

**Los rendimientos potenciales y efectivos
de la educación en España.**

Carmen García Prieto

Angel Martín Román

Carlos Pérez Domínguez

Departamento de Fundamentos del Análisis Económico (Universidad de Valladolid)

(Octubre 2002)

En este trabajo se han estimado los rendimientos de la educación formal en España. La principal diferencia con los trabajos precedentes consiste en que nosotros hemos distinguido entre el aumento que la educación produce en el salario máximo potencial del trabajador y el aumento efectivamente registrado. La divergencia entre ambos (o ineficiencia salarial) se justifica por motivos asociados básicamente con la búsqueda de empleo. La técnica econométrica utilizada ha sido la de las fronteras estocásticas dado que permite aproximar variables que, como el salario potencial, no son directamente observables.

Entre los principales resultados del trabajo se encuentra el hecho de que la educación formal aumenta con nitidez el salario máximo potencial del trabajador. Este incremento es especialmente importante para los universitarios de ciclo largo. Se ha estimado también que una mayor educación aumenta el grado de ineficiencia salarial. Este aumento es también especialmente relevante en el caso de los universitarios de ciclo largo. A pesar de ello, el efecto de la educación formal sobre el salario medio efectivo de los trabajadores es netamente positivo

Códigos JEL: I21, J24, J31.

Palabras Clave: capital humano, ingresos salariales, fronteras estocásticas.

Los autores agradecen la ayuda financiera del Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales (Instituto de la Mujer) correspondiente al Programa Sectorial de Estudios de las Mujeres y del Género, en el marco del III Plan Nacional de Investigación Científica y Desarrollo Tecnológico

NOTA: Los resultados completos de las estimaciones, así como los estadísticos y demás información econométrica se encuentran a disposición de los investigadores previa petición a los autores.

1.- INTRODUCCIÓN.

El análisis de la relación que existe entre el nivel de educación formal que posee un individuo y sus ganancias laborales no es algo que haya preocupado a los economistas desde hace poco. Ya en la obra de Cantillon (1755) se justifica el pago de salarios más altos para los trabajadores más cualificados. Todavía dentro del período clásico, Smith (1776) retoma estas ideas y puede decirse que es el más directo precursor de la moderna teoría del capital humano desarrollada a principios de los años 60 con los trabajos pioneros de Schultz (1961), Mincer (1962) y Becker (1964).

El análisis sistemático del efecto de la educación sobre las ganancias salariales tiene una referencia que es fundamental en la investigación sobre el tema en los últimos años: el trabajo de Mincer (1974). La importancia de este trabajo es tan grande que a partir de él las ecuaciones de ingresos más ortodoxas se denominan ecuaciones de Mincer o mincerianas. La literatura económica desarrollada a partir de este trabajo seminal es muy amplia. La estimación de los rendimientos que proporciona la educación basados en el ajuste econométrico de ecuaciones mincerianas es un tópico que ha producido abundante investigación en los últimos años, debido a que la disponibilidad de bases de microdatos de calidad se ha ido generalizando en países diferentes de los anglosajones¹.

El trabajo de Griliches (1977) planteó algunos problemas que se podían presentar al estimar ecuaciones mincerianas a través de mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Una de las críticas más frecuentes a la estimación de MCO apunta que la educación de un individuo (que es una de las variables explicativas de las ganancias salariales) es una variable endógena, lo que aconsejaría utilizar métodos econométricos de variables instrumentales (VI).² El trabajo de Willis y Rosen (1979) plantea otro problema econométrico diferente: las propias muestras empleadas para estimar las ecuaciones de ingresos pueden no cumplir el requisito básico de ser representativas de

¹ Algunas investigaciones recientes sobre este tema para la economía española son: Alba-Ramírez y San Segundo (1995), De la Rica y Ugidos (1995), San Segundo (1997), Vila y Mora (1998), Barceinas et al. (2000), García et al. (2001) y Pons y Gonzalo (2001).

² En el caso español, de acuerdo con las investigaciones de Barceinas et al. (2002), los rendimientos de la educación obtenidos en las estimaciones por VI son muy similares a los derivados de MCO cuando la muestra se depura adecuadamente.

toda la población. Esto se conoce en la literatura sobre el tema como el problema de la autoselección.³

