,21
Girona	6,69	6,93	6,46	8,93	5,66
Granada	6,20	6,55	5,88	8,79	4,79
Guadalajara	6,43	6,66	6,20	9,45	5,12
Guipúzcoa	7,62	8,06	7,21	10,34	6,31
Huelva	5,58	6,01	5,18	8,01	4,30
Huesca	6,55	6,75	6,41	9,74	5,36

(1) El supuesto de igualdad de la distribución de la capacidad innata en las diferentes provincias se reconsiderará en la próxima sección.

**Cuadro 1: MEDIAS PROVINCIALES DE AÑOS EDUCACIÓN.
CENSO DE POBLACIÓN DE 1991 (continuación)**

	Total	Hombres	Mujeres	Jóvenes (35 o menos años)	Mayores (más de 35 años)
Jaén	5,48	5,94	5,06	8,14	4,08
León	6,73	6,94	6,54	9,55	5,54
Lleida	6,80	7,00	6,60	9,64	5,62
Lugo	5,50	7,68	5,33	8,88	4,37
Madrid	7,93	8,54	7,39	10,39	6,65
Málaga	6,29	6,69	5,92	8,40	5,11
Murcia	6,26	6,72	5,84	8,78	4,86
Navarra	7,33	7,61	7,07	10,08	6,05
Ourense	5,56	5,81	5,33	9,00	4,46
Palencia	6,81	7,03	6,60	9,40	5,66
Las Palmas	6,70	6,96	6,44	8,42	5,51
Pontevedra	6,26	6,66	5,91	8,63	5,14
Rioja	6,80	7,05	6,55	9,39	5,67
Salamanca	6,87	7,10	6,67	9,64	5,65
Santa Cruz	6,58	6,87	6,32	8,71	5,33
Segovia	6,75	6,93	6,58	9,89	5,39
Sevilla	6,10	6,59	5,65	8,29	4,84
Soria	6,72	6,82	6,63	10,10	5,46
Tarragona	6,58	6,91	6,26	8,96	5,50
Teruel	5,89	6,14	5,64	9,08	4,75
Toledo	5,40	5,74	5,07	8,12	4,15
Valencia	6,62	7,01	6,26	9,08	5,41
Valladolid	7,22	7,55	6,91	9,69	6,01
Vizcaya	7,67	8,21	7,16	10,33	6,36
Zamora	6,02	6,22	5,83	8,92	4,98
Zaragoza	7,12	7,56	6,71	9,92	5,93

Fuente: elaboración propia a partir de los porcentajes de individuos en cada nivel educativo del Censo de 1991. Se codificaron los niveles educativos en años con el siguiente criterio: analfabetos cero años; sin estudios, tres años; primer ciclo de EGB, cinco años; graduado escolar (segundo ciclo de EGB), ocho años; secundaria, doce años; universitarios (ciclo corto), quince años y universitarios (ciclo largo), diecisiete años.

El supuesto que está detrás de la propuesta teórica que se desarrolla en el epígrafe posterior es que los costes de la educación son distintos en las diferentes provincias y que este hecho explica parte de las diferencias en educación. Los distintos costes provinciales vendrían explicados por diferencias en los costes de matrícula y material escolar, los costes de desplazamiento y de alojamiento. Así, por ejemplo, existirían mayores costes debido a la distancia y dificultad de acceso a

los centros de estudio en las provincias con más componente rural. De igual modo, las diferencias en la actuación de política educativa de los distintos niveles territoriales podrían ser también determinantes. Así, se observan diferencias importantes en el gasto público por alumno en las diferentes comunidades autónomas y en las cuantías de las becas en las diferentes regiones².

1.2. Modelo de capacidad innata

Los supuestos básicos del modelo son:

1. Los costes directos de la educación tienen tres dimensiones:

a) Un componente individual, que depende inversamente de la capacidad innata. Los individuos con mayor capacidad innata soportan menos costes directos y personales. Los individuos menos capaces necesitan realizar un mayor esfuerzo para estudiar, soportan mayores costes psicológicos, utilizan más tiempo para el estudio e, incluso, incurren en mayores costes complementarios como son las sesiones de clases adicionales.

b) Un componente familiar. Los costes de la educación varían en función de las circunstancias familiares. Estas circunstancias incluirían la educación de los padres (en la medida en que puedan aproximar las posibilidades económicas y status del hogar así como su preferencia o gusto por la educación), la situación laboral del padre (que recogería la estabilidad de los ingresos) y el hecho de que la madre trabajase (en la medida en que tuviese algún efecto sobre la educación de los hijos)³.

c) Un componente provincial. El país está compuesto de varias provincias, $k=1, \dots, m$, y en cada una de ellas el coste de obtención de un año de educación es distinto. Tal como se apuntó en la sección anterior, este componente respondería, por ejemplo, a diferencias territoriales en el gasto por alumno, acceso y cuantía de las becas, número de centros de enseñanza y dificultades de acceso a éstos, etc.

Bajo estos supuestos, el coste directo por año de educación para un individuo que vive en la provincia k , C_{ik} , se puede expresar como:

$$C_{ik} = CP_k + CF_i - \gamma A_i \quad [1]$$

siendo CP_k los costes provinciales de obtención de un año de educación adicional, que no varían entre individuos de la misma provincia, CF_i los costes familiares y A_i la capacidad innata individual. El coeficiente γ indica cómo afecta la capacidad innata al coste individual y el signo negativo que acompaña a este parámetro indica que mayores niveles de capacidad innata se corresponden con menores costes.

(2) Por ejemplo, el gasto medio por alumno en secundaria en 1991 estaba comprendido entre las 304 mil ptas. de Canarias y las 188 mil ptas. de Cataluña [véase Ministerio de Educación y Ciencia (1998)]. Por otra parte, los ingresos medios por beca según la Encuesta de Presupuestos Familiares de 1990-91 tienen un máximo en la Rioja con 145 mil ptas. y un mínimo en la Comunidad Valenciana con 39 mil ptas [véase Uriel *et al.* (1997)].

