

# **CAPITAL HUMANO Y RENTAS EN ANDALUCÍA DESDE UNA PERSPECTIVA COMPARATIVA\***

**CARLOS GAMERO BURÓN  
OSCAR D. MARCENARO GUTIÉRREZ  
M<sup>a</sup> LUCÍA NAVARRO GÓMEZ**

*Departamento de Economía Aplicada (Estadística y Econometría)  
Universidad de Málaga*

## **EXTRACTO**

Las dificultades para encontrar trabajo favorecen la permanencia en el sistema educativo de los individuos, ya que el coste de oportunidad de seguir estudiando se ve reducido. Este hecho, observado en España en las últimas décadas, ha conducido a un crecimiento del nivel educativo de la mano de obra, que en un entorno de competencia en los empleos, ha podido provocar una depreciación de la inversión del capital humano acumulado por los sujetos. Este trabajo trata de contrastar esta hipótesis, calculando las tasas actuales de rendimiento privado de la educación en España, para compararla con las de otros trabajos previos, así como verificar si existen diferencias en el comportamiento salarial de los andaluces respecto al resto de españoles. Para llevar a cabo el análisis, se emplea una especificación ampliada de la función de ganancias de Mincer, corregida del sesgo de selección, y en base a los datos provenientes de la primera ola del PHOGUE (INE, 1994), que proporciona la información microeconómica pertinente sobre la población asalariada por sexo.

---

\*Este trabajo ha sido realizado en el marco del Proyecto PB98-1411-C03-01 del Programa Sectorial de Promoción General del Conocimiento (DGESIC. MEC)

## ÍNDICE

1. Introducción
2. Modelización de los rendimientos educativos
3. Datos y variables utilizadas
4. Resultados de las estimaciones
5. Conclusiones

### 1. INTRODUCCIÓN

Sin duda alguna, uno de los problemas más graves a los que se ha enfrentado la economía española en las últimas décadas ha sido el del desempleo. Así, en 1994, año de referencia de la encuesta utilizada en este estudio, la tasa de paro se situaba en torno al 24%, cuantía que representaba casi el doble de la media de los países de la Unión Europea, y alrededor de 14 puntos por encima de la media de los países de la OCDE. Dos eran, y continúan siendo en la actualidad, los grupos de población especialmente afectados: los jóvenes (menores de 25 años) y el colectivo femenino, con tasas de paro estimadas para ese año del 45% y 31%, respectivamente. Como indica de Miguel (1999), es precisamente la creciente participación en el mercado de trabajo de este último colectivo uno de los argumentos que justifica las elevadas tasas de paro registradas<sup>1</sup>.

El problema del desempleo en el caso de Andalucía se ha presentado con tintes aún más alarmantes, hasta el punto de que, como señala Martín (2000), la cifra que identifica de manera más significativa a la economía andaluza es la tasa de desempleo que soporta, y esto incluso en períodos de fuerte crecimiento económico como el actual. En el año 1994, la tasa de paro en Andalucía estaba 10 puntos por encima de la media nacional, tanto para los jóvenes como para el total de la población activa<sup>2</sup>, siendo la brecha mayor para el caso de las mujeres (en torno a 15 puntos porcentuales).

Esa situación de fuerte rigidez en el mercado de trabajo nacional, en general, y del andaluz, en particular, ha coincidido en el terreno de la educación con un rápido proceso de “democratización” de la enseñanza secundaria y con un fuerte incremento de la demanda de educación superior, en sintonía con lo acontecido en países de nuestro entorno. Sin duda, la creciente participación del sector público en la financiación de la enseñanza ha favorecido esta dinámica<sup>3</sup>, al facilitar el acceso al sistema educativo de las clases con menores recursos desde el punto de vista económico, gracias al desarrollo cada vez más importante del sistema de becas.

---

<sup>1</sup> En los últimos veinte años la población activa femenina casi se ha duplicado.

<sup>2</sup> La cuantía de esas tasas de paro se ha visto reducida paulatinamente desde ese año (donde alcanzaron su máximo) hasta la actualidad. No obstante se han mantenido las diferencias respecto a la media nacional.

<sup>3</sup> Ver Lassibille y Navarro (1997).

El análisis de la tabla 1, que recoge la evolución de la matrícula en los distintos niveles educativos en la década de 1984-1994, confirma dicha tendencia<sup>4</sup>. Así, se observa que el número de alumnos matriculados en las enseñanzas medias aumentó a nivel nacional durante ese período un 38,3%. El crecimiento fue más fuerte en los niveles de BUP y COU que en FP, debido principalmente a que la mayoría de esos individuos realizaron estudios secundarios como medio para acceder a la universidad<sup>5</sup>. Este cambio cuantitativo en la enseñanza secundaria resulta aún más espectacular si se tiene en cuenta que, durante ese mismo período, se registraron descensos en el número de alumnos matriculados en la educación infantil y primaria de 5,5% y 24,1%, respectivamente, debido a la bajada de la natalidad observada en España en los últimos tiempos. En lo que se refiere a la enseñanza superior, el número de estudiantes universitarios casi se duplicó a lo largo de esos diez años, siendo este efecto más notable en el caso de los estudios conducentes a la obtención de la diplomatura, en los que la matrícula se multiplica por más de dos.

**Tabla nº 1**  
**Evolución del número de alumnos matriculados por niveles de enseñanza (1984-1994)**

	España			Andalucía		
	Curso 84/85	Curso 93/94	84/94 (%)	Curso 84/85	Curso 93/94	84/94 (%)
<b>Enseñanza Infantil</b>	1.145.968	1.083.330	-5,5	139.826	148.759	6,4
<b>Enseñanza Primaria</b>	5.640.938	4.280.928	-24,1	812.194	677.442	-16,6
<b>Enseñanzas Medias:</b>	1.908.154	2.638.400	38,3	213.960	390.377	82,5
<b>BUP/COU</b>	1.182.154	1.775.400	50,2	144.320	277.038	92,0
<b>FP</b>	726.000	863.000	18,9	69.640	113.339	62,7
<b>Enseñanza Universitaria:</b>	785.880	1.365.737	73,8	109.194	219.429	101,0
<b>Diplomatura</b>	199.452	450.628	125,9	34.931	62.000	77,5
<b>Licenciatura</b>	586.428	915.109	56,0	74.273	157.429	112,0

Fuente: Estadística de la Enseñanza Superior en España (INE, 1996) y Anuario Estadístico de Andalucía (IEA, 1995).

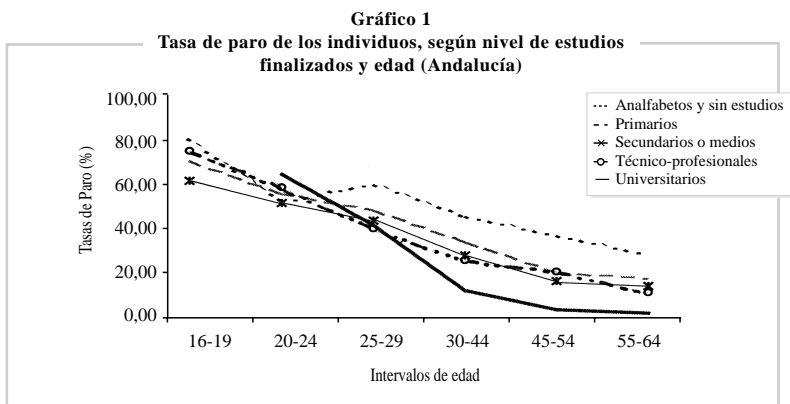
Las cifras para Andalucía presentan una tendencia similar a la nacional aunque con ciertas peculiaridades. Así, el número de alumnos inscritos de enseñanzas de ciclo largo es más del doble en el curso 1993/94 que la cifra registrada diez años antes, si bien el crecimiento de los matriculados en estudios de ciclo

<sup>4</sup> Se ha considerado esta década por ser la inmediatamente anterior al año al que corresponden los datos utilizados en este estudio.