Aunque el presente artículo está muy emparentado con toda la bibliografía sobre este tópico, en el sentido de que toma el trabajo de Mincer (1974) como punto de partida, presenta diferencias tanto de carácter metodológico, como de índole conceptual que lo distinguen de la literatura económica preexistente. A nuestro modo de entender, este trabajo introduce un elemento original que lo diferencia de otros trabajos previos. Este elemento original consiste en la estimación no sólo del rendimiento ‘efectivo’ que obtienen los individuos de sus títulos educativos, sino también del rendimiento ‘potencial’ asociado a los diferentes niveles educativos. ¿Por qué existe esta diferencia entre el salario potencial de un individuo y el que efectivamente alcanza? Porque en el proceso de búsqueda de trabajo la información de los trabajadores no es perfecta y adquirir más información sobre las oportunidades de empleo tiene un coste. Este es el marco teórico de la llamada ‘teoría de la búsqueda’ asociada a los trabajos de McCall (1970), Mortensen (1970) y Lippman y McCall (1976a y 1976b). Según esta teoría, los individuos fijan un salario crítico (el salario de reserva) y cuando consiguen una propuesta de empleo con un salario mayor que dicho valor crítico la aceptan. Esto supone que muchos de los individuos finalizarán su búsqueda antes de conseguir el máximo salario al que podrían aspirar, dado su nivel educativo. La diferencia entre ese salario ‘máximo potencial’ y el salario efectivamente percibido es lo que se llama ‘ineficiencia salarial’.

El objetivo de este trabajo es precisamente medir esa ineficiencia salarial con datos españoles e investigar si esa diferencia entre el salario potencial y el efectivo aumenta al aumentar el nivel educativo de los individuos o sucede lo contrario. Para conseguir este objetivo se utiliza la técnica econométrica de las fronteras estocásticas. Esta técnica se ha utilizado habitualmente en el marco de los estudios sobre la eficiencia productiva, desde que Aigner et al. (1977) y Meeusen y Van den Broeck (1977), definieran y emplearan de forma simultánea e independiente, el concepto de frontera estocástica.

No obstante, existen algunas aplicaciones de esta técnica al campo de la economía laboral y más concretamente al proceso de formación de salarios. Según nuestro conocimiento, el artículo pionero fue Robinson y Wunnava (1989). En este artículo, se utiliza la técnica de las fronteras

³ En nuestro caso intentaremos minimizar este problema mediante la selección de una muestra homogénea compuesta por varones asalariados que, a la vez, ofrezca un número suficiente de observaciones.

estocásticas para medir la discriminación salarial femenina. Otros trabajos precursores fueron Hofler y Murphy (1992 y 1994). En el primero de ellos, se estima hasta qué punto los trabajadores consiguen un salario efectivo por debajo del máximo potencial que podrían obtener dada su productividad marginal (es decir, se mide la ineficiencia salarial); y en el segundo lo que se estima es el salario de reserva de los trabajadores. Ambos artículos toman como escenario el marco de la teoría de la búsqueda. En McClure, Girma y Hofler (1998) se aborda de nuevo la cuestión de la ineficiencia salarial pero comparando sendas estimaciones de fronteras estocásticas para Estados Unidos y Canadá. En una línea similar se enmarca el trabajo de Polacheck y Robst (1998). El trabajo de Lang (2000) analiza la cuestión de discriminación salarial entre trabajadores alemanes de distinta etnia. Por último, el trabajo de Watson (2000) relaciona la ineficiencia salarial y el salario mínimo en el Reino Unido y deduce que dicho salario mínimo no es una política económica efectiva en la lucha contra la pobreza.

El primer elemento novedoso de nuestro trabajo consiste, precisamente, en la utilización de esta técnica para la medición de los rendimientos de la educación en España. Además hemos de decir que a pesar de existir ya alguna literatura sobre el tema de la ineficiencia salarial y las ganancias laborales, creemos que es la primera vez – no sólo en España – que se plantea explícitamente un análisis de cómo se relaciona éste con los diferentes niveles educativos. Finalmente, debemos señalar que el uso de esta técnica no supone exclusivamente una novedad en el plano metodológico del análisis de la estimación de los rendimientos educativos, sino que posee interesantes propiedades desde el punto de vista estrictamente económico. Como se verá más adelante, además de aportar una medida del salario máximo potencial que podría alcanzar un individuo con un cierto nivel educativo, nos posibilitará también una medida de la eficiencia en el proceso de búsqueda de empleo de cada uno de los grupos educativos.

El resto del artículo se organiza como sigue: el apartado segundo ofrece el fundamento teórico en el que se sustentan nuestras estimaciones. En el tercer apartado se procede a la especificación econométrica del modelo, apuntando, en primer lugar, la técnica de estimación utilizada y, en segundo, los datos empleados. El cuarto apartado ofrece los resultados obtenidos en la estimación y el quinto y último resume y sintetiza las principales conclusiones del trabajo.

2.- GANACIAS POTENCIAL Y EFECTIVA: FUNDAMENTO TEÓRICO

Como punto de partida vamos a suponer que existe una función individual de generación de renta potencial descrita por la siguiente ecuación:

$$w_i^P = f(X_i) \quad (1)$$

Se trata de una relación tecnológica que determina las máximas ganancias salariales (w_i^P) que el trabajador i -ésimo puede obtener dados unos inputs generadores de renta representados por el vector X_i . Dichos inputs vienen determinados, básicamente, por la dotación de capital humano que el trabajador incorpora⁴. Debe indicarse que la expresión (1) presupone un comportamiento “eficiente” por parte del trabajador, en el sentido de que determina la máxima cantidad de dinero que éste podría ingresar en el mejor uso de sus conocimientos formales y su experiencia laboral. En otras palabras, la anterior expresión constituye una frontera superior de ingresos salariales, de forma que el montante de los mismos realmente percibido por el trabajador en un momento dado (w_i) deberá ser inferior, o a lo sumo igual, al máximo potencial ($w_i \leq w_i^P$).