(3) Recientes investigaciones para el Reino Unido muestran que el hecho de que la madre permanezca en el hogar afecta positivamente a las calificaciones obtenidas por los hijos y, por tanto, al tipo y cantidad de años de educación, Ermisch y Francesconi (2001).

2. En ausencia de migraciones, la habilidad se distribuiría de forma idéntica en todas las provincias como una normal con media cero⁴. Este hecho podría, sin embargo, verse afectado por los flujos migratorios entre provincias. Las migraciones interiores interprovinciales en el periodo 1962-1995 se cifran en torno a 200.000 con un cierto descenso desde la segunda mitad de los años 60 y una recuperación a partir de mediados de los años 80, Pérez y Serrano (1998). Estos flujos migratorios podrían modificar las medias provinciales de capacidad innata si la emigración filtrara esta capacidad. Vamos a suponer que, debido a la emigración, en la provincia que se está considerando la esperanza de la capacidad innata ya no es cero sino otra cantidad (positiva o negativa). Así, aunque en el ámbito nacional la media de la capacidad innata seguirá siendo cero, $E_n(A_i) = 0$, habrá provincias con una media positiva y otra negativa. Para la provincia k , $E_k(A_i) = \mu_k$. También cabría esta posibilidad para los costes familiares si la dotación educativa de los padres, por ejemplo, fuese distinta en las diferentes provincias. Para la provincia k , $E_k(CF_i) = \varepsilon_k$.

3. El individuo conoce que se le retribuirá en función de los años de educación que posea. Así, se establece una función de salarios que incluye únicamente las características que posee un individuo antes de incorporarse al mercado de trabajo: la habilidad y la educación⁵.

$$W_i = e^{\beta_0 + \beta_1 S_i + \beta_2 A_i} \quad [2]$$

Si la capacidad innata tuviese un efecto directo sobre los salarios, se esperaría que el coeficiente β_2 fuese positivo.

Teniendo en cuenta las ecuaciones [1] y [2], el valor presente de un año de educación quedaría recogido en la expresión siguiente en la que T es la edad de jubilación⁶,

$$V_i(S) = \int_S^T W_i(S) e^{-rt} dt - \int_0^S C_{ki} e^{-rt} dt \quad [3]$$

De la maximización del valor presente anterior respecto a la variable de interés, S , se obtiene la siguiente condición de primer orden:

$$e^{-rS_i} \left[\frac{W'_i(S)}{r} (1 - e^{-r(T-S_i)}) - W_i(S) - C_{ki} \right] = 0 \quad [4]$$

(4) Véase Pinillos (1975) para una justificación de la forma de la distribución de la capacidad innata.

(5) Se omiten las variables específicas del puesto de trabajo o las que corresponden a características que se adquieren tras incorporarse al mercado laboral.

(6) Por simplicidad, se supone que la probabilidad de estar desempleado no afecta a la decisión de educarse. Este último supuesto podría resultar restrictivo aunque en el caso español existe evidencia al respecto para la enseñanza superior. Así, Albert (1998) muestra que, al menos para el caso de la enseñanza superior, las características familiares son un elemento importante en la demanda de educación pero no así las señales que emite el mercado de trabajo, concretamente las tasas de desempleo por nivel educativo y región.

siendo $W_i'(S)$ la derivada de la ecuación de salarios respecto a los años de educación⁷. Dado que

$\frac{W_i'(S)}{W_i(S)} = \beta_1$, la ecuación [4] se puede expresar del siguiente modo:

$$\begin{aligned} & \frac{\beta_1}{r} \left[1 - e^{-r(T-S_i)} \right] - 1 - \frac{C_{ik}}{W_i(S)} = \\ & = \frac{\beta_1}{r} \left[1 - e^{-r(T-S_i)} \right] - 1 - \frac{CP_k + CF_i - \gamma A_i}{e^{\beta_0 + \beta_1 S_i + \beta_2 A_i}} = 0 \end{aligned} \quad [5]$$

Esta ecuación anterior no es lineal en S . Para obtener una expresión operativa se precisa trabajar con una aproximación de primer orden. En este caso se aplicará una expansión de Taylor en el entorno de

$$A_i = CF_i = CP_k = 0, \quad S_n = T + \frac{1}{r} \ln\left(1 - \frac{r}{\beta_1}\right)$$

es decir, el punto donde los costes directos de la educación son nulos. Estos valores se corresponderían con las esperanzas de las variables en el ámbito nacional, $E_n(A_k)$, $E_n(CF_i)$, $E_n(CP_k)$ y $E_n(S_i) = S_n$. En el caso de los costes familiares y provinciales debemos aplicar el supuesto adicional de que en el ámbito nacional la esperanza de estos costes es nula, es decir $E_n(CF_i) = 0$ y $E_n(CP_k) = 0$. El nivel de educación correspondiente a los supuestos aplicados se obtiene directamente de la ecuación [5]. Tras algunas operaciones algebraicas se obtiene la siguiente ecuación de demanda de educación lineal⁸:

$$S_i = S_n + \frac{1}{\beta_1} e^{-\beta_0 - \beta_1 S_n + r(T-S_n)} [-CP_k - CF_i + \gamma A_i] \quad [6]$$

Por otra parte, en cada una de las provincias la media de años de educación observada es distinta. De esta forma, tomando la esperanza respecto a la provincia en la ecuación de demanda de educación anterior, se puede conseguir una especificación de la media de años de educación de la provincia en los términos del modelo planteado,

$$E_k[S_i] = S_n + \frac{1}{\beta_1 \Pi} \left[-E_k[CP_k] - E_k[CF_i] + \gamma E_k[A_i] \right]$$

siendo $\Pi = e^{\beta_0 + \beta_1 S_n - r(T-S_n)}$. Denominando $S_k^* = E_k[S_i]$ a la esperanza de la educación en cada provincia y teniendo en cuenta, que $E_k[A_i] = \mu_k$ y $E_k[CF_i] = \varepsilon_k$, se obtiene:

(7) La condición de segundo orden requiere que $\frac{\beta_1}{r} < \frac{1 + e^{-r(T-S)}}{1 - e^{-r(T-S)}}$. Para el caso concreto de costes directos nulos esta condición se reduce a $\beta_1 > r$.