<sup>5</sup> Los estudios de FP son terminales, con una clara vocación hacia el mercado laboral, a pesar que la Ley General de Educación (1970) permita el paso de los individuos con este diploma a la enseñanza superior.

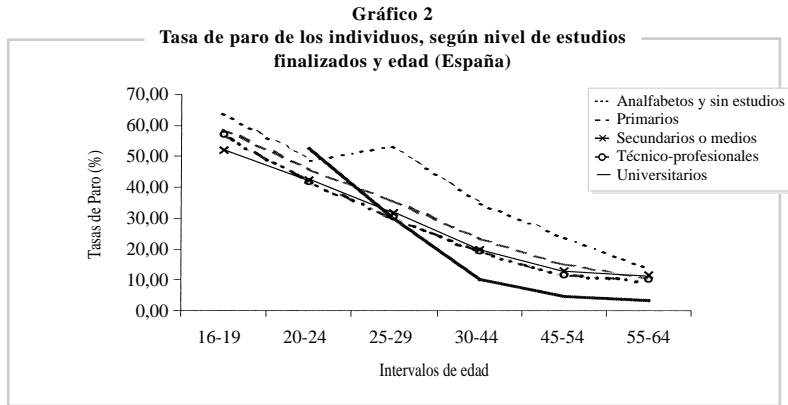
corto es menos acusado que el experimentado a nivel nacional. Como consecuencia de la mayor tasa de natalidad observada en Andalucía, la cifra de inscritos en la educación infantil ha permanecido estable y el descenso de alumnos en la enseñanza primaria ha sido algo inferior al constatado a nivel nacional. No obstante, la enseñanza secundaria muestra una tasa de crecimiento muy superior a la del conjunto del territorio nacional (82,5% frente al 38,3%), a causa, posiblemente, de su peor situación de partida en cuanto a su extensión.

Sin duda, las situaciones en el mercado de trabajo de altas tasas de desempleo y en el sistema educativo de fuerte expansión de las enseñanzas postobligatorias, anteriormente descritas, no sólo son coincidentes en el tiempo. De hecho, una razón fundamental para explicar el crecimiento sin precedentes experimentado por la demanda de educación media y superior son las elevadas tasas de paro registradas en nuestro país en el período considerado. En efecto, en un contexto de gran dificultad para conseguir un empleo, el interés de los jóvenes en continuar estudios se ve acrecentado por un doble motivo. De una parte, porque la reducción de las oportunidades de trabajo disminuye el coste de oportunidad de seguir en el sistema educativo y, de otra, porque la progresión del individuo en el sistema educativo aumenta sus posibilidades de rentabilizar su inversión y de obtener un empleo, al estar las tasas de paro de estos sujetos por debajo de la media de los menos formados<sup>6</sup>. Como ilustración de esto último, en los gráficos 1 y 2 se presentan, a nivel andaluz y nacional, las tasas de paro de los individuos por grupos de edad, según el mayor nivel educativo finalizado, para el año 1994.



Fuente: Elaboración propia a partir del SEA (IEA, 1999).

<sup>6</sup> Para un análisis a nivel internacional de esta relación se puede consultar "Education at a Glance. Analysis", OCDE (1996).



Fuente: Elaboración propia a partir de la EPA (INE, 1994).

Además, esta situación favorable se ve potenciada si se tiene en cuenta los mayores salarios medios percibidos por aquellos trabajadores con educación postobligatoria y la mayor estabilidad en sus empleos, hechos que contribuirán a garantizar la recuperación de la inversión realizada por el joven a lo largo de sus estudios.

Dada la magnitud de la expansión de los alumnos matriculados en las enseñanzas postobligatorias en los últimos tiempos, se ha producido una proliferación de estudios que analizan la posibilidad de que se esté originando un problema de sobreeducación entre los ocupados<sup>7</sup>. Desde el punto de vista de la rentabilidad de la inversión educativa, el contexto de fuerte competencia en los empleos que se presenta en el mercado laboral español y también en el andaluz, plantea la posibilidad de que se esté en efecto produciendo una depreciación de la valoración del stock de capital humano acumulado por los individuos. En este sentido, Lassibille y Navarro (1998) muestran que entre 1981 y 1991 se observa, a nivel nacional, un descenso del beneficio marginal de la formación de los asalariados, sobre todo de los universitarios de ciclo largo.

El objetivo de este artículo es el cálculo de las tasas de rendimiento privado de la educación en España<sup>8</sup>, para compararla con la de otros trabajos previos, así como comprobar si existe un comportamiento diferencial de los

<sup>7</sup> Un tratamiento de la importancia de esta problemática en España puede consultarse en Lassibille et al. (2001).

<sup>8</sup> Es importante resaltar que el presente trabajo se centra en el aspecto inversión de la educación, sin prestar atención al hecho de que los ingresos derivados de ésta provengan de una mejora en la productividad de los individuos (Teoría del Capital Humano) o de que la educación cumpla tan sólo el papel de señalar a los sujetos más cualificados (Teoría del Filtro). Sólo se plantean estas dos explicaciones por ser las que han tenido más amplia difusión en la literatura sobre el tema.

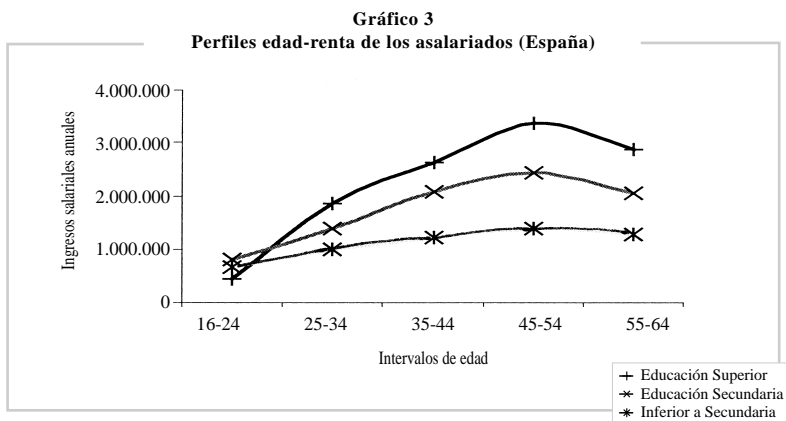
asalariados andaluces en relación con los trabajadores de otras comunidades autónomas. Para ello se utilizan los datos proporcionados por la primera ola del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE) para España correspondiente al año 1994. El análisis se ha efectuado para hombres y mujeres de forma separada, dadas las características singulares que presentan ambos colectivos, haciendo uso del modelo ampliado de ganancias de Mincer, en el que se ha introducido dos definiciones alternativas del input educativo, una de tipo continuo (años de estudios finalizados por el sujeto) y otra de tipo discreto (máximo nivel de estudios alcanzado). En los modelos finalmente estimados, las rentas salariales están condicionadas por la probabilidad de estar ocupado, intentando así eliminar el posible sesgo derivado de sólo poder observar los ingresos de aquellas personas que estén empleadas, según la especificación del modelo de selección en dos etapas de Heckman (1979).

El resto del trabajo se estructura como sigue. En el siguiente apartado se describe de forma sucinta la especificación econométrica usada para modelizar las ganancias. El tercer apartado describe los datos y las variables en base a los cuales se efectúan las estimaciones. Los resultados de éstas se presentan y discuten en el cuarto apartado. Por último, se exponen las conclusiones.