El motivo básico de la “ineficiencia salarial”, esto es, de que los trabajadores pueden no estar percibiendo efectivamente su salario potencial, debemos buscarlo, básicamente, en la existencia de deficiencias informativas y, por tanto, en el hecho de que el proceso de búsqueda de empleo sea costoso para el trabajador. De esta forma, puede resultar óptimo para un determinado buscador de empleo aceptar un puesto de trabajo que le ofrezca un salario por debajo de su potencial máximo. Esto será así siempre que el coste marginal de continuar buscando empleo exceda al beneficio marginal esperado de la búsqueda.⁵

Más en concreto, los motivos por los que el salario efectivo de un cierto individuo se aleja, en mayor o menor medida, de su máximo potencial, o frontera de salarios, pueden sistematizarse en dos grandes categorías.

La primera categoría tiene un carácter esencialmente “objetivo”. Esta categoría estaría relacionada con la forma concreta de la distribución de salarios a la que se enfrenta un

⁴ De acuerdo con lo propuesto por Mincer (1974)

⁵ De acuerdo con la Teoría de la Búsqueda, la estrategia óptima del trabajador consiste en determinar un salario de reserva, de forma tal que toda oferta laboral que posibilite un salario menor a él es rechazada y se acepta la primera oferta de empleo que provea un salario igual o superior al de reserva. Para determinar este salario de aceptación el buscador tiene en cuenta, precisamente, los costes y beneficios asociados a fijar un salario de reserva marginalmente superior. Pueden verse al respecto, McCall (1970), Mortensen (1970) y Lippman & McCall (1976a y 1976b).

determinado individuo cuando busca trabajo, dados sus inputs generadores de renta. Cabría esperar que los trabajadores con menor nivel de formación y experiencia se enfrenten a distribuciones salariales concentradas, esto es, que su abanico de posibles salarios sea bastante restringido. En cambio, a medida que aumenta la dotación de capital humano del trabajador, también lo harán sus posibilidades salariales. De acuerdo con esto, los individuos más descualificados, que afrontan distribuciones salariales más concentradas, deberían encontrarse, por término medio, más cerca de su salario potencial. Sirva como ejemplo la situación de un joven de 16 o 17 años, que difícilmente podría aspirar a un salario distinto del mínimo legal. Por eso es muy probable que la frontera salarial para estos trabajadores esté muy próxima al salario mínimo y que el salario efectivo de la mayoría de las personas de este colectivo se sitúe muy cerca de esta frontera.

Otros motivos que influyen en la distribución de salarios a la que se enfrenta un individuo tienen que ver con la estructura del mercado local de trabajo al que se enfrenta, tales como su composición de ocupaciones o su estructura industrial.

La segunda categoría estaría relacionada con cuestiones más bien “subjetivas”. Dentro de esta categoría estarían, por un lado, todos aquellos factores que determinan el salario de reserva del individuo y, por otro lado, los elementos asociados a su eficiencia en la búsqueda de trabajo. Dada una misma distribución salarial, los sujetos con mayores salarios de aceptación y que acometan los mecanismos de búsqueda más eficientes cobrarán salarios más próximos a sus máximos potenciales. A modo de ejemplo, consideremos dos individuos A y B con características “objetivas” idénticas. Supongamos, que A está casado con un cónyuge que trabaja y que no tiene hijos a su cargo, mientras que B está divorciado o casado con un cónyuge desempleado y que tiene dependientes. Cabe pensar que el individuo A fijará un salario de reserva más alto (será más exigente a la hora de aceptar un empleo), dado que posee una renta subsidiaria (la de su cónyuge) y que carece de cargas familiares. Por el contrario, el individuo B fijará un salario de reserva mucho más bajo, por los motivos opuestos al sujeto anterior. La conclusión es que el sujeto A se encontrará, con una alta probabilidad, más cerca de su frontera salarial que el B, simplemente porque ha sido más exigente a la hora de seleccionar las ofertas salariales.

3.- TÉCNICA ECONOMETRICA

Método de estimación

El problema básico al que se enfrenta nuestro estudio es que, a pesar de que el salario efectivo cobrado por el trabajador es observable, su salario máximo potencial no lo es; no obstante, las técnicas de estimación de fronteras estocásticas ofrecen una vía plausible para su estimación econométrica.