(8) Agradecemos al ponente de la revista sus sugerencias sobre la derivación de la función de demanda de educación, e igualmente agradecemos a Manuel Ventura los comentarios al respecto.

$$S_k^* = S_n + \frac{1}{\beta_1 \Pi} [-CP_k - \varepsilon_k + \gamma \mu_k] \quad [7]$$

La media de años de educación de la provincia queda especificada en función de los costes provinciales de educación y de los términos ε_k y μ_k . Despejando los costes provinciales de la ecuación anterior,

$$CP_k = \beta_1 \Pi (S_n - S_k^*) - \varepsilon_k + \gamma \mu_k \quad [8]$$

sustituyendo esta expresión en la ecuación de demanda, ecuación [6],

$$S_i = S_k^* + \frac{1}{\beta_1 \Pi} [\varepsilon_k - CF_i + \gamma A_i - \gamma \mu_k] \quad [9]$$

y despejando la capacidad innata de la última expresión se obtiene:

$$A_i = \frac{\beta_1 \Pi}{\gamma} [S_i - S_k^*] + \frac{CF_i}{\gamma} - \frac{\varepsilon_k}{\gamma} + \mu_k \quad [10]$$

La capacidad innata queda especificada en función de la diferencia entre los años de educación del individuo y la media de años de educación de su provincia, de los costes familiares y de los términos μ_k y ε_k que recogerían las diferencias en la media de la habilidad y en los costes familiares entre provincias, respectivamente. Esta expresión se incorpora a una ecuación de salarios que incluye como regresores los años de educación, la variable de capacidad innata y otras variables recogidas en Z ,

$$\ln W_i = \beta_0 + \beta_1 S_i + \beta_2 \left[\frac{\beta_1 \Pi}{\gamma} [S_i - S_k^*] + \frac{CF_i}{\gamma} - \frac{\varepsilon_k}{\gamma} + \mu_k \right] + \beta_3 Z_i + u_i \quad [11]$$

Agrupando las variables obtenemos la siguiente especificación:

$$\ln W_i = \beta_0 + \left(\beta_1 + \frac{\beta_2 \beta_1}{\gamma} \Pi \right) S_i - \frac{\beta_2 \beta_1}{\gamma} \Pi S_k^* + \frac{\beta_2}{\gamma} CF_i + \beta_3 Z_i - \frac{\beta_2}{\gamma} \varepsilon_k + \beta_2 \mu_k + u_i \quad [12]$$

En esta expresión se pueden observar que si $\beta_2 = 0$, la ecuación [12] correspondería a una ecuación de salarios convencional. En este caso, el coeficiente de la variable años de educación del individuo se interpretaría como la retribución de un año de educación adicional y no se observaría sesgo por omisión de variable relevante. Si el coeficiente de la capacidad innata fuese distinto de cero $\beta_2 > 0$, la capacidad innata tendría un efecto directo en la ecuación de salarios. El sesgo por omisión se obtendría sumando el coeficiente estimado de la variable de años de educación medios de la provincia, que se sería negativo, al coeficiente estimado de los años de educación del individuo.

Por otra parte, hay que tener en cuenta la presencia en la ecuación [12] de los términos debidos a las diferencias en la media de la capacidad innata, μ_k , y a las

diferencias en la media de costes familiares, ε_k , en las diferentes provincias. Así, se observarían diferencias entre provincias que alterarían la distribución de la habilidad. En el caso de las diferencias en media de costes familiares entre provincias parte de estas diferencias corresponderían a los costes provinciales. Sin embargo, es posible que exista correlación entre las habilidades de la familia y los costes familiares y, por tanto, podrían existir diferencias en la distribución de los costes no atribuibles a los costes provinciales que también provoquen diferencias en la distribución de la habilidad entre provincias. El problema econométrico que se deriva de la presencia de los términos μ_k y ε_k es que, de estar afectando a la distribución provincial de la habilidad, μ_k y ε_k estarían correlados con los años medios de educación de la provincia y podrían afectar a las estimaciones. La obtención de la correlación entre la variable años medios de educación de la provincia y el residuo de la ecuación salarial permitirá valorar la magnitud de este problema a la hora de realizar el análisis empírico.

2. VARIABLES Y DATOS

Los datos utilizados en este estudio provienen de la Encuesta de Estructura, Conciencia y Biografía de Clase (ECBC) llevada a cabo conjuntamente por el INE, la Comunidad de Madrid y el Instituto de la Mujer en 1991. Frente a bases de datos alternativas, la ECBC tiene la ventaja de contener información sobre las características personales y laborales así como información detallada sobre sus antecedentes familiares. Después de eliminar inconsistencias y a los individuos que no proporcionan la información necesaria se obtuvo una muestra de 2.195 trabajadores asalariados de edades comprendidas entre 19 y 65 años. De estos, 1.317 son hombres y 848 mujeres, 1.176 son individuos de 35 o menos años (jóvenes) y 1.019 de más de 35 años (mayores)⁹.

El instrumento básico utilizado para realizar el análisis empírico ha sido la especificación de ecuaciones salariales en forma semilogarítmica en las que, junto a los años de educación, la experiencia (calculada como la edad del individuo menos la edad en que empezó a trabajar), la experiencia al cuadrado y la antigüedad (medida en años), se ha incluido la aproximación a la capacidad innata construida.