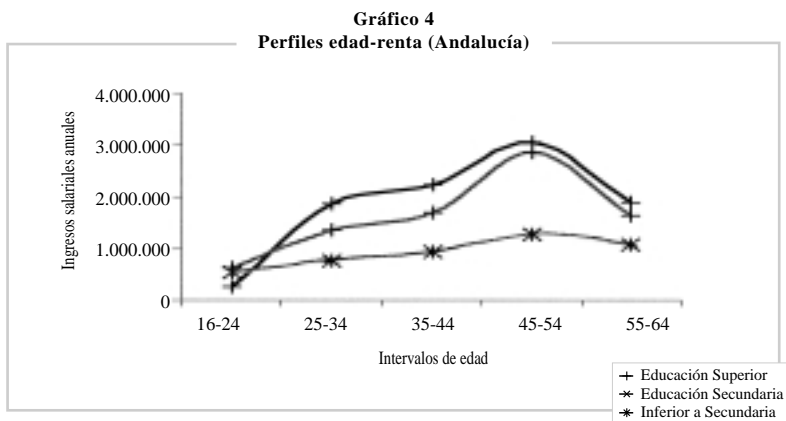
## 2. MODELIZACIÓN DE LOS RENDIMIENTOS EDUCATIVOS

Como punto de partida para el estudio de la rentabilidad educativa, se presentan los gráficos 3 y 4, basados en la información proporcionada por el PHOGUE (INE, 1994). En ellos se pueden apreciar los perfiles salariales medios de los individuos de distintas edades, en función de su nivel de educación, tanto para el conjunto nacional como de Andalucía, respectivamente.

De su observación se deduce la existencia de una relación empírica directa entre el nivel educativo de tipo formal adquirido por el individuo y su nivel de ingresos, tal como indica la Teoría del Capital Humano (Becker, 1964). Los perfiles de edad-renta por nivel de estudios presentan dos características comunes. En primer lugar, son crecientes con el nivel educativo de los individuos, no cortándose estas líneas a lo largo de la vida activa del trabajador, lo que indica que los rendimientos obtenidos vía experiencia no pueden compensar la diferencia de remuneraciones debida al nivel de educación inicial de los sujetos. En segundo lugar, son cóncavos, es decir, las ganancias aumentan de manera más que proporcional primero, menos que proporcional después, e incluso son decrecientes al final de la vida laboral del trabajador. Esto se explica por la disminución con la edad de sus inversiones profesionales, dado el horizonte temporal de utilización del capital humano y el coste de oportunidad del individuo, observándose en la última etapa de su vida activa incluso una ligera disminución de los ingresos como consecuencia de la obsolescencia de sus conocimientos.



Fuente: Elaboración propia a partir del PHOGUE (INE, 1994).



Fuente: Elaboración propia a partir del PHOGUE (INE, 1994).

La especificación econométrica que recoge esta relación entre salarios y formación se conoce como función de ganancias de Mincer (1974), ampliada con un vector de variables explicativas adicionales ( $w_i$ ), para recoger otras características del contexto profesional del trabajador que pueden condicionar su salario:

$$\ln y_i = \beta_0 + \beta_1 s_i + \beta_2 x_i + \beta_3 x_i^2 + \beta_4 w_i + \epsilon_i \quad (1)$$

En este modelo  $\gamma_i$  representa los ingresos salariales anuales del individuo  $i$ ,  $s_i$  el nivel de educación formal del sujeto,  $x_i$  su experiencia laboral y  $w_i$  recoge otras características tales como, formación en la empresa, tamaño de la empresa, sector de actividad y comunidad autónoma de residencia del trabajador<sup>9</sup>. Para incorporar la concavidad, el modelo también incluye el cuadrado de la experiencia,  $x_i^2$ . Por su parte,  $\epsilon_i$  es un término de perturbación aleatoria que se distribuye según una Normal  $(0, \sigma_\epsilon^2)$ .

Una de las principales críticas que se puede hacer a esta especificación es el hecho de no tener en cuenta el sesgo de selección que resulta de sólo poder observar las rentas salariales de aquellos individuos que efectivamente se encuentran ocupados. Para poder corregir este sesgo utilizamos un modelo en dos etapas como el desarrollado por Heckman (1979). En la primera etapa se especifica mediante un modelo probit la probabilidad que tiene el individuo de estar ocupado. La segunda etapa consiste en estimar el modelo de ganancias dado por la expresión (1), con la inclusión del término de corrección del sesgo de selección ( $\lambda_i$ ) obtenido de la etapa anterior. En concreto, este modelo tiene la siguiente especificación:

$$\ln \gamma_i = \beta_0 + \beta_1 s_i + \beta_2 x_i + \beta_3 x_i^2 + \beta_4 w_i + \rho \lambda_i + \omega_i \quad (2)$$

donde  $w_i$  es un término de perturbación aleatoria que se distribuye según una Normal  $(0, \sigma_\omega^2)$  y el nuevo parámetro a estimar  $\rho$  se corresponde con el coeficiente de correlación entre la perturbación del modelo que indica la probabilidad de ocupación (etapa 1) y la del modelo de ganancias previo sin término de corrección del sesgo. Este procedimiento bietápico garantiza la obtención de estimaciones consistentes de los parámetros  $\beta$  por el método de mínimos cuadrados ordinarios.

### 3. DATOS Y VARIABLES UTILIZADAS

Para la estimación del modelo de ganancias dado por la expresión (2) se ha utilizado la información proporcionada por la primera ola (año 1994) del Panel de Hogares de la Unión Europea, elaborada para España por el INE<sup>10</sup>.

---

<sup>9</sup> Willis (1986) señala que la ecuación de ganancias de Mincer es una aproximación al modelo básico de ciclo vital.

<sup>10</sup> No se han empleado los datos contenidos en la última ola disponible del PHOGHE debido a que en esta fuente de información las comunidades autónomas aparecen agregadas en siete grandes regiones, imposibilitando así el análisis particularizado de la información relativa a Andalucía.

En el análisis se han considerado a los trabajadores asalariados<sup>11</sup> con edades comprendidas entre 16 y 65 años que desarrollan su actividad a tiempo completo. Las estimaciones se presentan por sexo, considerando dos mediciones alternativas de la formación académica de los sujetos observados; una de tipo continuo, número teórico de años de estudio, y otra de tipo discreto, máximo nivel educativo alcanzado (Primario<sup>12</sup>, EGB, BUP –incluye COU– FPII, Diplomado y Licenciado). A fines comparativos con otros estudios previos, se utiliza como medida continua de educación el número teórico de años de estudio, aunque la encuesta empleada aquí proporciona el número real, que tiene en cuenta los años repetidos o no validados por un título. Para su construcción se han tenido en cuenta, por cohortes, los cambios producidos en España en las duraciones de los distintos niveles de enseñanza.

En cuanto a la formación específica, se distingue entre los años de experiencia que tiene el individuo desde que se incorpora al primer empleo, y los cursos de formación recibidos en las empresas.

Para poder detectar el posible efecto diferencial en los rendimientos de los trabajadores andaluces, la especificación final del modelo incluye variables ficticias que tienen en cuenta las comunidades autónomas.

Por último, otro conjunto de variables ficticias recoge el sector de actividad del trabajador y el número de empleados que tiene la empresa.