Básicamente, el método consiste en considerar que el salario efectivo de cada individuo es igual al nivel máximo que podría conseguir en el mercado (su salario potencial) menos una perturbación aleatoria no negativa, que recoge la diferencia entre ambos. El salario potencial constituye una frontera superior de las observaciones, y se obtiene, como hemos visto, a partir de un conjunto de variables que aproximan la productividad marginal de cada individuo.

Sea w_i el salario efectivo que percibe el trabajador i -ésimo. Vamos a suponer que éste se explica de acuerdo con el siguiente modelo:

$$w_i = w_i^p - u_i \quad (2)$$

donde w_i^p es su salario potencial y u_i una perturbación aleatoria no negativa.

El salario potencial de cada individuo, que constituye su frontera, depende de un conjunto de variables que reflejan sus inputs generadores de renta (básicamente, su dotación de capital humano), según la siguiente especificación:

$$w_i^p = \beta' X_i + v_i \quad (3)$$

siendo β un vector de parámetros para estimar, X_i el vector de los inputs generadores de renta, y v_i una perturbación aleatoria que confiere a la frontera un carácter estocástico.

Sustituyendo (3) en (2), resulta:

$$w_i = \beta' X_i + v_i - u_i \quad (4)$$

La diferencia entre el salario potencial y el salario efectivo que cobra cada trabajador, se explica, siguiendo la especificación propuesta por Battese y Coelli (1995), a partir de un conjunto de variables $z_i = (z_{1i}, \dots, z_{mi})'$ específicas de cada individuo, y un nuevo término de perturbación aleatoria ξ_i , de acuerdo con:

$$u_i = \delta' z_i + \xi_i \quad (5)$$

siendo $\delta = (\delta_1, \dots, \delta_m)'$ un vector de parámetros para estimar.

Para garantizar que $u_i \geq 0$, se considera que ξ_i se distribuye idénticamente entre la muestra según una normal de media cero y varianza σ_u^2 , truncada en el punto $-\delta' z_i$, de tal forma que, $\xi_i \geq -\delta' z_i$. Con ello, u_i se distribuye según una normal cuya media depende de las variables explicativas específicas de los individuos y truncada en cero, $N^+(\delta' z_i, \sigma_u^2)$. Por otro lado, se supone que v_i se distribuye i.i. $N(0, \sigma_v^2)$, siendo ésta independiente de u_i y de los regresores. De esta forma tenemos un modelo con un error compuesto $\varepsilon_i = v_i - u_i$, sobre el que es posible calcular la función de verosimilitud considerando la existencia de N individuos en la muestra.

Empleando la técnica de máxima verosimilitud se consiguen estimadores consistentes de los parámetros de la frontera, con lo que resulta estimado consistentemente el salario potencial de los individuos. También resultan consistentes los estimadores de los parámetros que acompañan a las variables explicativas del componente sesgado.⁶ Sin embargo, la estimación no proporciona un valor para cada u_i , ya que éste resulta integrado en el término de error compuesto ε_i . Para encontrar un valor específico para cada individuo de la cuantía que le separa de su salario potencial, es necesario acudir a su función de densidad condicionada $f(u_i | \varepsilon_i)$, según proponen Jondrow et al. (1982), con lo que se puede emplear la media o la moda de esta distribución para obtener un estimador insesgado aunque no consistente

Datos empleados y descripción de las variables

Las estimaciones se han llevado a cabo utilizando como fuente de datos el Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE) en su tercera ola, correspondiente al año 1996 y con datos referidos a España, que ofrece información individualizada para 15.643 personas y para 6.268 hogares. En nuestro caso hemos seleccionado de la muestra los varones asalariados que trabajan 15 ó más horas semanales⁷, lo que reduce el número de observaciones individuales a un total de

⁶ En algunos trabajos –como en Lang (2000)– las estimaciones anteriores estimaciones se llevan a cabo en dos etapas. En la primera se estiman los parámetros determinantes de la frontera y en la segunda los de la ineficiencia. Este procedimiento es inconsistente puesto que presupone que los efectos determinantes de la ineficiencia actúan de forma independiente en ambas etapas, lo cual no tiene por qué ser cierto.

⁷ El PHOGUE ofrece dos formas de averiguar las horas trabajadas por el individuo: su declaración personal y la técnica de clasificación objetiva sugerida por la Encuesta de Población Activa (Instituto Nacional de Estadística). Nosotros hemos optado la segunda.

2780. Asimismo, se han utilizado para la obtención de algunas variables los datos de los hogares en los que se encontraban encuadrados dichos individuos.

La muestra de varones asalariados utilizada posibilita disponer de un grupo poblacional numeroso y homogéneo que minimice los posibles problemas de sesgos por la selección muestral. Tal y como sugiere San Segundo (1997), dichos sesgos pueden provenir del uso de una muestra conformada por trabajadores de ambos sexos⁸ o por la incorporación de trabajadores autónomos cuyos ingresos pueden tener menor fiabilidad que los asalariados. También se ha elegido una muestra que discrimine a aquellos trabajadores con mayor nivel de parcialidad en su dedicación laboral.

