

## **DETERMINANTES SALARIALES EN EL MERCADO LABORAL DE LOS TITULADOS UNIVERSITARIOS**

Manuel Salas Velasco  
*Universidad de Granada*

### **ABSTRACT**

La teoría del capital humano sostiene que las diferencias salariales observadas entre los individuos vendrían explicadas, únicamente, por diferencias en su capital humano —capital humano formal como la educación, o adquirido en el puesto de trabajo como la experiencia—. Sin embargo, el modelo del capital humano es un enfoque desde el lado de la oferta de trabajo para explicar los determinantes de los salarios, e ignora otras variables desde el lado de la demanda de trabajo —como el sector de actividad o el tamaño de la empresa— que también influyen en los mismos. En este contexto, el presente trabajo analiza los determinantes salariales en el mercado laboral de los universitarios. Se estiman diferentes ecuaciones de ingresos que nos permiten medir el rendimiento económico de la inversión en capital humano a nivel universitario, evidenciando que de no considerar los aspectos del lado de la demanda de trabajo en la determinación de los salarios, las tasas de rendimiento de la educación estarían sesgadas al alza.

## 1. INTRODUCCIÓN

La teoría del capital humano ha sido ampliamente utilizada, tanto a nivel teórico como empírico, para analizar las diferencias salariales entre individuos con diferentes *stocks* educativos (Becker, 1964). En base a esta teoría las diferencias salariales observadas entre los individuos vendrían explicadas, únicamente, por diferencias en su capital humano —capital humano formal como la educación, o adquirido en el puesto de trabajo como la experiencia—. El planteamiento más extendido para estimar los rendimientos de la inversión en capital humano, en el marco de esta teoría, es el que utiliza la ecuación de ingresos de Mincer (1974):

$$\text{Ln } Y_i = \beta_0 + \beta_1 S_i + \beta_2 E_i + \beta_3 E_i^2 + u_i \quad [1]$$

donde:  $Y_i$  son los ingresos del individuo  $i$ ;  $S_i$  es el número de años de educación formal recibida;  $E_i$  son sus años de experiencia laboral;  $u_i$  es el término de perturbación aleatoria; y  $\beta_j$  ( $j = 0, 1, 2, 3$ ) son los parámetros a estimar.

El modelo del capital humano es un enfoque desde el lado de la oferta de trabajo para explicar los determinantes salariales. Los individuos acudirían al mercado de trabajo con diferentes características relacionadas con su productividad, tales como la educación y la experiencia, de tal forma que un mayor capital humano se traduciría en una mayor productividad y en mayores ingresos salariales. Pero la cuestión relevante que surge ahora es si realmente esto es así. De acuerdo con el «modelo de competencia por los puestos de trabajo» (lado de la demanda de trabajo), los salarios y la productividad están ligados o adheridos a los puestos, más que a las personas (Thurow, 1983).

Efectivamente, si el mercado de trabajo fuese competitivo no estaría influido por las características de los empleadores; sin embargo, la evidencia empírica nos sugiere que tanto el lado de la oferta de trabajo (variables de capital humano) como el lado de la demanda de trabajo (tipo de empresa, sector de actividad, etc.) determinan, conjuntamente, los salarios que obtienen los individuos en el mercado de trabajo (Krueger y Summers, 1988; Andrés y García, 1991). De esta manera se demuestra que el mercado laboral no es plenamente competitivo<sup>(1)</sup>. A este modelo que combina variables desde ambos lados lo voy a denominar modelo mixto oferta-demanda.

---

(1) El trabajo de Krueger y Summers (1988) evidencia diferencias salariales donde las variables sectoriales son significativas para explicar dichas diferencias, incluso tras controlar el efecto de las características de la oferta de trabajo como la educación. En el caso español, el trabajo de Andrés y García (1991) revela cómo los salarios dependen de las características de las empresas; las variables ficticias definitorias de los sectores de actividad según la *Encuesta de Condiciones de Vida y Trabajo* (ECVT) son significativas, aún controlando los efectos de las variables de capital humano.