La información necesaria para obtener los años de educación medios de las provincias se obtuvo del Censo de Población de 1991. Se utiliza información de la población en edad de trabajar pues el objetivo de la variable es recoger la posición del individuo en la distribución de capacidades innatas y ésta se establece para el total de la población, no solamente para el colectivo que participa en el mercado laboral. Con el mismo criterio se utiliza información censal y no de la muestra intentando evitar problemas de falta de representatividad. Adicionalmente a las variables mencionadas, se incluyen variables de región y tamaño de municipio. En

(9) En el cálculo de los estadísticos y en las estimaciones se ha utilizado la correspondiente ponderación dado que la ECBC no es equiprobable (los jóvenes, los individuos más educados y los que viven en Madrid están sobrerrepresentados).

este caso, es doblemente necesario controlar las diferencias territoriales pues al estar definida la variable de capacidad innata en el ámbito espacial, las diferencias de ámbito territorial podrían quedar recogidas en el coeficiente de esta variable. Para captar los efectos que las diferencias de desarrollo pudieran tener sobre los procesos educativos se incorpora una variable de productividad provincial. El producto por trabajador (Producción Bruta/Población Ocupada) por provincias se calculó a partir de la información contenida en *Renta Nacional de España, 1991. Distribución Provincial, Avance 1992/1993* editado por el Banco Bilbao Vizcaya. De igual modo, es posible que la variable construida estuviera recogiendo la escasez de la mano de obra de los distintos niveles educativos en la provincia, en especial los niveles más cualificados. Esto es, supuesto un mismo nivel de demanda de trabajo cualificada en dos provincias diferentes, una menor dotación de mano de obra de los niveles educativos superiores, se plasmaría en una retribución mayor. Para evitar que este efecto quedase recogido en el coeficiente de la variable de capacidad innata, se incorporan la tasa de desempleo del año de inicio de actividad y la tasa de desempleo del año de observación por nivel de estudios y comunidad autónoma. Estas tasas de desempleo se obtuvieron a partir de la información de la publicación *Capital Humano, Series Históricas, 1964-1992*, estudio realizado para la Fundación Bancaixa por Mas, M., Pérez, F. y Serrano, L. (1995)¹⁰. Por otra parte, para estimar adecuadamente la ecuación que se deriva del modelo teórico propuesto, es necesario considerar los costes familiares ya que su omisión podría afectar a la estimación de las variables de interés. Para el caso se incluyen en las ecuaciones salariales variables de antecedentes familiares (educación de los padres y situación laboral del padre y de la madre) como aproximación a estos costes en la medida en que pueden recoger la situación económica, el status del hogar y su estabilidad, como ya se apuntó anteriormente.

Los principales estadísticos de las variables que intervienen en las ecuaciones salariales se presentan en el cuadro 2. Como hechos más relevantes se observa que, en media, el salario de los hombres es superior al de las mujeres, mientras que el de los mayores de 35 años es mayor que el de los más jóvenes. Respecto a las variables de capital humano, las mujeres cursan más años de educación que los hombres y los jóvenes más que los de mayor edad. Los hombres presentan más experiencia y antigüedad mientras que los menores de 35 años tienen, como era de esperar, menos que el colectivo de más de 35 años. Por último, se observa un aumento de la participación de las mujeres en las generaciones más jóvenes.

(10) La información alcanza hasta el año 1964 y está desagregada en cinco niveles educativos, analfabetos, sin estudios y primer ciclo de EGB, medios (segundo ciclo de EGB y educación secundaria), anteriores al superior (estudios universitarios de ciclo corto) y superior (universitarios de ciclo largo). Para el caso de individuos que se incorporaron al mercado de trabajo antes del primer año disponible, se les imputó la tasa de desempleo correspondiente a su nivel educativo del año 1964. En este periodo la tasa de desempleo era reducida y estable por lo que la distorsión no es muy grande.

Cuadro 2: PRINCIPALES ESTADÍSTICOS

	Total		Hombres		Mujeres		Jóvenes (35 o menos años)		Mayores (más de 35 años)	
	Media	Desv. Típica	Media	Desv. Típica	Media	Desv. Típica	Media	Desv. Típica	Media	Desv. Típica
Salarios*	645,78	360,10	684,88	376,50	572,97	314,92	566,91	274,22	727,57	416,09
Años de Educación	9,64	3,84	9,24	3,77	10,37	3,85	10,55	3,38	8,69	4,05
Experiencia	18,05	12,49	20,43	12,59	13,61	11,02	8,37	5,73	28,08	9,28
Antigüedad	11,77	10,33	13,53	10,89	8,50	8,25	5,40	4,92	18,37	10,32
Sexo (mujeres)	0,34	0,47					0,43	0,49	0,26	0,44
Desemp. Inicio Act.	9,59	10,40	8,41	10,16	11,78	10,50	16,58	10,12	2,34	3,32
Desempleo Actual	15,96	6,64	16,29	6,71	15,35	6,46	16,51	6,67	15,39	6,56
PIB/Empleo**	4,44	0,73	4,42	0,73	4,48	0,73	4,40	0,74	4,48	0,72
Padre EGB	0,50	0,50	0,48	0,50	0,53	0,49	0,52	0,49	0,47	0,49
Padre Secundaria	0,07	0,26	0,06	0,24	0,09	0,29	0,09	0,29	0,05	0,23
Padre Superior	0,06	0,24	0,06	0,23	0,08	0,27	0,06	0,24	0,07	0,25
Madre EGB	0,45	0,49	0,44	0,49	0,48	0,50	0,49	0,50	0,41	0,49
Madre Secundaria	0,03	0,17	0,02	0,15	0,05	0,21	0,04	0,20	0,02	0,15
Madre Superior	0,01	0,12	0,01	0,11	0,02	0,13	0,01	0,12	0,01	0,12
Padre Asalariado	0,64	0,47	0,65	0,47	0,64	0,47	0,69	0,46	0,60	0,48
Padre Empleo Fijo	0,54	0,49	0,52	0,49	0,57	0,49	0,60	0,48	0,47	0,49
Madre Ocupada	0,20	0,40	0,20	0,40	0,20	0,40	0,21	0,40	0,19	0,39
Observaciones	2.195		1.317		878		1.176		1.019	

* Variable en pesetas hora.