La variable dependiente considerada es el logaritmo del salario neto⁹ por hora trabajada.¹⁰ Las variables de capital humano utilizadas para la estimación de la frontera de salarios (X_i) hacen referencia al nivel de educación formal alcanzado por el trabajador, su experiencia laboral y su edad.¹¹ Por su parte, las variables utilizadas para captar la desviación entre el salario potencial y efectivo de cada trabajador (z_i) hacen referencia a su edad y nivel educativo, a su estado civil y cargas familiares, a las rentas no laborales del hogar en el que se encuadra el sujeto, a la zona geográfica de su residencia (NUT), al sector de actividad en el que trabaja y la capacidad de movilidad laboral pasada del trabajador.

4.- RESULTADOS

La Tabla 1 ofrece los resultados obtenidos en las diferentes estimaciones que hemos llevado a cabo referidos a las variables de educación formal. La estimación de las fronteras estocásticas se ha llevado a cabo utilizando el programa informático FRONTIER 4.1, desarrollado en el Centre for Efficiency and Productivity Analysis (CEPA) de la Universidad de New England

⁸ Pons y Gonzalo (2001), también con datos españoles, justifican la utilización de una muestra exclusivamente masculina para evitar las posibles complicaciones derivadas del hecho de que muchas carreras profesionales femeninas se vean interrumpidas por el nacimiento y crianza de los hijos.

⁹ Es preciso enfatizar la utilización en nuestro trabajo de salarios netos. Este hecho podría explicar el valor ligeramente menor de los rendimientos estimados con respecto de otros trabajos que utilizan el salario bruto, como es el caso de Barceinas et al. (2002).

¹⁰ Dicha variable se ha elaborado como el cociente entre los ingresos mensuales netos actuales procedentes del trabajo por cuenta ajena y el número medio de horas trabajadas al mes.

¹¹ Estas dos últimas variables intentan recoger la experiencia específica y genérica del trabajador.

(Australia) para el estudio de la eficiencia productiva a través de funciones frontera. Una breve guía de funcionamiento del mismo puede encontrarse en Coelli (1996).

Los resultados de los tests de validación de los modelos estimados se sintetizan a continuación.

Las columnas (I) y (II) de la Tabla 1 ofrecen los resultados provenientes de las estimaciones por Mínimos Cuadrados Ordinarios que constituyen un primera referencia. En la primera de estas columnas se han incorporado los años de educación como una variable continua, obteniéndose un rendimiento anual medio de la educación del 5%. Por su parte, la estimación de la columna (II) incorpora la educación en forma discreta; en este caso, los coeficientes muestran la tasa de crecimiento del salario asociada a cada tramo de educación formal conseguido tomando como referencia al grupo de los menos cualificados (analfabetos o sin estudios). Puede apreciarse el crecimiento continuado de la tasa a medida que el sujeto cubre niveles superiores de formación. En ambos casos los rendimientos estimados se encuentran en la línea de las obtenidas en las investigaciones previas efectuadas para España.¹²

Las columnas (III) a (VIII) ofrecen los resultados provenientes de las estimaciones de las fronteras estocásticas. En el caso de la columna (III) se observa como el aumento máximo potencial del salario asociado a un año extra de educación formal asciende al 5,6%. No obstante, la *ineficiencia salarial* (distancia del salario efectivo al máximo potencial) también aumenta con la educación en un 1% anual –columna (V)-, esto es, cada año de educación formal separa en ese porcentaje el salario máximo potencial del efectivamente percibido. Como resultado de ambos fenómenos, el salario medio efectivo del trabajador crece anualmente un 4,6% -columna (VII)– una cifra ligeramente inferior a la obtenida en la estimación por MCO.

Los resultados obtenidos al incorporar los niveles educativos por tramos discretos se sintetizan gráficamente en la figura 1. Puede apreciarse el continuo crecimiento de los rendimientos potenciales correspondientes a mayores niveles de formación y, muy especialmente, del asociado con la formación universitaria de ciclo largo –columna (IV) de la tabla 1–. Por su parte, el grado de ineficiencia salarial –columna (VI)– presenta un comportamiento menos regular aunque, en general, se observa que es reducido en los grupos más bajos de educación y sensiblemente mayor en el caso de la educación universitaria de ciclo largo. Del juego de los dos anteriores fenómenos se derivan los aumentos en el salario medio efectivo –columna (VIII)–;

¹² Véanse, por ejemplo, los trabajos de San Segundo (1997) y Pons y Gonzalo (2001).

puede observarse que se trata, en general, de valores ligeramente inferiores a los obtenidos en las estimaciones por MCO –columna (II)–.