El modelo mixto oferta-demanda de determinación salarial es del tipo Mincer (1974), ampliado ahora para introducir variables del lado de la demanda de trabajo que afectan a los salarios:

$$\text{Ln } W_i = X_i \beta + e_i \quad [2]$$

donde:  $W_i$  es el salario del individuo  $i$ ;  $X_i$  es un vector de variables de capital humano (educación y experiencia) y otras variables relevantes (tipo de empresa, rama de actividad, ...) que afectan a los salarios;  $e_i$  es una variable aleatoria con media cero y varianza constante que refleja características no observables y que afectan a los salarios; y  $\beta$  es el vector de parámetros a estimar.

Estudiar los determinantes salariales en el mercado laboral de los titulados universitarios, estimando ambos modelos econométricos, constituye el principal objetivo del presente trabajo. Los datos utilizados proceden de una encuesta postal dirigida a titulados en Colegios Profesionales de Granada. El envío de las encuestas se realizó durante los meses de diciembre de 1996 y enero de 1997, obteniendo información de casi 2.000 universitarios de diferentes titulaciones.

## **2. LA EVIDENCIA EMPÍRICA**

### **2.1. El modelo de Mincer: especificación y estimación**

La relación empírica existente entre los ingresos salariales que obtienen los titulados en el mercado de trabajo y su capital humano (nivel educativo y experiencia laboral), se muestra en este apartado a través del modelo de determinación de ingresos desarrollado por Mincer (1974):

$$\text{LN\_WHORA} = \beta_0 + \beta_1 \text{EDUC} + \beta_2 \text{EXPERA} + \beta_3 \text{EXPERA}^2 + u \quad [3]$$

donde: LN\_WHORA es el logaritmo neperiano de los ingresos netos por hora; EDUC es el número de años de educación universitaria recibida; EXPERA son los años de experiencia laboral; EXPERA<sup>2</sup> es el cuadrado de la experiencia;  $\beta_j$  ( $j = 0,1,2,3$ ) son parámetros a estimar; y  $u$  es el término de perturbación aleatoria.

El colectivo objeto del análisis son aquellos titulados universitarios que en el momento de la encuesta trabajan, bien en profesiones liberales, bien por cuenta ajena (Sector Público o privado). Para este colectivo la variable dependiente, los ingresos, se ha construido de la siguiente manera:

$$\text{LN\_WHORA} = \text{Ln} \left[ \frac{Y}{H \times 4} \right]$$

donde  $H$  son las horas semanales en el trabajo actual e  $Y$  son los ingresos mensuales netos. La utilización de salarios por hora se justifica, principalmente, debido a que las jornadas laborales difieren de un trabajo a otro, o entre diferentes empresas o sectores. ¿Por qué netos? Al usar ingresos netos el coeficiente estimado  $\beta_1$  asociado a la variable EDUC, multiplicado por 100, mide la verdadera TIR privada de la educación.

Por su parte, las variables explicativas consideradas son la educación formal y la experiencia laboral. La variable educación (EDUC) es una variable continua a la que se le han asignado el número óptimo de años de estudio necesarios para obtener la graduación: 3 años de educación universitaria en el caso de haber finalizado una diplomatura universitaria; 5 años en el caso de haber realizado una licenciatura, a excepción de Medicina y Arquitectura a las que se le han asignado 6 años de educación; y 8 años en el caso de los doctores. La variable experiencia (EXPERA) es una variable continua de los años de experiencia real total en el mercado de trabajo para cada uno de los individuos de la encuesta:

$$EXPERA = \frac{X_3 - X_1}{12} + (X_4 - X_2)$$

donde:  $X_1$  es el mes en el que el trabajador inicia su primer trabajo;  $X_2$  es el año en el que el trabajador inicia su primer trabajo;  $X_3$  es el mes en el que el trabajador finaliza su trabajo actual; y  $X_4$  es el año en el que el trabajador finaliza su trabajo actual.  $X_3$  y  $X_4$  se refieren al momento de recogida de datos.