La tabla 2 muestra los estadísticos descriptivos de esas variables. Según se observa en ella, la renta salarial anual neta de los individuos (variable explicada del modelo) resulta ser aproximadamente un 21% superior en el caso de los hombres que en el de las mujeres<sup>13</sup>. Sin embargo, parece apresurado hablar de discriminación salarial basándonos sólo en esta información, ya que la discrepancia puede deberse a las diferencias de participación de ambos colectivos en determinados sectores de actividad, a las disparidades en los niveles de experiencia, en el stock de capital humano adquirido, etc<sup>14</sup>. A este respecto, la tabla 3 muestra la distribución de los salarios anuales medios de los trabajadores para el conjunto del territorio nacional y para Andalucía, según sexo y sector de actividad. Los datos muestran que, después de controlar el salario

---

<sup>11</sup> Por lo tanto sólo se han tomado en consideración las rentas del trabajo. No se han incluido las rentas derivadas del trabajo por cuenta propia por tres motivos: su irregularidad, la imprecisión con la que estos trabajadores declaran los ingresos percibidos, y el escaso número que representan en relación con los asalariados. Además este tipo de rentas son peor explicadas por el capital humano.

<sup>12</sup> En el nivel primario se han incluido a las personas cuyo máximo nivel de enseñanza es el primer ciclo de EGB o inferior. Esta es la modalidad de referencia en las estimaciones.

<sup>13</sup> En Ugidos (1997) puede encontrarse un análisis detallado de las diferencias salariales entre ambos sexos para el sector público y privado.

<sup>14</sup> Como señala Oliver et al. (1998) "...Adicionalmente, un grado de discriminación tan elevado encaja mal con la hipótesis de racionalidad, dado que implicaría la existencia de un margen muy elevado de beneficio no explotado por parte de los empleadores, al que podrían tener acceso no solo intercambiar empleo masculino por empleo femenino".

**Tabla n° 2**  
**Estadísticas descriptivas de las variables de las funciones de ganancias, por sexo**

	Mujeres		Hombres	
	Media	Desv. Estándar	Media	Desv. Estándar
Salarios (log)	14,03	0,71	14,22	0,66
<b>Formación académica</b>				
<b>Niveles educativos:</b>				
Licenciado/a	0,12	0,33	0,09	0,29
Diplomado/a	0,17	0,38	0,07	0,26
FPII	0,08	0,27	0,09	0,29
BUP	0,16	0,37	0,14	0,34
EGB	0,22	0,42	0,26	0,44
Primario (Referencia)	0,25	0,43	0,35	0,48
Años teóricos de estudio	10,46	4,22	9,08	3,97
Años reales de estudio	12,35	4,99	11,16	4,69
<b>Formación específica:</b>				
Experiencia	16,11	11,06	21,08	12,76
Formación en la empresa	0,08	0,27	0,07	0,26
<b>Sector de actividad:</b>				
Agricultura (Referencia)	0,02	0,13	0,05	0,20
Industria	0,15	0,36	0,28	0,45
Construcción	0,01	0,11	0,12	0,33
Servicios Públicos	0,36	0,48	0,22	0,41
Otros Servicios	0,46	0,50	0,33	0,47
<b>Tamaño de la empresa</b>				
<b>(n° de trabajadores):</b>				
Menos de 5	0,15	0,36	0,13	0,34
Entre 5 y 19	0,14	0,35	0,20	0,40
Entre 20 y 49	0,10	0,30	0,12	0,33
Entre 50 y 99	0,07	0,25	0,06	0,24
Entre 100 y 499	0,09	0,29	0,10	0,30
Más de 499 (Referencia)	0,45	0,50	0,39	0,49
<b>Comunidades Autónomas:</b>				
Andalucía (Referencia)	0,10	0,29	0,09	0,29
Galicia	0,04	0,20	0,06	0,25
Asturias	0,04	0,18	0,03	0,18
Cantabria	0,04	0,18	0,04	0,19
P. Vasco	0,05	0,23	0,07	0,25
Navarra	0,04	0,20	0,05	0,21
La Rioja	0,03	0,17	0,04	0,19
Aragón	0,05	0,21	0,05	0,22
Madrid	0,14	0,35	0,12	0,32
Castilla León	0,05	0,22	0,06	0,23
Castilla la Mancha	0,03	0,18	0,04	0,20
Extremadura	0,04	0,19	0,03	0,16
Cataluña	0,14	0,35	0,11	0,31
Valencia	0,08	0,27	0,09	0,29
Balears	0,04	0,20	0,03	0,17
Murcia	0,04	0,20	0,04	0,20
Canarias	0,05	0,22	0,05	0,23
<b>Número de observaciones</b>		1.128		2.293

Fuente: EPA.

por el sector de actividad, las diferencias de rentas favorables a los hombres aún persisten. Como únicas excepciones aparecen los sectores agrícola y de la construcción en Andalucía, aunque esto puede deberse a una inadecuada representación en la muestra de los colectivos masculino y femenino en ambos sectores, respecto al nivel nacional, según señalan los valores de participación relativa presentados entre paréntesis en la tabla. En términos relativos, son los hombres que trabajan en la agricultura y en el sector de los servicios no públicos (otros servicios) los que tienen superior ventaja pecuniaria a nivel nacional respecto al colectivo femenino. En Andalucía, las mayores diferencias de remuneraciones entre hombres y mujeres, a favor de los primeros, aparecen en el sector industrial.

**Tabla nº 3**  
**Salario Medio de los Trabajadores, según sexo y sector de actividad**  
**(porcentaje de participación relativa en cada sector entre paréntesis)**

Media a nivel nacional					
	Agricultura	Industria	Construcción	Servicios Públicos	Otros Servicios
<b>Mujeres</b>	440.953 (28,2%)	1.244.629 (22,2%)	1.217.328 (4,7%)	1.920.417 (55,6%)	1.247.387 (40,6%)
	933.775 (71,8%)	1.782.053 (77,8%)	1.341.136 (95,3%)	2.295.124 (44,4%)	1.835.075 (59,4%)
Andalucía					
<b>Hombres</b>	937.500 (7,9%)	732.218 (24,0%)	1.029.987 (7,5%)	1.801.163 (58,0%)	930.370 (35,0%)
	789.501 (92,1%)	1.539.834 (76,0%)	885.982 (92,5%)	2.171.630 (42,0%)	1.655.649 (65,0%)

Fuente: Elaboración propia a partir del PHOGUE (INE, 1994).

En lo que respecta a la formación académica medida en términos discretos, la tabla 4 presenta la composición porcentual de la muestra de asalariados, según el mayor nivel de estudios finalizado. En ella se observa como la proporción a nivel nacional de mujeres que terminan estudios superiores (licenciatura o diplomatura) casi duplica a la de hombres (29,3% frente a 15,9%). Este hecho es aún más acentuado en el caso de las diplomadas andaluzas, si bien en esta comunidad el porcentaje de hombres licenciados es ligeramente superior al de mujeres. Esta mayor participación relativa de las asalariadas en los niveles educativos más altos parecería confirmar la idea anteriormente expuesta de que elevadas tasas de paro, como las históricamente sufridas por el colectivo femenino, las han incentivado a aumentar su nivel de educación formal, en un intento de mejorar su posición relativa en el mercado laboral.

**Tabla nº 4**  
**Porcentaje de Asalariados, según Sexo y Nivel de Estudios alcanzado**

Media a nivel nacional							
	Licenciado/a	Diplomado/a	FPII	BUP	EGB	Primario	Total
<b>Mujeres</b>	12,1	17,2	7,6	16,1	22,5	24,5	100
<b>Hombres</b>	8,9	7,0	9,4	13,6	26,4	34,7	100
<b>Total</b>	<b>10,0</b>	<b>10,4</b>	<b>8,8</b>	<b>14,4</b>	<b>25,1</b>	<b>31,3</b>	<b>100</b>
Andalucía							
<b>Mujeres</b>	8,0	25,9	5,4	10,7	25,0	25,0	100
<b>Hombres</b>	8,8	7,4	5,1	11,6	32,1	34,9	100
<b>Total</b>	<b>8,6</b>	<b>13,7</b>	<b>5,2</b>	<b>11,3</b>	<b>29,7</b>	<b>31,5</b>	<b>100</b>

Fuente: Elaboración propia a partir del PHOGUE (INE, 1994).