Para concluir con el análisis de los resultados se ha elaborado la Tabla 2, fundamentada en las estimaciones de la frontera estocástica con niveles educativos discretos. En ella se provee información sobre los niveles salariales horarios estimados para cada grupo de educación. En la columna IV de la citada tabla se ha calculado el porcentaje de consecución salarial de cada grupo como el cociente entre el salario efectivamente percibido –columna II– y el máximo potencial –columna I–. Resulta interesante apreciar que dicho porcentaje alcanza su valor más reducido para el colectivo de mayor educación. Un individuo perteneciente a este grupo viene a conseguir en promedio el 73% de su salario máximo potencial, mientras que en el resto de los grupos educativos el porcentaje es, también en promedio, igual o superior al 80%. La dispersión de esta consecución salarial también es significativamente superior en el grupo de educados, tal y como puede de manifiesto la varianza, lo que pone de manifiesto la presencia en este colectivo educacional de un amplio abanico de ocupaciones diferentemente remuneradas.

Inciendo en este fenómeno, puede apreciarse cómo el individuo con estudios superiores de ciclo largo peor remunerado apenas consigue un 12% de su salario potencial, valor muy inferior al correspondiente al resto de los grupos de formación. No obstante, el grado de consecución salarial del individuo mejor remunerado apenas si difiere por grupos de educación.

Por último, cabe referir que el citado menor porcentaje de consecución salarial de los individuos más cualificados se mantiene también para todos los deciles de la distribución, siendo esta diferencia tanto más acentuada cuanto menor es el decil considerado.

5.- RESUMEN Y CONCLUSIONES

En este trabajo se han estimado los rendimientos de la educación formal en España. La principal diferencia con los trabajos precedentes consiste en que nosotros hemos distinguido entre el aumento que la educación produce en el salario máximo potencial del trabajador y el aumento efectivamente registrado. La divergencia entre ambos (o *ineficiencia salarial*) se justifica por motivos asociados básicamente con la búsqueda de empleo.

Para llevar a cabo las estimaciones se ha utilizado la técnica de las fronteras estocásticas que permite efectuar una aproximación del salario potencial que, por definición, resulta inobservable.

Los principales resultados obtenidos son los siguientes. El aumento en el salario potencial asociado a un año extra de educación formal asciende al 5,6%. No obstante, la *ineficiencia salarial* (distancia del salario efectivo al máximo potencial) también aumenta con la educación en un 1% anual, esto es, cada año de educación formal separa en ese porcentaje el salario máximo potencial del efectivamente percibido. Como resultado de ambos fenómenos, el salario medio efectivo del trabajador crece anualmente un 4,6%.

Si aproximamos la educación en tramos discretos (de acuerdo con la titulación máxima conseguida por el trabajador) también se pone de manifiesto el crecimiento de los rendimientos asociados a mayores niveles de formación y, muy especialmente, el correspondiente a la formación universitaria de ciclo largo. El grado de ineficiencia salarial presenta, en este caso, un comportamiento menos regular. No obstante, puede apreciarse que su magnitud es menor en los grupos más bajos de cualificación y sensiblemente mayor en el caso de la educación universitaria de ciclo largo. A pesar de ello, el efecto sobre el salario efectivo de un mayor nivel de formación es netamente positivo.

TABLA 1: Principales resultados de las estimaciones sobre las variables de educación

	OLS		Salario Potencial		Ineficiencia Salarial		Salario Efectivo	
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)	(VIII)
Años de educación	5,0%		5,6%		1,0%		4,6%	
Primarios		4,0%		10,0%		6,9%		2,9%
Secundaria (1er. Nivel)		16,6%		23,7%		8,9%		13,5%
FP (1er. Grado)		19,0%		35,2%		16,8%		15,7%
FP (2º Grado)		33,8%		41,8%		11,0%		27,8%
Secundaria (2º. Nivel)		39,5%		49,9%		12,3%		33,5%
Universidad (Ciclo corto)		82,0%		82,9%		5,3% ^(*)		73,7%
Universidad (Ciclo largo)		96,3%		145,5%		26,5%		94,1%

- (*) No significativo.
- Los coeficientes asociados a los diversos niveles de educación representan tasas de variación con respecto al grupo de referencia “analfabetos y sin estudios”. Estas tasas se han elaborado de acuerdo con la siguiente expresión: $\exp(\beta)-1$, donde β es el coeficiente obtenido en la estimación.