Los resultados de la estimación del modelo de Mincer se recogen en el cuadro 1.

Observamos cómo todos los coeficientes estimados, para los tres colectivos considerados, son significativos y presentan el signo correcto en la línea con las predicciones básicas de la teoría del capital humano. Así, las aportaciones de la educación y de la experiencia a los ingresos son positivas, mientras que el coeficiente del cuadrado de la experiencia es negativo (relación parabólica entre los ingresos y la edad). Los resultados obtenidos indican que los ingresos crecen con el nivel de estudios alcanzado: los años de educación universitaria tienen un impacto positivo significativo en los salarios. La tasa de rendimiento de la educación (TIR) es del 8,8 por ciento (en ambos colectivos).

**Cuadro 1**  
DETERMINANTES SALARIALES:  
EL MODELO DEL CAPITAL HUMANO

VARIABLES explicativas	Colectivo 1 <sup>(1)</sup>	Colectivo 2 <sup>(2)</sup>
Constante	6,472 ** (152,400)	6,539 ** (154,240)
EDUC	0,088 ** (14,627)	0,088 ** (15,100)
EXPERA	0,044 ** (10,719)	0,037 ** (8,232)
EXPERA <sup>2</sup>	-0,74E-03 ** (-6,151)	-0,57E-03 ** (-4,218)
R <sup>2</sup>	0,270	0,296
R <sup>2</sup> ajustado	0,268	0,294
F	186,90 [p = 0,000]	176,28 [p = 0,000]
Núm. observaciones	1.522	1.262

Notas:  
 (1) Total muestra.  
 (2) Sólo asalariados (Sector Público y sector privado).  
 (3) \*\* Coeficientes significativos a un nivel de significación de 0,05.  
 (4) \*Estadístico t+ entre paréntesis.  
 (5) Errores estándar corregidos de heterocedasticidad según el procedimiento de White (1980).  
 (6) Estimación MCO (mínimos cuadrados ordinarios).  
 (7) Variable dependiente: logaritmo de los ingresos netos por hora.

Fuente: Elaboración propia

Por su parte, la incorporación en la ecuación salarial [3] de la educación formal como una variable *dummy*, nos lleva a especificar la siguiente ecuación:

$$LN\_WHORA = \beta_0 + \beta_1 CARRERA + \beta_2 EXPERA + \beta_3 EXPERA^2 + u \quad [4]$$

donde la variable CARRERA es una variable dicotómica que toma el valor 1 si el individuo finalizó una carrera universitaria de ciclo largo (incluimos doctores), y toma el valor 0 para los diplomados universitarios (carrera de ciclo corto). Los resultados de la estimación se presentan en el cuadro 2.

Los resultados del cuadro 2 muestran cómo los coeficientes estimados vuelven, de nuevo, a presentar el signo esperado. Los coeficientes para la experiencia y la experiencia al cuadrado están en la línea con los perfiles parabólicos ingresos-experiencia (o ingresos-edad). En relación a los rendimientos de la educación universitaria, observamos que un licenciado gana, aproximadamente, un 26,5 por ciento más que un diplomado (coeficiente igual a 0,265 en el modelo de regresión), al considerar la totalidad de la muestra de ocupados. Pero cuando la variable explicativa es dicotómica y no continua, como es nuestro caso para la variable CARRERA, la interpretación más correcta es la propuesta por Halvorsen y Palmquist (1980, p. 474): Tómesese el antilogaritmo del coeficiente dicotómico estimado (en base e) y réstesele 1. Reinterpretando, pues, el coeficiente estimado tendríamos:  $e^{0,265} - 1 = 0,303$ . Por tanto, el incremento porcentual en los ingresos asociado con una licenciatura es del 30 por ciento: un

licenciado ganaría un 30 por ciento más que un diplomado universitario <sup>(2)</sup>. Sin embargo, cuando la variable defensoria de la educación es dicotómica el coeficiente estimado asociado a esta variable debe interpretarse como el efecto marginal sobre los ingresos, y no como una tasa de rendimiento de la inversión en educación (Psacharopoulos, 1994).