Los datos sobre años de formación académica, mostrados en la tabla 2, están en consonancia con ese superior porcentaje femenino que finalizan estudios universitarios. Así, las mujeres presentan, por término medio, aproximadamente un año y medio más de educación que los hombres. Este hecho se debe al mayor esfuerzo inversor de las generaciones jóvenes, que ha posibilitado el cambio en la situación que históricamente ha caracterizado a las mujeres trabajadoras. Este fenómeno generacional se ve corroborado por las informaciones contenidas en la tabla 5, en la que se detalla la distribución, según nivel de estudios y sexo, de los asalariados con edades comprendidas entre los 60-64 años y los 25-29 años.

**Tabla nº 5**  
**Distribución porcentual por nivel de estudios finalizados y sexo de los asalariados pertenecientes a distintos grupos de edad**

Niveles educativos	Entre 60 y 64 años		Entre 25 y 29 años	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
<b>Licenciado/a</b>	4,36	1,52	8,94	13,37
<b>Diplomado/a</b>	3,97	3,42	6,55	10,62
<b>FPII</b>	2,78	0,76	12,97	10,23
<b>BUP</b>	5,56	3,41	17,38	17,43
<b>EGB</b>	16,47	13,47	32,12	26,74
<b>Primario</b>	66,86	77,42	22,04	21,49

Fuente: Elaboración propia a partir del PHOGUE (INE, 1994).

En ella se constata que, si bien se ha producido un crecimiento del nivel educativo de los trabajadores españoles, la expansión cobra especial relevancia en la muestra femenina. En efecto, de las mujeres nacidas a comienzos de los años 30, el 77% poseían un nivel educativo equivalente al primer ciclo de EGB o inferior. En cambio, de las mujeres originarias de finales de la década de los 60, tan sólo el 21% se encontraba en esa situación (aproximadamente igual en este caso que los hombres). Más llamativo, si cabe, es el resultado que se obtiene al comparar las cifras correspondientes al número de licenciadas, que pasan de representar un 1,5 % para el grupo de mayor edad a algo menos de un 14% para las más jóvenes, superando en este último caso en más de 4 puntos porcentuales a los hombres. Esto corrobora la tendencia observada, especialmente desde comienzos de los años 80, de que el ascenso hacia los niveles educativos más elevados ha sido mucho más rápido para el sexo femenino. Podría pensarse que la explicación de esta evolución se encuentra en que la posible discriminación salarial que sufren las mujeres, las incentivaría a invertir en capital humano para alcanzar puestos que requieren una mayor cualificación, y donde probablemente esa discriminación sea menor<sup>15</sup>. De cualquier forma, la tendencia ha sido también muy marcada para los hombres, puesto que tan sólo un 8% de los asalariados entre 60 y 64 años son universitarios, frente a más del 15% entre los jóvenes. Así, en un contexto de competencia perfecta existe la posibilidad de que se haya podido producir una devaluación de los títulos académicos.

En cambio, la experiencia profesional se sitúa por debajo en el caso de las mujeres. La tabla 2 muestra que los varones cuentan, por término medio, con una experiencia de 21 años, es decir, 5 años superior a la de aquéllas; esto se explica probablemente por el retraso en la incorporación del colectivo femenino al mercado de trabajo. Sin embargo, no ocurre lo mismo con la formación en la empresa, variable para la cual no se observan diferencias significativas entre los miembros de ambos colectivos.

En cuanto a la participación en los distintos sectores de actividad, existen claras diferencias por sexo. Así, las asalariadas trabajan principalmente en el sector terciario, y su representación en el sector de la construcción es casi inexistente; mientras que los hombres muestran un reparto más uniforme, siendo la agricultura el sector donde su presencia es menor en términos relativos.

Por otra parte, es bastante homogénea la distribución de ambos colectivos entre las empresas según su tamaño, siendo las mayores de 500 trabajadores y las menores de 20 las más representadas para los dos sexos.

---

<sup>15</sup> Véase por ejemplo García (1997), para un estudio exhaustivo de la discriminación salarial por género de España.

#### 4. RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES

En esta sección se presentan las estimaciones de las funciones de ganancias por sexo. Tal y como se indicó en la sección 2, en las especificaciones de esos modelos se ha incluido un término de corrección del sesgo de selección que se ha obtenido de forma previa en un modelo de determinación de la probabilidad que el individuo tiene de estar ocupado y, por tanto, de ser un potencial receptor de rentas del trabajo dependiente.

Los resultados por género de la probabilidad de ocupación pueden ser consultados en la tabla 1 del Anexo, de los que vamos a reseñar las principales conclusiones, aunque este modelo no sea el objetivo de nuestro análisis. En primer lugar, se destaca el hecho de que tener un mayor nivel de estudios condiciona favorablemente la probabilidad de ocupación, siendo este efecto particularmente importante para las mujeres. Esto viene a corroborar la idea ya apuntada en la sección introductoria de que un mayor stock de capital humano proporciona al individuo una mejor posición relativa en el mercado de trabajo a la hora de conseguir un empleo. En segundo lugar, los hombres casados, con edades menores de 40 años y cuyos hogares tienen bajos ingresos<sup>16</sup> son los que presentan, *ceteris paribus*, mayor probabilidad de ocupación. En cambio, entre las mujeres, son las solteras con edades comprendidas entre 31 y 40 años las que tienen una mayor probabilidad de encontrarse empleadas. Se demuestra así el hecho diferencial por sexo que tiene el casamiento a la hora de participar en el mercado laboral, constatado también en otros estudios. Esto es debido a que las cargas que implican las tareas del hogar recaen tradicionalmente sobre las mujeres. Un efecto negativo similar sobre el empleo femenino ejercen las cargas familiares que suponen los hijos cuando éstos son pequeños, cuyo cuidado las hace retirarse temporalmente del mercado.

Por último, y como se esperaba a priori, a excepción de Extremadura y Baleares, los hombres residentes en las demás comunidades autónomas tienen mayor probabilidad de ocuparse que los andaluces. Para las mujeres, son las que habitan en la zona norte y en las dos Castillas las que muestran, junto a las andaluzas, la peor situación relativa en cuanto al empleo.

En lo que respecta ahora a la estimación de la función ampliada de ganancias, por sexo, la tabla 6 detalla esos resultados. La especificación I recoge una medición de tipo continuo de la formación académica del individuo, mientras que la II representa la medición discreta.

---

<sup>16</sup> De forma explícita la variable utilizada ha sido los ingresos familiares netos anuales del hogar. Esta variable ha sido corregida por la escala de Oxford, una vez extraído de su montante la cuantía de los ingresos del individuo observado. La citada escala adopta la siguiente expresión: donde  $n_i$  es igual al número de adultos mayores de 14 años, y  $n_j$  es el número de personas con 14 años o menos, con lo que se distinguen las diferentes necesidades de consumo de ambos grupos. Además el coeficiente que multiplica a los ingresos del cabeza de familia es 1 y 0,7 a los del resto de adultos, a fin de tener en cuenta el efecto de las economías de escala en el consumo resultantes de la convivencia.