** Variable en millones de pesetas.

*** Se omiten los estadísticos de las variables de región y tamaño del municipio.

3. RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN

El contraste del efecto de la capacidad innata en el rendimiento de la educación se basa en la estimación de la ecuación [12] para la muestra total y las submuestras de hombres, mujeres, jóvenes y mayores. Al comprobar la presencia de heterocedasticidad mediante el test de Breusch-Pagan se utilizó para su estimación la corrección de White (1980). Por otra parte, se incluyó como regresor adicional la inversa del ratio de Mill [véase Heckman (1979)]. La inversa del ratio de Mill aproxima la probabilidad de trabajar y su inclusión en la ecuación de salarios permite tener en cuenta el hecho de que únicamente se observa el salario de los individuos que participan. Su significación en la ecuación de salarios muestra la importancia de este hecho y su inclusión como regresor adicional permite una estimación consistente de los coeficientes de la ecuación de salarios. El coeficiente de este ratio solamente resultó significativo en la muestra total y las submuestras de mujeres y de jóvenes por lo que se excluye de la estimación cuando se utilizan las submuestras de hombres y de mayores. Los cuadros A.1 y A.2 del Apéndice muestran, respectivamente, los estadísticos de las variables incluidas como explicativas en el modelo Probit necesario para obtener la inversa del ratio de Mill y los resultados de la estimación para la muestra total y las submuestras de mujeres y de jóvenes.

El cuadro 3 recoge los resultados de la estimación de la ecuación salarial para la muestra total (columnas 1 y 2), las submuestras de hombres (columnas 3 y 4) y de mujeres (columnas 5 y 6). La primera especificación presentada para cada submuestra corresponde al modelo básico de Mincer sin variable de capacidad innata. Los rendimientos de la educación obtenidos son similares en los tres casos (5,7%, 5,6% y 5,4% respectivamente). Habría que destacar que en la submuestra de mujeres se observa un descenso del coeficiente de la educación al incluir la inversa del ratio de Mill. El coeficiente de la educación que se obtuvo cuando no se corrigió el sesgo de selección fue 5,9% frente a 5,4% de la estimación corregida con la inversa del ratio de Mill. En De la Rica y Ugidos (1995) se observa el mismo fenómeno. Las autoras consideran que si la autoselección obedece a factores no controlados, como por ejemplo la necesidad económica, y se admite que necesidad económica y capacidad innata están negativamente correladas, al considerar la selección muestral se estaría indirectamente controlando por capacidad innata y, dada la relación positiva entre capacidad innata y educación, es de esperar que el rendimiento de la educación se redujese¹¹. El resto de las variables de la ecuación minceriana tradicional presentan el signo esperado.

(11) Esta interpretación se puede comprobar observando cómo varían los coeficientes de la educación y de la capacidad innata al controlar el sesgo de selección. Si este argumento es acertado, al estimar el modelo con capacidad innata incluyendo el ratio de Mill esperaríamos una reducción del coeficiente de esta variable mientras que el coeficiente de la educación no debería alterarse. Sin embargo, las comprobaciones realizadas muestran una reducción en ambos coeficientes.

Cuadro 3: ECUACIÓN SALARIAL

	Total		Hombres		Mujeres	
	Modelo básico	Modelo con capacidad innata	Modelo básico	Modelo con capacidad innata	Modelo básico	Modelo con capacidad innata
Constante	5,530 (32,27)	5,438 (16,63)	5,410 (26,69)	5,0781 (13,48)	5,474 (16,76)	6,068 (9,93)
Años de Educación	0,057 (21,24)	0,057 (21,22)	0,056 (17,16)	0,0566 (17,14)	0,054 (10,40)	0,054 (10,47)
Media Provincia		0,015 (0,33)		0,0552 (1,09)		-0,100 (-1,09)
Experiencia	0,025 (7,34)	0,025 (7,35)	0,026 (6,12)	0,0263 (6,13)	0,028 (4,97)	0,028 (4,98)
Experiencia ²	-0,0004 -7,15	-0,0004 -7,16	-0,0004 (-5,76)	-0,0004 (-5,78)	-0,0005 (-5,11)	-0,0005 (-5,10)
Antigüedad	0,008 (6,78)	0,008 (6,77)	0,006 (4,47)	0,006 (4,38)	0,012 (4,91)	0,012 (4,98)
Sexo (mujer)	-0,160 (-8,18)	-0,160 (-8,16)				
Inversa Ratio de Mill	-0,043 (-2,02)	-0,043 (-2,03)			-0,107 (-2,42)	-0,101 (-2,28)
Desempleo Inicio	-0,0009 (-0,62)	-0,0009 (-0,62)	-0,001 (-0,93)	-0,001 (-0,90)	-0,0001 (-0,05)	-0,0000 (-0,02)
Desempleo Actual	-0,005 (-2,61)	-0,005 (-2,66)	-0,004 (-1,55)	-0,004 (-1,59)	-0,006 (-1,56)	-0,006 (-1,55)
PIB/Empleo	0,025 (0,87)	0,020 (0,60)	0,044 (1,26)	0,025 (0,66)	0,014 (0,26)	0,050 (0,76)
Padre EGB	0,041 (1,82)	0,041 (1,83)	0,025 (1,01)	0,025 (1,02)	0,082 (1,88)	0,083 (1,86)
Padre Secundaria	0,103 (2,83)	0,103 (2,83)	0,137 (3,15)	0,137 (3,15)	0,047 (0,72)	0,047 (0,73)
Padre Superior	0,043 (0,95)	0,043 (0,94)	0,074 (1,37)	0,073 (1,35)	0,030 (0,37)	0,031 (0,39)
Madre EGB	0,064 (2,58)	0,063 (2,57)	0,078 (2,87)	0,078 (2,88)	0,033 (0,68)	0,037 (0,76)
Madre Secundaria	0,094 (1,66)	0,094 (1,66)	0,073 (0,95)	0,073 (0,95)	0,132 (1,57)	0,131 (1,55)
Madre Superior	0,129 (2,11)	0,130 (2,12)	0,088 (1,02)	0,089 (1,03)	0,189 (1,99)	0,189 (1,99)
Padre Asalariado	-0,083 (-2,94)	-0,083 (-2,95)	-0,072 (-2,36)	-0,074 (-2,38)	-0,161 (-2,30)	-0,158 (-2,25)
Padre Empleo Fijo	0,061 (2,20)	0,061 (2,22)	0,055 (1,81)	0,057 (1,88)	0,123 (1,81)	0,118 (1,71)
Madre Ocupada	-0,018 (-0,91)	-0,018 (-0,91)	0,013 (0,55)	0,013 (0,53)	-0,086 (-2,50)	-0,085 (-2,49)
R ² Ajustado	0,437	0,436	0,436	0,436	0,417	0,419
Observaciones	2.195		1.317		878	