En resumen, los resultados de los cuadros 1 y 2 aportan, pues, una verificación de la teoría del capital humano, en la medida en que cuanto mayor es el *stock* educativo de los individuos mayor es también el premio salarial que ellos obtienen en el mercado de trabajo. En este sentido, podemos afirmar que los estudios universitarios de ciclo largo son inversiones educativas rentables <sup>(3)</sup>.

**Cuadro 2**  
DETERMINANTES SALARIALES:  
EL MODELO DEL CAPITAL HUMANO

Variables explicativas	Colectivo 1 <sup>(1)</sup>	Colectivo 2 <sup>(2)</sup>
Constante	6,707 ** (193,216)	6,765 ** (192,030)
CARRERA	0,265 ** (12,815)	0,299 ** (14,968)
EXPERA	0,047 ** (11,115)	0,040 ** (8,766)
EXPERA <sup>2</sup>	-0,78E-03 ** (-6,438)	-0,63E-03 ** (-4,689)
R <sup>2</sup>	0,258	0,300
R <sup>2</sup> ajustado	0,256	0,298
F	175,77 [p = 0,000]	179,37 [p = 0,000]
Núm. observaciones	1.522	1.262

Notas:

- (1) Total muestra.
- (2) Sólo asalariados (Sector Público y sector privado).
- (3) \*\* Coeficientes significativos a un nivel de significación de 0,05.
- (4) \*Estadístico t+ entre paréntesis.
- (5) Errores estándar corregidos de heterocedasticidad según el procedimiento de White (1980).
- (6) Estimación MCO (mínimos cuadrados ordinarios).
- (7) Variable dependiente: logaritmo de los ingresos netos por hora.

Fuente: Elaboración propia

## 2.2. Determinantes salariales: variables de capital humano y otras variables

En este apartado estimamos un modelo de determinación de ganancias que incorpora entre sus variables independientes no solamente variables de capital humano, educación y

(2) Este incremento es del 34,9 por ciento en el caso de considerar sólo a los asalariados.

(3) Resultados apoyados por investigaciones realizadas en nuestro país (San Segundo, 1996; Vila y Mora, 1996; Lassibille y Navarro, 1997). Precisamente, el estudio sobre la rentabilidad de la educación de San Segundo (1996), con datos de la EPF de 1991, revela cómo los licenciados universitarios ganan un 23,2 por ciento más que los diplomados.

experiencia, sino también variables del lado de la demanda de trabajo como el sector de actividad o el tipo de empresa en la que trabaja el titulado. Las variables incluidas en la ecuación [2] son:

A. Como variable dependiente seguimos considerando el logaritmo de los ingresos netos por hora (LN\_WHORA), en base a la información sobre ingresos individuales contenida en la encuesta.

B. Las variables independientes son:

B.1. Educación (EDUC y CARRERA) y experiencia laboral (EXPERA), tal y como se han definido en el apartado precedente.

B.2. Variable de capital humano específico FORMACAC. Se trata de una variable dicotómica que aproxima la formación en el puesto de trabajo; toma el valor 1 si el individuo afirma haber recibido formación (para el puesto actual) a cargo de la empresa, y toma el valor 0 en caso contrario. Esta variable sólo se considerará en la submuestra de asalariados.

B.3. Variables definitorias del tipo de empresa, introducidas en el modelo por medio de un grupo de indicadores *dummy*: (i) trabajadores del Sector Público, ya sean funcionarios públicos o contratados laborales (SECPUAC); (ii) trabajadores asalariados del sector privado en empresas grandes —más de 50 trabajadores— (EMPRIGAC); (iii) trabajadores asalariados del sector privado en empresas pequeñas y medianas —50 o menos trabajadores— (PYMESAC); y (iv) profesionales liberales (PROLIBAC).