Atendiendo en primer lugar a los coeficientes de las variables que reflejan el capital humano acumulado por el sujeto, es oportuno señalar que el rendimiento anual medio de una mujer se sitúa en el 6,9% (si se considera que todos los años de estudios ejercen igual influencia; especificación I); sin embargo, ese valor es inferior en un punto en el caso de los hombres. Ese mayor rendimiento marginal de la formación académica de las mujeres hay que analizarlo con precaución, si tenemos en cuenta que la muestra femenina está compuesta por aproximadamente la mitad de observaciones que la masculina. Quizás esta menor participación relativa de las mujeres en el mercado de trabajo asalariado sea consecuencia de un mayor filtro para poder incorporarse al mercado de trabajo, que hace que las que realmente trabajan sean las más productivas, de ahí la mayor rentabilidad de su educación respecto a los varones. En consecuencia, no parece oportuno hablar de discriminación positiva para las mujeres.

**Tabla nº 6**  
**Estimación MCO de la función ampliada de ganancias, por sexo**

	Especificación I		Especificación II	
	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres
Constante	-1,541***	12,991***	12,326***	13,365***
Años teóricos de estudio	0,069***	0,059***	-	-
<b>Niveles educativos:</b>				
Licenciado/a	-	-	0,844***	0,771***
Diplomado/a	-	-	0,703***	0,495***
FPII	-	-	0,460***	0,254***
BUP	-	-	0,401***	0,326***
EGB	-	-	0,225***	0,117***
<b>Formación específica:</b>				
Experiencia	0,051***	0,050***	0,051***	0,049***
Experiencia 2	-0,001***	-0,0007***	-0,001***	-0,0007***
Formación en la empresa	0,149***	0,139***	0,154***	0,143***
<b>Sector de actividad:</b>				
Industria	0,877***	0,355***	0,878***	0,368***
Construcción	0,820***	0,267***	0,822***	0,272***
Servicios Públicos	0,899***	0,299***	0,888***	0,300***
Otros Servicios	0,889***	0,388***	0,889***	0,404***
<b>Tamaño de la empresa (nº de trabajadores):</b>				
Menos de 5	-0,423***	-0,385***	-0,429***	-0,393***
Entre 5 y 19	-0,289***	-0,298***	-0,295***	-0,303***
Entre 20 y 49	-0,206***	-0,189***	-0,216***	-0,192***
Entre 50 y 99	-0,315***	-0,184***	-0,331***	-0,191***
Entre 100 y 499	-0,087	-0,082**	-	-0,092**

Continúa

Continuación

**Tabla nº 6**  
**Estimación MCO de la función ampliada de ganancias, por sexo**

	Especificación I		Especificación II	
	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres
<b>Comunidades Autónomas:</b>				
<b>Galicia</b>	-0,068	-0,070	-0,070	-0,079
<b>Asturias</b>	0,064	-0,007	0,063	-0,010
<b>Cantabria</b>	0,039	0,008	0,041	0,014
<b>P. Vasco</b>	0,192***	0,155***	0,192**	0,153***
<b>Navarra</b>	0,184***	0,178***	0,173*	0,168***
<b>La Rioja</b>	-0,004	0,351	-0,013	0,028
<b>Aragón</b>	0,062	0,111*	0,067	0,095
<b>Madrid</b>	0,195***	0,161***	0,200***	0,140***
<b>Castilla León</b>	0,186**	-0,077	0,190**	-0,087
<b>Castilla la Mancha</b>	-0,016	-0,050	-0,016	-0,055
<b>Extremadura</b>	-0,127	-0,175***	-0,133	-0,175***
<b>Cataluña</b>	0,160**	0,110**	0,162**	0,106**
<b>Valencia</b>	-0,084	-0,015	-0,081	-0,030
<b>Baleares</b>	0,114	0,089	0,116	0,101
<b>Murcia</b>	0,116	0,037	0,112	0,037
<b>Canarias</b>	-0,036	-0,143***	-0,037	-0,146***
$\lambda$	0,075	-0,230***	0,065	-0,271
<b>Número de observaciones</b>	1128	2293	1128	2293
<b>F</b>	32,55***	54,42***	28,9***	59,2***
<b>R<sup>2</sup></b>	0,46	0,41	0,46	0,46

Nota: Coeficientes significativos al 1% \*\*\*; al 5% \*\*; al 10% \*.

Esos resultados están por debajo de los observados por otros autores, como Lassibille (1993) y Alba y San Segundo (1995), quienes muestran tasas de rendimiento en España para el año 1981 en torno al 8%. Así parece demostrarse el descenso de la rentabilidad de la educación en el tiempo, constatada ya entre 1981-1991 por Lassibille y Navarro (1998), como fruto, según señalan los autores, de la mayor competencia de los títulos.

Por otra parte, con una medida real de los años de estudios realizados por los trabajadores, como la que proporciona la encuesta, la rentabilidad de la educación resulta mucho más baja, según podría esperarse a priori, ya que en este caso existe una subvaloración debida a los años repetidos o no certificados por un título, como se señaló anteriormente. La tabla 2 del Anexo proporciona estos resultados que están en torno al 3% ó 4%, según se trate de hombres y mujeres, respectivamente. Con una definición de capital humano tan precisa como ésta, Psacharopoulos y Layard (1979) encuentran para el Reino Unido una tasa de rendimiento del 5%, que está más próxima a la obtenida aquí, pero que de nuevo parece corroborar el descenso de la rentabilidad de la educación en el tiempo, aunque evidentemente en otro contexto espacial.

Si se considera ahora una medida discreta de la educación (especificación II), es decir, si se clasifican a los asalariados en función del nivel de estudios más alto alcanzado, se observa, como indica la Teoría del Capital Humano (Becker, 1964), una influencia creciente y positiva sobre el salario a medida que ascendemos en la jerarquía del sistema de enseñanza, siendo otra vez los efectos más favorables para las mujeres. En este sentido, y como mostraban los perfiles edad-renta (gráficos 1 y 2), son los licenciados los que, *ceteris paribus*, perciben mayores retribuciones en relación con los trabajadores menos educados desde el punto de vista académico, en este caso aquellos que tienen un nivel de formación inferior al primario.

La tabla 7 permite obtener una visión más precisa del rendimiento que ofrece cada año adicional de estudios, una vez alcanzado un determinado nivel educativo (rendimiento marginal)<sup>17</sup>. Del análisis de estas tasas destaca especialmente el elevado rendimiento marginal que obtienen los hombres licenciados en relación con los diplomados (26,1%), muy superior al que obtienen los diplomados en comparación con los que finalizan estudios de enseñanza secundaria (8,5%). Sin embargo, en el caso de las mujeres, la situación es la inversa, con rendimientos marginales del 15,3% y 17,6%, respectivamente. Por tanto, desde el punto de vista de la rentabilidad de un año suplementario de educación formal, las mujeres obtienen un mayor beneficio de los estudios de diplomatura, y los hombres de aquellas enseñanzas conducentes a la obtención de un título de licenciado o ingeniero técnico superior.

**Tabla nº 7**  
**Rendimientos marginales anuales privados de la educación (%)**

Niveles educativos	Mujeres	Hombres
<b>Licenciado / Diplomado</b>	15,29	26,07
<b>Diplomado / BUP</b>	17,55	8,50
<b>BUP / EGB</b>	8,03	8,71
<b>FPII / EGB</b>	5,50	11,06
<b>EGB / Primario</b>	8,41	4,14

Fuente: Cálculos basados en los coeficientes de la tabla 6.