* Se omiten los resultados obtenidos para las variables de región y tamaño del municipio.

** Estadístico T-Student entre paréntesis.

Respecto a la estimación del modelo con capacidad innata presentado en la ecuación [12], habría que tener presente, en primer lugar, la presencia de los términos debidos a diferencias en la media de habilidad y costes familiares entre las provincias, μ_k y ε_k . Estos podrían estar correlados con los años medios de educación de la provincia en la medida en que alteren la distribución de la capacidad innata entre provincias. De ser importante esta correlación, estos efectos podrían afectar a la estimación de los parámetros relevantes. Para comprobar la magnitud de este problema se obtuvieron las correlaciones entre los residuos de las estimaciones de las ecuaciones salariales de las diferentes submuestras, que incorporarían estas diferencias entre provincias, y los años medios de educación de la provincia. Los resultados obtenidos muestran unas correlaciones muy bajas (-0,4128E-09, -0,3168E-09, -0,2333E-08, -0,01412E-08, 0,3135E-08 para la muestra total y submuestras de hombres, mujeres, jóvenes y mayores, respectivamente) lo que indicaría que el efecto de las diferencias entre provincias en la distribución provincial de la habilidad y los costes familiares sobre el coeficiente de los años de educación de la provincia no sería demasiado elevado. Por otra parte, habría que tener presente que la propuesta considerada para aproximar la capacidad innata no está exenta de errores de medida al tratarse de una aproximación a la habilidad individual no observada. Una solución inmediata para este problema sería utilizar en la estimación variables instrumentales correladas con la capacidad innata individual pero no correladas con el residuo de la ecuación salarial. Sin embargo, la ECBC no proporciona información para conseguir instrumentos válidos para la capacidad innata.

Dado que las pruebas de correlación parecen confirmar que la aproximación de capacidad innata utilizada es adecuada, la segunda, cuarta y sexta columna del cuadro 3, modelo con capacidad innata, recogen los resultados obtenidos al estimar la ecuación [12], que incorpora los años de educación medios de la provincia. Según esta especificación la variable años de educación medios de la provincia tendría un coeficiente nulo en el caso de que el modelo de capital humano explicase la relación entre educación y salarios. En este caso no existiría sesgo por omisión de variable relevante en la estimación del rendimiento de la educación. Por otra parte, si la capacidad innata se retribuye en la empresa, es decir, es una variable relevante, el coeficiente de los años medios de educación de la provincia será significativo y negativo. En este caso, el rendimiento de un año de educación adicional se calcularía sumando al coeficiente obtenido para esta variable el coeficiente correspondiente a la variable de años de educación media de la provincia. Sin embargo, a la vista de los resultados obtenidos, no se puede rechazar la hipótesis de que la media de años de educación de la provincia tenga un coeficiente nulo en las tres submuestras (total, hombres y mujeres)¹².

Se consideró la posibilidad de que, al haber en la muestra individuos de diferentes edades con situaciones educativas muy distintas, la aplicación de una media provincial de años de educación común para todos pudiese no ser adecuada. Dado que el Censo de Población de 1991 permite la posibilidad de calcular esta media para las diferentes generaciones, éste fue el procedimiento que se

(12) Los resultados que se presentan son los obtenidos con la media de años de educación general. Las pruebas realizadas con la variable diferenciada por sexo ofrecieron resultados similares.

adoptó. La muestra se separó en individuos mayores de 35 años e individuos de edad igual o inferior¹³. Los resultados se presentan en el cuadro 4. Los resultados de la estimación del modelo básico (columnas 2 y 4) muestran un rendimiento de la educación estimado mayor para la submuestra de mayores de 35 años (6,0% frente al 5,0%). El coeficiente de la inversa del ratio de Mill en este caso solamente resultó significativo en la submuestra de los más jóvenes. El signo es negativo y, al igual que en el caso de las mujeres, su inclusión reduce el coeficiente de la variable años de educación aunque en menor medida que para éstas (5,2% sin la inversa del ratio de Mill).

Respecto al efecto de la capacidad innata, se observa que el coeficiente de la media de años de educación de la provincia no resulta significativo. Por tanto, a pesar de tener en cuenta las diferencias educativas agregadas entre los colectivos de los jóvenes y los mayores, parece que la habilidad no tiene un efecto sobre los salarios. Al igual que en las submuestras anteriormente analizadas, no se observaría un importante sesgo por omisión de variable relevante en la estimación de los rendimientos de la educación.

4. CONCLUSIONES

El objetivo de este estudio ha sido realizar un nuevo aporte a la investigación sobre las funciones de la educación y de la capacidad innata en el mercado de trabajo, concretamente en la determinación de los rendimientos de la educación. La evidencia empírica sugiere la existencia de una relación positiva entre los ingresos salariales que perciben los individuos y el nivel educativo de éstos. Para la teoría del capital humano la educación constituiría una inversión de la cual se obtendría un rendimiento posterior. Por otra parte, se considera la posibilidad de que el rendimiento estimado de la educación no fuese más que un reflejo de la capacidad innata del individuo en la medida en que hubiese una correlación positiva entre educación y capacidad innata. La cuestión planteada no redundaría únicamente en un problema econométrico sino que tiene implicaciones para la política educativa. Si la relación entre salarios y educación estuviese reflejando la mayor capacidad innata de los individuos más educados, la promoción de la educación para conseguir aumentos continuos de productividad quedaría cuestionada: la educación solamente reflejaría talentos preexistentes pero no los aumentaría.