B.4. Variables definitorias del sector o rama de actividad, recodificadas en las variables *dummy* siguientes: (i) Agricultura, Comercio, Hostelería, Transporte, Comunicaciones e Industria (RAMAAC1); (ii) Banca, Cajas de Ahorro y Seguros (RAMAAC2); (iii) Sanidad y Servicios Sociales (RAMAAC3); (iv) Educación (RAMAAC4); (v) Actividades inmobiliarias y de alquiler, y Construcción (RAMAAC5); (vi) Otras actividades —principalmente Consultoría— (RAMAAC6); y (vii) Defensa (RAMAAC7).

B.5. Variable dicotómica SEXMUJER, que toma el valor 1 en el caso de las mujeres y el valor 0 en el caso de los hombres.

En los dos siguientes cuadros (3 y 4) se presentan los resultados de la estimación MCO de la ecuación [2]. En el cuadro 3 la variable educación se introduce como una variable continua, mientras que en el caso del cuadro 4 la educación se incorpora como una variable dicotómica. La evidencia empírica indica ahora, claramente, que si bien las variables de capital humano son sin duda importantes determinantes de los salarios —aunque los coeficientes estimados asociados a la variable educación son menores que los obtenidos en el modelo puro del capital humano—, es preciso tener en cuenta otros factores que también influyen en el nivel salarial de los graduados universitarios; entre éstos destacan el sexo y el sector de actividad en el que desarrolla su trabajo el titulado. Para el colectivo de asalariados, además del sector y el

sexo, el análisis econométrico confirma la existencia de diferencias salariales significativas que vienen explicadas por el tipo de empresa en la que está empleado el universitario. Se observa que aquellos graduados que trabajan en el Sector Público o en una empresa privada grande ganan, todo lo demás constante, entre un 11 y un 15 por ciento más que aquellos otros empleados en PYMES. De esta manera se demuestra que el mercado de trabajo de los universitarios no es plenamente competitivo.

En relación con la tasa interna de rentabilidad (TIR) de los estudios universitarios, observamos en el cuadro 3 cómo hay una caída importante de la misma en comparación con la tasa estimada en el «modelo del capital humano» donde sólo teníamos en cuenta la educación universitaria y la experiencia laboral de los graduados. Por tanto, de no considerar los aspectos del lado de la demanda de trabajo en la determinación de los salarios, las tasas de rendimiento estarían sesgadas al alza.

Quisiera acabar comentando los coeficientes estimados asociados a la variable SEXMUJER; éstos son negativos y estadísticamente significativos (cuadros 3 y 4), con valores en torno a -0,09: las mujeres tituladas ganarían (todo lo demás constante) un 9 por ciento menos que los hombres titulados. A la luz de los resultados, ¿podríamos decir que existe discriminación en el mercado laboral en contra de la mujer titulada? No se puede afirmar rotundamente que existe discriminación salarial por razón de sexo. Esta discriminación aparecería cuando hombres y mujeres, con igual capacidad productiva, percibiesen salarios distintos en el mismo o similar puesto de trabajo (Peinado, 1990; Hernández, 1995). En nuestro caso, lo que observamos es que en la muestra hay un gran número de mujeres diplomadas (principalmente enfermeras) que trabajan en el Sector Público como funcionarias del grupo B, cuyos salarios son menores a los que tienen asignados los licenciados (un número importante son hombres) del grupo A.