<sup>17</sup> Las tasas de rendimiento marginales de un nivel educativo respecto al inmediatamente anterior son calculadas dividiendo la diferencia entre los coeficientes estimados para las variables ficticias asociadas a esos niveles por el número teórico de años adicionales de escolarización entre ellos. Se ha supuesto que cada nivel sucesivo de estudios superado por el individuo supone tres años de escolarización, excepto los de licenciatura que sólo añade dos años más respecto a los estudios de diplomatura. Como el modelo es semilogarítmico, el efecto de una variable ficticia se calcula a partir de la expresión  $\exp(b)-1$  (Halvorsen y Palmquist, 1980).

En términos de formación específica, los coeficientes de las variables de experiencia profesional y su cuadrado muestran los signos esperados a priori. Haciendo uso de estos valores y resolviendo un sencillo problema de optimización, se llega a la conclusión de que los hombres alcanzan la experiencia óptima cuando su permanencia en el mercado de trabajo está en torno a los 35 años, mientras que las mujeres obtienen ese nivel máximo con 26 años de experiencia, por término medio. Esa diferencia podría deberse al retraso en la incorporación al mercado de trabajo de las mujeres en relación con los hombres.

Por otro lado, el rendimiento marginal de la experiencia sobre las remuneraciones es decreciente a lo largo de la vida laboral, como predecía la concavidad de los perfiles edad-renta. Así, el primer año de vida activa incrementa el salario del trabajador un 4,9%, mientras que el aumento en las retribuciones de un año adicional de experiencia cuando el individuo ha permanecido 10 ó 20 años en el mercado laboral es del 3,1% y 1,1%, respectivamente.

Desde otra perspectiva, la segunda medida de formación específica, es decir, la recibida por el trabajador a través de la realización de cursos en la propia empresa, resulta significativa para explicar las diferencias salariales, especialmente en el caso de las trabajadoras, confirmándose así la hipótesis teórica del Capital Humano Específico (Becker, 1962; Parson, 1972 y Hashimoto, 1981).

En lo que respecta al sector de actividad, los salarios en la agricultura (sector de referencia en las estimaciones) son los más bajos para ambos sexos. En el otro extremo de la distribución se encuentran los hombres que trabajan en la industria o en los servicios, sobre todo si éstos últimos son no públicos. En todos los sectores, a excepción de la construcción<sup>18</sup>, las mujeres obtienen mayor rentabilidad que los hombres, aunque particularmente en el caso de los servicios públicos (educación, sanidad y administración), debido quizás a la imposibilidad de llevar a cabo una discriminación activa sobre ellas y por ser estos sectores donde la mujer está mucho más representada relativamente (ver tabla 2).

El tamaño de la empresa también presenta un efecto positivo y significativo sobre los salarios; así, a medida que aumenta éste (y en particular a partir de 100 empleados), las retribuciones que percibe el trabajador son mayores, como consecuencia de que las empresas grandes suelen obtener mayores plusvalías (de las que participan los trabajadores), y que los sindicatos en ellas tienen un mayor poder de negociación.

Un aspecto de especial relevancia desde el punto de vista de los objetivos perseguidos en este estudio es el efecto diferencial de la comunidad autónoma de residencia sobre las retribuciones salariales. En este sentido, tomando

---

<sup>18</sup> Ya se dijo anteriormente que en este sector las mujeres están muy poco representadas (ver tabla 2).

como referencia la comunidad autónoma de Andalucía es preciso señalar que solamente las comunidades de Canarias y Extremadura parten de una peor situación relativa en el caso de los hombres, consecuencia sin duda del menor grado de industrialización que históricamente han soportado estas regiones. En el caso de las mujeres, si bien el signo también es negativo, sin embargo los coeficientes no son significativos. Un argumento de signo opuesto para ambos sexos, se podría esgrimir respecto a las comunidades autónomas de Navarra, Madrid, País Vasco y Cataluña<sup>19</sup>, cuyos trabajadores son los más favorecidos desde el punto de vista de las rentas del trabajo. El resto de comunidades autónomas tienen un comportamiento similar a Andalucía.

## **5. CONCLUSIONES**

El fenómeno de expansión de la demanda de estudios postobligatorios que se ha producido a nivel nacional, en general, y en la comunidad autónoma de Andalucía, en particular, encuentra una clara explicación cuando se observa los resultados obtenidos en las estimaciones presentadas en este trabajo. En efecto, se constata lo que a la luz de la Teoría del Capital Humano (Becker, 1964) existe una influencia positiva del stock de capital humano del trabajador sobre su retribución salarial, y además, cuanto mayor es el nivel de formación académica acumulado por el individuo más alta es la probabilidad de estar ocupado, especialmente en el caso de las mujeres, para las que, por otro lado, el estar casada y tener hijos pequeños sigue siendo un freno para alcanzar la situación de ocupación.

De forma más explícita, se ha estimado con datos del PHOGUE correspondientes al año 1994 que cada año adicional de formación académica se traduce en un incremento medio del 6,9% en las ganancias de las mujeres asalariadas, y un 5,9% en el caso de los varones, cuando se considera una media teórica y continua del stock de capital humano poseído por el individuo, y en torno a 3 puntos menos si se utiliza una medida real de los años de estudios, que tiene en cuenta los años repetidos o no certificados por un título.

En cuanto a los niveles educativos, son los estudios universitarios de primer y, sobre todo, de segundo ciclo los que procuran, tanto a hombres como a mujeres, los mayores beneficios marginales de la educación.

En lo que respecta a la formación específica del individuo, tanto medida en términos de experiencia profesional como en cursos de formación recibida proporcionados por las empresas, se ha reflejado también muy positivo para la explicación de los salarios de ambos colectivos, conforme predice la Teoría del Capital Humano Específico (Becker, 1962; Parson, 1972 y Hashimoto, 1981).

---

<sup>19</sup> Además de Castilla y León para las mujeres.

Como se esperaba a priori, son las empresas grandes y los trabajadores del sector servicios (públicos o no), junto a los de la industria, los más aventajados desde el punto de vista de sus retribuciones, y esto tanto en lo que se refiere a los hombres como a las mujeres.

Por último, los asalariados andaluces de ambos sexos muestran una situación menos ventajosa que la presentada por los de otras comunidades autónomas, salvo en el caso de los hombres trabajadores por cuenta ajena de las comunidades extremeña y canaria, cuya situación es aún peor en términos salariales.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Alba, A. y San Segundo, M. J. (1995): "The Returns to Education in Spain". *Economics of Education Review*, 14 (2), págs. 155-166.
- Becker, G. S. (1962): "Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis". *Journal of Political Economy*, nº 70, págs. 9-49.
- Becker, G. S. (1964): *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*. New York: National Bureau of Economic Research, Columbia University Press, (2ª edición 1975).
- Cebrián, I. et al. (1997): "Las Transiciones Laborales de las Mujeres Casadas". *Información Comercial Española*, nº 760.
- Consejería de Fomento y Trabajo (1989): *Anuario Estadístico de Andalucía, 1988*. Junta de Andalucía, Sevilla.
- De Miguel, C. (1999): "Evolución de la Población Activa y su Incidencia sobre el Desempleo en el Medio y Largo Plazo". *Cuadernos de Información Económica*, nº 148/149, págs. 56-64.
- García, M. D. (1997): "Movilidad Profesional y Discriminación Salarial en el Mercado de Trabajo Español". Tesis doctoral, Universidad de Málaga.
- Greene, W. H. (2000): *Econometric Analysis*. 4ª Edición, Prentice-Hall International Inc.
- Halvorsen, R. y Palmquist, R. (1980): "The Interpretation of Dummy Variables in Semilogarithmic Equations", *American Economic Review*, 70, págs. 474-475.
- Hashimoto, M. (1981): "Firm-specific Human Capital as a Shared Investment". *American Economic Review*, 71, 475-482.
- Heckman, J. J. (1979): "Sample Selection Bias as a Specification Error". *Econometrica*, vol. 47, págs. 153-162.
- INE (1994): Panel de Hogares de la Unión Europea. Madrid.
- INE (1996): *Estadística de la Enseñanza Superior en España*. Curso 1994-95. Instituto Nacional de Estadística, Madrid.
- IEA (1995): *Anuario Estadístico de Andalucía, 1995*. Instituto de Estadística de Andalucía, Sevilla.
- IEA (1999): *El Mercado de Trabajo en Andalucía. Datos Estructurales 1999*.