El enfoque seguido ha sido plantear el contraste de estas dos posiciones como un problema de omisión de variable relevante. Sin embargo, la falta de información a este respecto en el caso español obliga a utilizar aproximaciones de la capacidad innata. En este caso la propuesta es utilizar la posición relativa en la distribución de años de educación en las distintas provincias. La medida utilizada se fundamenta en un modelo teórico basado en que las diferencias observadas en la dotación de educación son debidas a diferencias en los costes educativos, dado

(13) Se consideró la posibilidad de separar las submuestras de jóvenes y mayores en mujeres y hombres. Sin embargo, lo limitado de las submuestras resultantes y la cantidad de parámetros que incorporan las ecuaciones a estimar, nos hicieron desestimar esta opción ya que no permite obtener estimaciones consistentes.

Cuadro 4: ECUACIÓN SALARIAL

	Jóvenes (35 o menos años)		Mayores (más de 35 años)	
	Modelo básico	Modelo con capacidad innata	Modelo básico	Modelo con capacidad innata
Constante	5,396 (24,60)	4,817 (10,45)	5,890 (20,20)	5,941 (12,20)
Años de Educación	0,050 (12,17)	0,050 (12,04)	0,060 (17,17)	0,060 (17,19)
Media Provincia		0,060 (1,29)		-0,010 (-0,14)
Experiencia	0,043 (5,94)	0,043 (5,97)	0,002 (0,32)	0,002 (0,32)
Experiencia ²	-0,001 (-3,39)	-0,001 (-3,43)	-0,00007 (-0,55)	-0,00007 (-0,56)
Antigüedad	0,005 (1,83)	0,005 (1,79)	0,007 (5,37)	0,007 (5,37)
Sexo (mujer)	-0,117 (-5,06)	-0,116 (-5,04)	-0,242 (-8,52)	-0,242 (-8,49)
Inversa Ratio de Mill	-0,082 (-2,27)	-0,086 (-2,38)		
Desempleo Inicio	-0,002 (-0,90)	-0,002 (-0,94)	-0,001 (-0,26)	-0,001 (-0,26)
Desempleo Actual	-0,009 (-2,40)	-0,009 (-2,39)	-0,0007 (-0,25)	-0,0006 (-0,23)
PIB/Empleo	0,065 (1,72)	0,065 (1,49)	0,056 (0,12)	0,008 (0,17)
Padre EGB	0,034 (0,98)	0,033 (0,95)	0,066 (2,64)	0,066 (2,26)
Padre Secundaria	0,041 (0,84)	0,040 (0,82)	0,179 (3,26)	0,179 (3,27)
Padre Superior	-0,038 (-0,56)	-0,039 (-0,58)	0,161 (2,57)	0,162 (2,58)
Madre EGB	0,074 (2,01)	0,075 (2,01)	0,047 (1,45)	0,047 (1,45)
Madre Secundaria	0,169 (2,33)	0,167 (2,31)	-0,047 (-0,51)	-0,048 (-0,51)
Madre Superior	0,200 (2,41)	0,200 (2,39)	0,010 (0,11)	0,010 (0,11)
Padre Asalariado	-0,090 (-2,31)	-0,092 (-2,36)	-0,072 (-1,85)	-0,072 (-1,85)
Padre Empleo Fijo	0,055 (1,52)	0,059 (1,61)	0,089 (2,23)	0,089 (2,23)
Madre Ocupada	-0,049 (-1,77)	-0,049 (-1,76)	0,013 (0,48)	0,014 (0,48)
R ² Ajustado	0,344	0,344	0,492	0,492
Observaciones	1.176		1.019	

* Se omiten los resultados obtenidos para las variables de región y tamaño del municipio.

** Estadístico T-Student entre paréntesis.

que la distribución de la capacidad innata es idéntica en todas las provincias. Las diferencias en los años de educación medios entre provincias permiten que la correspondencia entre capacidad innata individual y educación alcanzada sea distinta en cada provincia. Así, a un individuo con una dotación educativa determinada se le asignaría mayor capacidad innata si la media de años de educación de la provincia en la que realizó sus estudios es baja (resultado de enfrentarse a costes mayores) que si es elevada (menores costes).

Los resultados de la estimación del modelo con los datos de la Encuesta de Estructura, Conciencia y Biografía de Clase de 1991 apuntan a que la capacidad innata no tiene un efecto significativo sobre los salarios y su omisión no provocaría un sesgo en la estimación de los rendimientos de la educación. Los resultados obtenidos muestran en todos los casos analizados (muestra total y submuestras de hombres, mujeres, jóvenes y mayores) que los individuos con mayor nivel educativo tienen una retribución mayor que la obtenida por los individuos con menor nivel, hecho que confirmaría el efecto positivo de la educación sobre la productividad. Los esfuerzos en materia educativa destinados a la extensión de la educación, irían por buen camino en la consecución de mayor productividad de la mano de obra y, por tanto, mayor crecimiento.