**Cuadro 3**  
DETERMINANTES SALARIALES: MODELO MIXTO OFERTA-DEMANDA

Var. explicativas	Colectivo 1 <sup>(1)</sup>	Colectivo 2 <sup>(2)</sup>
Constante	6,690 ** (89,453)	6,696 ** (88,888)
EDUC	0,081 ** (12,583)	0,079 ** (12,920)
EXPERA	0,041 ** (10,314)	0,036 ** (8,599)
EXPERA <sup>2</sup>	-0,71E-03 ** (-6,280)	-0,60E-03 ** (-4,783)
SEXMUJER	-0,086 ** (-3,811)	-0,091 ** (-4,029)
SECPUAC	0,059 (1,006)	0,109 * (1,841)
EMPRIGAC	0,105 (1,513)	0,146 ** (2,115)
PYMESAC	Referencia	Referencia
PROLIBAC	0,042 (0,600)	
RAMAAC1	-0,212 ** (-2,353)	-0,226 ** (-2,392)
RAMAAC2	-0,027 (-0,215)	-0,066 (-0,512)
RAMAAC3	-0,180 ** (-4,799)	-0,183 ** (-5,077)
RAMAAC4	Referencia	Referencia
RAMAAC5	-0,168 ** (-2,754)	-0,098 (-1,541)
RAMAAC6	-0,286 ** (-4,808)	-0,147 ** (-2,209)
RAMAAC7	-0,523 ** (-5,599)	-0,286 ** (-3,469)
FORMACAC		-0,018 (-0,758)
R <sup>2</sup>	0,305	0,332
R <sup>2</sup> ajustado	0,299	0,325
F	50,96 [p = 0,000]	47,61 [p = 0,000]
Observaciones	1.522	1.262

Notas:

- (1) Total muestra.
- (2) Sólo asalariados (del Sector Público y privado).
- (3) \*\* Coeficientes significativos a un nivel de significación de 0,05.  
\* Coeficientes significativos a un nivel de significación de 0,10.
- (4) \*Estadístico t+ entre paréntesis.
- (5) Resultados corregidos de heterocedasticidad.
- (6) Variable dependiente: logaritmo de los ingresos netos por hora.

Fuente: Elaboración propia

**Cuadro 4**  
DETERMINANTES SALARIALES: MODELO MIXTO OFERTA-DEMANDA

Var. explicativas	Colectivo 1 <sup>(1)</sup>	Colectivo 2 <sup>(2)</sup>
Constante	6,863 ** (97,171)	6,862 ** (96,052)
CARRERA	0,265 ** (11,732)	0,267 ** (12,412)
EXPERA	0,042 ** (10,270)	0,038 ** (8,730)
EXPERA <sup>2</sup>	-0,71E-03 ** (-6,187)	-0,62E-03 ** (-4,892)
SEXMUJER	-0,097 ** (-4,288)	-0,100 ** (-4,417)
SECPUAC	0,077 (1,300)	0,128 ** (2,158)
EMPRIGAC	0,104 (1,488)	0,150 ** (2,148)
PYMESAC	Referencia	Referencia
PROLIBAC	0,039 (0,550)	
RAMAAC1	-0,209 ** (-2,266)	-0,223 ** (-2,300)
RAMAAC2	-0,054 (-0,431)	-0,096 (-0,750)
RAMAAC3	-0,127 ** (-3,258)	-0,131 ** (-3,445)
RAMAAC4	Referencia	Referencia
RAMAAC5	-0,115 * (-1,833)	-0,048 (-0,732)
RAMAAC6	-0,313 ** (-5,238)	-0,164 ** (-2,244)
RAMAAC7	-0,518 ** (-4,975)	-0,253 ** (-2,593)
FORMACAC		-0,027 (-1,155)
R <sup>2</sup>	0,301	0,328
R <sup>2</sup> <sub>ajustado</sub>	0,295	0,321
F	49,87 [p = 0,000]	46,89 [p = 0,000]
Observaciones	1.522	1.262

Notas:

(1) Total muestra.

(2) Sólo asalariados (del Sector Público y privado).

(3) \*\* Coeficientes significativos a un nivel de significación de 0,05.

\* Coeficientes significativos a un nivel de significación de 0,10.

(4) \*Estadístico t+ entre paréntesis.

(5) Resultados corregidos de heterocedasticidad.

(6) Variable dependiente: logaritmo de los ingresos netos por hora.

Fuente: Elaboración propia

### **3. CONCLUSIONES**

El presente trabajo analiza los determinantes de los salarios que obtienen los titulados universitarios en el mercado laboral. Para la teoría del capital humano las diferencias salariales observadas entre los individuos vendrían explicadas, únicamente, por diferencias en su capital humano —capital humano formal como la educación, o adquirido en el puesto de trabajo como la experiencia—.