- Sistema Estadístico de Andalucía (SEA), Instituto de Estadística de Andalucía. Sevilla.
- Lassibille, G. (1988): "La Formación de las Rentas del Trabajo en Andalucía". Investigaciones Económicas (Segunda época), vol. XII, nº 3 (1988), págs. 483-499.
- Lassibille, G. (1993): "El Rendimiento de las Inversiones Educativas en España", Estadística Española, Vol.35, nº 134, págs- 645-663.
- Lassibille, G. et al. (2001) : "Youth transition from school to work in Spain". Economics of Education Review, nº 20, págs. 139-149.
- Lassibille, G. y Navarro, L. (1997): *Un Análisis de los Gastos Privados de Educación en España en 1991*. Ministerio de Educación y Cultura, CIDE. Madrid.
- Lassibille, G. y Navarro, L. (1998): "The Evolution of Returns to Education in Spain: 1980-1991". Education Economics, vol. 6, nº1.
- Martín, J. L. (2000): "Actividad, Ocupación y Paro en el Mercado de Trabajo de Andalucía (1981-1998)". Revista Andaluza de Trabajo y Bienestar Social, Temas Laborales, nº 54, págs. 149-172.
- Mincer, J. (1974): *Schooling, Experience, and Earnings*. New York: Columbia University Press.
- Navarro, L. (1987): "Capital humano y comportamientos de consumo. Una aplicación para Andalucía". Cuadernos de Economía, vol. 15, págs. 515-542.
- OCDE (1996): *Education at a Glance. Analysis*.
- Oliver, J. et al. (1998): "Función de Ingresos y Rendimiento de la Educación en España". Papeles de Economía Española, nº 77.
- Parson, D. (1972): "Specific Human Capital: An Application to Quit Rates and Layoff Rates". Journal of Political Economy, vol. 80, págs. 1120-1143.
- Psacharopoulos, G. y Layard, R. (1979): "Human Capital and Earnings: British Evidence and a Critique". *Review of Economic Studies*, vol.46.
- Ugidos, A. (1997): "Diferencias Salariales entre Hombres y Mujeres en el Sector Público y en el Sector Privado". Información Comercial Española, nº 760, págs. 61-70.
- Willis, R. (1986): "Wage Determinants: A Survey and Interpretation of Human Capital Earnings Functions". *The Handbook of Labor Economics*, vol. 1, Amsterdam, North-Holland-Elsevier Publishers", O. Ashenfelter y R. Layard (eds.), págs. 525-602.

## ANEXO

Tabla n<sup>o</sup> 1  
Estimación probit de la ocupación, por sexo

	Especificación I		Especificación II	
	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres
Constante	-1,541***	-0,837***	-1,042***	-0,623***
<b>Comunidades Autónomas:</b>				
Galicia	0,002	0,299***	0,0003	0,296***
Asturias	0,112	0,228**	0,118	0,226**
Cantabria	0,035	0,242**	0,048	0,226**
P. Vasco	0,121	0,382***	0,131	0,360***
Navarra	0,229**	0,454***	0,242**	0,446***
La Rioja	0,187	0,589***	0,189	0,576***
Aragón	0,401***	0,450***	0,388***	0,445***
Madrid	0,412***	0,569***	0,439***	0,582***
Castilla León	0,106	0,249***	0,110	0,253***
Castilla la Mancha	0,139	0,298***	0,151	0,296***
Extremadura	0,423***	-0,014	0,413***	-0,009
Cataluña	0,384***	0,249***	0,400***	0,249***
Valencia	0,312***	0,316***	0,324***	0,322***
Balears	0,406***	0,119	0,445***	0,108
Murcia	0,361***	0,246***	0,360***	0,241**
Canarias	0,184*	0,247***	0,190**	0,247***
<b>Edad:</b>				
Entre 16 y 30 años	0,140***	0,287***	0,147***	0,255***
Entre 31 y 40 años	0,333***	0,254***	0,342***	0,235***
<b>Estado Civil (Casado)</b>	-0,418***	0,349***	-0,422***	0,346***
<b>Años teóricos de estudio</b>	0,100***	0,046***	-	-
<b>Nivel de educación:</b>				
Licenciado/a	-	-	0,949***	0,404***
Diplomado/a	-	-	1,223***	0,612***
FPII	-	-	0,688***	0,533***
BUP	-	-	0,659***	0,335***
EGB	-	-	0,228***	0,184***
<b>Ingresos familiares</b>	-0,0004	-0,001***	-0,0003	-0,001**
<b>Nº de miembros del hogar:</b>				
Menores de 6 años	-0,171***	0,029	-0,172***	0,037
Entre 6 y 16 años	-0,013	0,010	-0,014	0,013
Mayores de 64 años	-0,005	-0,088**	-0,008	-0,085**
<b>Número de observaciones</b>	5.489	4.754	5.489	4.754
<b>Razón de Verosimilitudes</b>	771,0***	284,5***	798,2	304,3***

Nota: Coeficientes significativos al 1% \*\*\*; al 5% \*\*; al 10% \*.

**Tabla n° 2**  
**Estimación MCO de la función ampliada de ganancias, por sexo**  
**(años reales de estudio)**

	Mujeres	Hombres
Constante	12,146***	13,254***
Años reales de estudio	0,040***	0,031***
<b>Formación específica</b>		
Experiencia	0,047***	0,048***
Experiencia 2	0,001***	-0,0007***
Formación en la empresa	0,254***	0,188***
<b>Sector de actividad:</b>		
Industria	0,888***	0,368***
Construcción	0,888***	0,273***
Servicios Públicos	1,004***	0,377***
Otros Servicios	0,938***	0,432***
<b>Tamaño de la empresa</b> <b>(n° de trabajadores):</b>		
Menos de 5	-0,490***	-0,444***
Entre 5 y 19	-0,320***	-0,340***
Entre 20 y 49	-0,254***	-0,230***
Entre 50 y 99	-0,373***	-0,233***
Entre 100 y 499	-0,135*	-0,087**
<b>Comunidades Autónomas</b>		
Galicia	-0,059	-0,092
Asturias	0,083	-0,0002
Cantabria	0,093	0,041
P. Vasco	0,215***	0,146***
Navarra	0,233***	0,174***
La Rioja	0,040	0,026
Aragón	0,070	0,079
Madrid	0,247***	0,186***
Castilla León	0,215***	-0,081
Castilla la Mancha	-0,005	-0,056
Extremadura	-0,130	-0,223***
Cataluña	0,199***	0,157***
Valencia	-0,065	-0,041
Baleares	0,153	0,141**
Murcia	0,055	0,011
Canarias	-0,121	-0,179***
$\lambda$	0,114	-0,284
<b>Número de observaciones</b>	1128	2293
<b>F</b>	26,47***	54,42***
<b>R<sup>2</sup></b>	0,40	0,41

Nota: Coeficientes significativos al 1% \*\*\*, al 5% \*\*, al 10% \*.