APÉNDICE

Cuadro A.1: PRINCIPALES ESTADÍSTICOS. ECUACIÓN DE PARTICIPACIÓN

	Total		Mujeres		Jóvenes (35 o menos años)	
	Media	Desv. Típica	Media	Desv. Típica	Media	Desv. Típica
Ocupado	0,40	0,49	0,26	0,44	0,45	0,49
Universidad (ciclo largo)	0,05	0,23	0,04	0,21	0,07	0,24
Universidad (ciclo corto)	0,05	0,22	0,05	0,23	0,06	0,24
Secundaria	0,17	0,37	0,15	0,31	0,31	0,46
EGB	0,50	0,49	0,51	0,49	0,44	0,49
Edad 26-35	0,24	0,42	0,24	0,43	0,55	0,04
36-45	0,22	0,41	0,22	0,41		
46-55	0,16	0,37	0,16	0,36		
56-65	0,17	0,37	0,17	0,38		
Sexo (mujer)	0,49	0,50			0,49	0,50
Casado	0,64	0,47	0,66	0,47	0,38	0,48
Sustentador Principal	0,45	0,49	0,17	0,38	0,26	0,43
Hijos Dependientes	0,67	0,98	0,69	0,99	0,55	0,90
Número de Perceptores (a)	1,26	0,87	1,40	0,80	1,39	0,85
Cónyuge Secundaria	0,12	0,32	0,13	0,34	0,11	0,31
Cónyuge Universidad	0,07	0,25	0,08	0,27	0,05	0,22
Observaciones	6.194		3.061		3.062	

(a) Excluyendo al entrevistado.

* Se omiten los estadísticos de las variables de región y tamaño del municipio.

Cuadro A.2: ECUACIÓN DE PARTICIPACIÓN. MODELO PROBIT

	Total	Mujeres	Jóvenes (35 o menos años)
Constante	1,168 (11,80)	0,402 (2,90)	0,785 (6,15)
Universidad (ciclo largo)	0,165 (1,80)	0,462 (3,27)	-0,089 (-0,73)
Universidad (ciclo corto)	0,537 (5,90)	0,903 (7,04)	0,270 (2,17)
Secundaria	0,092 (1,34)	0,222 (2,15)	-0,019 (-0,21)
EGB	0,135 (2,60)	0,112 (1,41)	0,116 (1,37)
Edad 26-35	0,076 (1,27)	0,052 (0,59)	0,240 (4,02)
36-45	-0,034 (-4,29)	-0,055 (-0,55)	
46-55	-0,329 (-9,95)	-0,408 (-4,37)	
56-65	-0,816 (-11,59)	-0,976 (-8,03)	
Mujer	-0,515 (-11,59)		-0,255 (-4,76)
Casado	-0,337 (-6,12)	-0,485 (-5,73)	-0,387 (-4,42)
Sustentador Principal	0,306 (5,96)	0,124 (1,49)	0,224 (3,26)
Hijos Dependientes	-0,068 (-1,27)	-0,119 (-3,25)	-0,155 (-3,84)
Número de Perceptores ^(a)	-0,704 (-27,10)	-0,427 (-10,96)	-0,492 (-15,04)
Cónyuge Secundaria	-0,021 (-0,35)	0,104 (1,25)	-0,023 (-0,27)
Cónyuge Universidad	0,247 (3,20)	0,258 (2,46)	0,520 (4,27)
Log. Verosimilitud	-3224,81	-1473,95	-1854,41
Observaciones	6.194	3.061	3.062

(a) Excluyendo al entrevistado.

* Se omiten los resultados obtenidos para las variables de región y tamaño del municipio.

** Estadístico T-Student entre paréntesis.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Albert, C. (1998): "Higher Education Demand in Spain: the Influence of Labor Market Signals and Family Background", *Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE)*, WP-EC 98-17.
- Banco Bilbao Vizcaya (1993): *Renta Nacional de España, 1991. Distribución Provincial, Avance 1992/1993*.
- Becker, G. (1964): *Human Capital*. Nueva York. NBER, Columbia University Press, segunda edición (1975).
- De la Rica, S. y A. Ugidos (1995): "¿Son las Diferencias en Capital Humano Determinantes de las Diferencias Salariales Observadas entre Hombres y Mujeres?", *Investigaciones Económicas*, XIX (3), págs. 95-414.
- Ermisch, J. y M. Francesconi (2001): "The Effects of Parents' Employment on Children's Lives", *Family Policy Studies Centre (Family and Work Series)*.
- Griliches, Z. (1977): "Estimating the Returns to Schooling: some Econometric Problems", *Econometrica*, 45(1), págs. 1-22.
- Heckman, J. (1979): "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, 47 (1), págs. 153-161.
- Instituto Nacional de Estadística (1993): *Censo de Población de 1991*, Madrid.
- Mas, M., F. Pérez, E. Uriel y L. Serrano (1995): *Capital Humano, Series Históricas, 1964-1992*, Fundación Bancaixa, Valencia.
- Mincer, J. (1974): *Schooling, Experience and Earnings*, New York, NBER, Columbia University Press.
- Ministerio de Educación y Ciencia (1998): *Estadísticas de la Enseñanza en España 1995-1996*, Madrid.
- Pérez, F. y L. Serrano (1998): *Capital Humano, Crecimiento Económico y Desarrollo Regional en España 1964-1997*, Fundación Bancaixa, Valencia.
- Pinillos, J.L. (1975): *Principios de Psicología*, Alianza Universidad, Duodécima Edición (1985).
- Uriel, E., M.L. Moltó, F. Pérez, F. Aldás y V. Cucarella (1997): *Cuentas de la Educación en España y sus Comunidades Autónomas*, Madrid, Fundación Argentaria, Ed. Visor.
- White, H. (1980): "A Heteroscedasticity-consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity", *Econometrica*, 48, págs. 817-833.

Fecha de recepción del original: julio, 2000

Versión final: septiembre, 2003

ABSTRACT

The aim of this paper is to estimate the effect of innate ability on the returns to education and wages. Our purpose is to obtain a proxy for individual ability using available data. We develop a theoretical microeconomic model of schooling demand in which the individual's years of education depend on innate ability, family conditions and the provincial cost of education. This model enables us to obtain a variable for ability by using the differences between the individual's years of education and the aggregate years of education in the province, taking into account that costs may differ across provinces. This allows us to solve the lack of information of the Spanish data. In the empirical analysis ECBC-91 data are used and the sample are separated by gender and into age groups. The results show that there is no ability effect on wages and that the returns to education are not up-biased.

Key words: human capital, ability, returns to education.

JEL classification: J24, J31, I2.