Las estimaciones obtenidas a partir de las ecuaciones de ingresos mincerianas evidencian que, efectivamente, la cantidad de educación universitaria recibida por los graduados y los años de experiencia total en el mercado de trabajo son determinantes importantes de sus salarios. Estas estimaciones nos permiten también medir el rendimiento económico de la inversión en capital humano a nivel universitario. La tasa interna de rentabilidad obtenida del 8,8 por ciento nos daría la variación porcentual que experimentan los ingresos de un individuo cuando éste invierte en un año adicional de educación universitaria, pero que no tiene en cuenta el nivel educativo al que se refiere este año adicional de educación. También la consideración de la educación como variable ficticia —carreras de ciclo largo *versus* carreras de ciclo corto— nos ha permitido estimar el efecto marginal sobre los ingresos de las carreras de ciclo largo, obteniéndose que un licenciado gana un 30 por ciento más que un diplomado.

Sin embargo, el modelo del capital humano es un enfoque desde el lado de la oferta de trabajo para explicar los determinantes salariales, e ignora otras variables desde el lado de la demanda de trabajo que también influyen en los salarios. Se observa que los rendimientos privados de la educación universitaria son inferiores cuando se estima un modelo mixto oferta-demanda que tiene en cuenta otras variables relevantes —como el sector de actividad o el tipo de empresa— en la determinación de los salarios de los graduados universitarios, variables que no eran tenidas en cuenta por la ecuación salarial de Mincer (1974).

### **4. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS**

- ANDRÉS, J., Y GARCÍA, J. (1991): “Una interpretación de las diferencias salariales entre sectores”. *Investigaciones Económicas*, Vol. 15, pp. 143-167.
- BECKER, G.S. (1964): *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. NBER, New York.
- HALVORSEN, R., Y PALMQUIST, R. (1980): “The Interpretation of Dummy Variables in Semilogarithmic Equations”. *American Economic Review*, Vol. 70, pp. 474-475.
- HERNÁNDEZ, P.J. (1995): “Análisis empírico de la discriminación salarial de la mujer en España”. *Investigaciones Económicas*, Vol. 19, pp. 195-215.

- KRUEGER, A., Y SUMMERS, L. (1988): "Efficiency Wages and the Interindustry Wage Structure". *Econometrica*, Vol. 56, pp. 259-293.
- LASSIBILLE, G., Y NAVARRO, M.L. (1997): "Evolución del rendimiento del capital humano en España desde 1981 a 1991". En OLAYA, A., Y SELVA, C. (eds.): *Actas de las V Jornadas de la Asociación de la Economía de la Educación*. Ediciones de la Universidad de Castilla-La Mancha, Cuenca, pp. 319-329.
- MINCER, J. (1974): *Schooling, Experience and Earnings*. NBER, New York.
- PEINADO, A. (1990): "Un análisis microeconómico de las diferencias salariales entre hombres y mujeres". *Información Comercial Española*, Núm. 678, pp. 101-109.
- PSACHAROPOULOS, G. (1994): "Returns to Investment in Education: A Global Update". *World Development*, Vol. 22, pp. 1.325-1.343.
- SAN SEGUNDO, M. J. (1996): "¿Es rentable la educación en España? Un análisis de los determinantes de los ingresos individuales en 1981 y 1991". En Fundación Argentaria: *La desigualdad de recursos*. Fundación Argentaria, Colección Igualdad (Vol. 6), Madrid, pp. 87-165.
- THUROW, L.C. (1983): "Un modelo de competencia por los puestos de trabajo". En Piore, M.J. (ed.): *Paro e inflación*. Alianza Universidad, Madrid, pp. 57-76.
- VILA, L., Y MORA, J.G. (1996): "Educación e ingresos de los trabajadores en España: evolución en los años ochenta". En GRAO, J., E IPIÑA, A. (eds.): *Economía de la Educación. Temas de estudio e investigación*. Servicio Central de Publicaciones del Gobierno Vasco, Colección Estudios y Documentos, Núm. 22, pp. 233-257.
- WHITE, H. (1980): "A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity". *Econometrica*, Vol. 48, pp. 817-838.