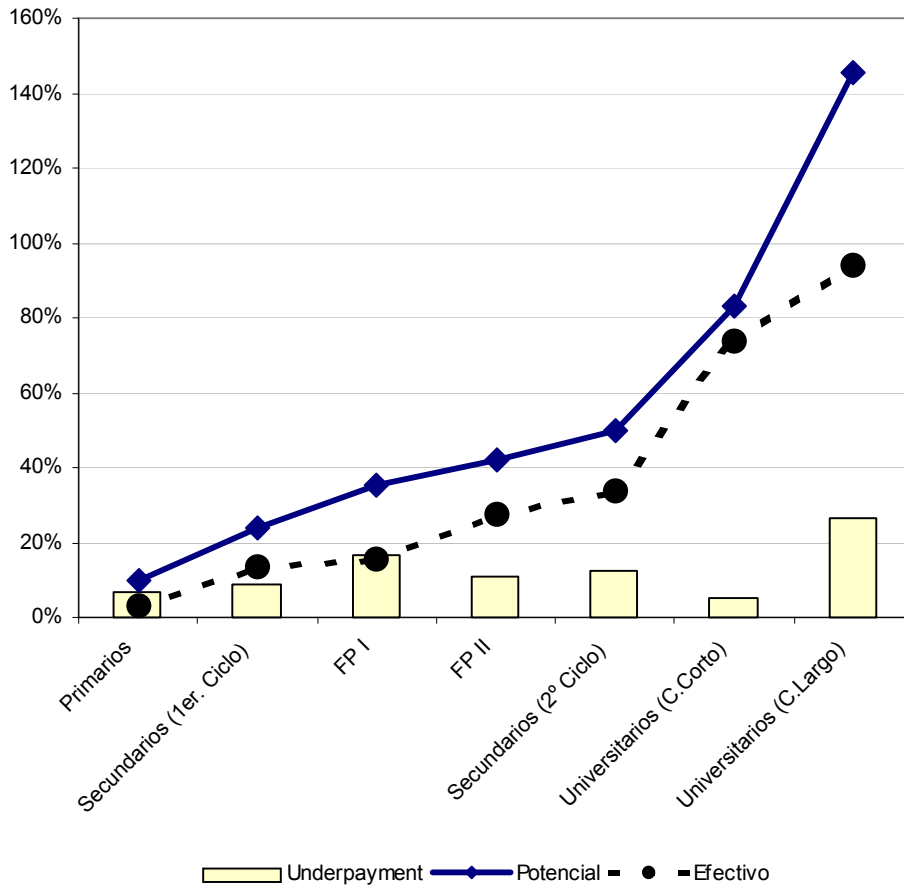
TABLA 2: La ineficiencia salarial por niveles de educación

	Salarios / hora			Grado de Consecución Salarial (II) / (I)														
	Salario Potencial Medio	Salario Efectivo Medio	Inefic. Salarial Media	Media	Var.	Mín.	Máx.											90%
	(I)	(II)=(I)-(III)	(III)					10%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%			
Primarios	839,56	708,55	131,01	0,85	0,008	0,50	0,95	0,71	0,81	0,83	0,86	0,88	0,89	0,90	0,91	0,92		
Secundaria (1er. Nivel)	897,16	735,65	161,51	0,82	0,012	0,25	0,96	0,69	0,77	0,81	0,84	0,85	0,87	0,89	0,90	0,92		
FP (1er. Grado)	901,20	747,79	153,41	0,83	0,009	0,31	0,95	0,71	0,78	0,81	0,84	0,86	0,87	0,89	0,90	0,92		
FP (2º Grado)	976,90	773,93	202,97	0,79	0,017	0,24	0,94	0,66	0,72	0,75	0,80	0,82	0,85	0,87	0,89	0,91		
Secundaria (2º. Nivel)	1023,14	856,80	166,34	0,84	0,008	0,26	0,96	0,73	0,77	0,82	0,84	0,86	0,87	0,89	0,90	0,92		
Universidad (Ciclo corto)	1175,84	975,25	200,58	0,83	0,009	0,23	0,95	0,70	0,76	0,80	0,83	0,85	0,87	0,88	0,90	0,92		
Universidad (Ciclo largo)	1582,39	1371,13	211,27	0,87	0,005	0,46	0,95	0,77	0,83	0,86	0,88	0,89	0,90	0,91	0,92	0,93		
Primarios	2046,52	1491,32	555,20	0,73	0,025	0,12	0,94	0,51	0,61	0,68	0,74	0,77	0,80	0,83	0,86	0,88		

- Fuente: Elaboración propia a partir de las estimaciones de la frontera.
- (I) Se trata de la media del salario potencial estimado para cada grupo de educación.
- (III) Se trata de la media de la ineficiencia estimada para cada grupo de educación.

FIGURA 1

Incrementos potenciales y efectivos del salario horario por tramos de educación



Bibliografía

Aigner, D.J., Lovell, C.A.K. y Schmidt, P.J. (1977). "Formulation and estimation of stochastic frontier production function models", *Journal of Econometrics*, 6, pp. 21-37.

Alba, A. y San Segundo, M.J., (1995). "The returns of education in Spain", *Economics of Education Review*, 14, pp. 155-166.

Barceinas, F. Oliver, J., Raymon, J.L. y Roig, J.L. (2000). "Spain", Education and earnings in Europe: a cross country analysis of the return to education, in Harmon, C., Walker, I. and Westergrad-Nielsen, N. (eds.), E. Elgar.

Barceinas, F. Oliver, J., Raymon, J.L. y Roig, J.L. (2002). "Los rendimientos de la educación en España", mimeo.
<http://www.minhac.es/ief/Seminarios/EconomiaPublica/20020214.pdf>

Battese, G.E. y Coelli T. (1995). "A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data", *Empirical Economics*, 20, pp. 325-332.

Becker, G. S. (1964). Human capital: a theoretical and empirical analysis, with special reference to education, New York: Columbia University Press.

Cantillon, R. (1755). *Essai sur la nature du commerce en général*, translated by Henry Higgs, New York, Augustus Kelley, 1964.

Coelli, T. (1996). "A guide to FRONTIER version 4.1: A computer program for stochastic frontier production and cost function estimation", CEPA working paper 96/07.

De la Rica, S. y Ugidos, A. (1995). "¿ Son las diferencias en capital humano determinantes de las diferencias salariales observadas entre hombres y mujeres?", *Investigaciones Económicas*, 19 (3), pp. 395-414.

García, J., Hernández, P.J. y López A. (2001). "How wide is the gap? An investigation of gender wage differences using quantile regression", *Empirical Economics*, 26(1), pp. 149-167.

Griliches, Z. (1977). "Estimating the return to schooling: some econometric problems", *Econometrica*, 45, pp. 1-22.

Hofler, R. A y Murphy K., J. (1992). "Underpaid and overworked: measuring the effect of imperfect information on wages", *Economic Inquiry*, 30 (3), pp. 511-529.

Hofler, R. A y Murphy K., J. (1994). "Estimating reservation wages of employed workers using a stochastic frontier", *Southern Economic Journal*, 60, 4, pp.961-976.

Huang, C. J. y Liu, J. T. (1994). "Estimation of a non-neutral stochastic frontier production function", *The Journal of Productivity Analysis*, 5, pp. 171-180.

Jondrow, J., Lovell, C.A.K., Materov, I.S. y Schmidt P. (1982). "On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model", *Journal of Econometrics*, 19, 233-238.

Lang, G. (2000). "Native-immigrant wage differentials in Germany - assimilation, discrimination, or human capital?", Universitaet Augsburg, Institute for Economics, discussion paper, n. 197

Lippman, S. A. y McCall, J. J. (1976a). "The economics of job search: a survey", Part I, *Economic Inquiry*, 14, pp. 155-189.

Lippman, S. A. y McCall, J. J. (1976b). "The economics of job search: a survey", Part II, *Economic Inquiry*, 14, pp. 347-368.

McCall, J. J. (1970). "Economics of information and job search", *Quarterly Journal of Economics*, 84, 113-126.

McClure, K. G., Girma, P. B. y Hofler, R. A. (1998). "International labour underpayment: a stochastic frontier comparison of Canada and the United States", *Canadian Journal of Regional Science*, 21(1), pp. 87-109.

Meeusen, W. y Van den Broeck, J. (1977). "Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error", *International Economic Review* 18, 2, pp. 435-444.

Mincer, J. (1962). "On-the-job training: costs, returns and some implications", *Journal of Political Economy*, 70 (5), part 2.

Mincer, J. (1974). *Schooling, experience, and earnings*, Columbia University Press. NBER, New York.

Mortensen, D. T. (1970). "Job search, the duration of unemployment and the Phillips curve", *American Economic Review*, 60, pp. 847-862.

Polacheck, S.W. y Robst J. (1998). "Employee labor market information: comparing direct world of work measures of workers' knowledge to stochastic frontier estimates", *Labour Economics*, 5, 231-242.

Pons, E y Gonzalo, M. T (2001). "Return to schooling in Spain. How reliable are IV estimates?", IV Jornadas de Economía Laboral, Valencia.

Robinson, M.D. y Wunnava, P. V. (1989). "Measuring direct discrimination in labor markets using a frontier approach: evidence from CPS female earnings data", *Southern Economic Journal*, 56, pp. 212-218.

San Segundo, M J. (1997). "Educación e ingresos en el mercado de trabajo español", *Cuadernos Económicos de ICE*, 63, pp. 105-123.

Schultz, T. W. (1961). "Investment in human capital", *American Economic Review*, 51: pp. 1-17.

Smith, A. (1776). *An inquiry into the nature and causes of the wealth of nations*, eds. R.H Campbell and A.S Skinner (1976).

Vila, L. y Mora, J.G. (1998). "Changing returns to education in Spain during the 80's", *Economic of Education Review*, 17 (2), pp. 173-178.

Watson, D. (2000). "UK underpayment: implications for the minimum wage", *Applied Economics*, 32, pp. 429-440.

Willis, R. J. y Rosen, S. (1979). "Education and self-selection", *Journal of Political Economy*, 87 (5), pp. 817-836.