

# **Investigación joven con perspectiva de género**

# **Investigación joven con perspectiva de género**

**Edición y coordinación:**

**Marian Blanco  
Rosa San Segundo**

Edita: Instituto de Estudios de Género, Universidad Carlos III de Madrid. 2016.



**Creative Commons** Reconocimiento – NoComercial – SinObraDerivada (by-nc-nd): **No se permite un uso comercial de la obra original ni la generación de obras derivadas.**

**Edición electrónica disponible en internet en e-Archivo:**  
<http://hdl.handle.net/10016/23966>

**ISBN: 978-84-16829-08-8**

La responsabilidad de las opiniones emitidas en este documento corresponde exclusivamente de los/as autores/as. El Instituto Universitario de Estudios de Género de la Universidad Carlos III de Madrid no se identifica necesariamente con sus opiniones.

Instituto Universitario de Estudios de Género, Universidad Carlos III de Madrid. 2016

**Libro de Actas del I Congreso de jóvenes investigadorxs con perspectiva de género (Getafe, 16 y 17 de junio de 2016)**

# RENDIMIENTOS DE LA EDUCACIÓN EN EL SUBSECTOR DE LA HOSTELERÍA ESPAÑOLA. DIFERENCIAS ENTRE HOMBRES Y MUJERES

**Miriam Ons Cappa**  
Universidad de Málaga  
[moc@uma.es](mailto:moc@uma.es)

**Alejandro García Pozo**  
Universidad de Málaga  
[alegarcia@uma.es](mailto:alegarcia@uma.es)

**RESUMEN:** Este trabajo aporta evidencia empírica sobre los rendimientos educativos de los trabajadores del subsector de la hostelería y del resto de servicios de la economía española, cuantificando las diferencias salariales entre hombres y mujeres. Con datos procedentes de la Encuesta de Estructura Salarial de 2010, y utilizando una versión ampliada de la ecuación de salarios de Mincer (1974), se estiman los rendimientos de la variable educación bajo un doble tratamiento estadístico: continuo y discreto. A diferencia de la interpretación de la componente educación como continua, de la que se obtiene una única y constante tasa de rendimiento anual, el paso a la consideración como variable discreta o dummy, permite confirmar la existencia de diferentes rendimientos marginales entre los niveles educativos definidos. Los resultados muestran que, con independencia del tratamiento de la variable educación, los rendimientos obtenidos para la hostelería son inferiores en comparación con el resto de servicios y con más intensidad en el caso de las mujeres.

**PALABRAS CLAVE:** hostelería, rendimientos educativos, diferencia salarial, mujer, género

## 1. INTRODUCCIÓN

La relevancia económica del turismo para España es un hecho constatable estadísticamente. Así lo corrobora, su aportación del 10,9% del PIB (Cuenta Satélite del Turismo de España, CSTE, 2012) o del 13,6% sobre el total nacional de ocupados (Encuesta de Población Activa, EPA, -3<sup>er</sup> trimestre 2015). Indiscutiblemente, en el alcance de estas cifras, el componente humano de la prestación del servicio es condición *sine qua non*. No obstante, el sector turístico, se ha caracterizado tradicionalmente por un gran número de trabajos no cualificados, inestabilidad y elevada rotación, salarios relativamente bajos y escasas perspectivas de promoción (Sánchez-Ollero, Campos-Soria, y García-Pozo, 2014); características que encajan con el perfil laboral de la mano de obra femenina en este sector. Ésta supone el grueso de los efectivos ocupados

en hostelería, viéndose también afectada por una segregación horizontal y vertical en los puestos de trabajo (Campos-Soria, Ortega-Aguaza, y Roperogarcía., 2010); elevada proporción de contratación temporal (Baum, 2013); y rendimientos educativos inferiores (García-Pozo, Campos-Soria, Sánchez-Ollero, y Marchante-Lara, 2012; Lillo Bañuls, 2009), traducidos, en última instancia, en salarios más bajos. Dada la escasez de estudios empíricos a nivel nacional disponibles hasta la fecha, este trabajo se centra en estas diferencias de rendimientos educativos de la mujer en la hostelería española y sus repercusiones sobre los salarios. La metodología empleada para ello se basa en el vínculo educación-productividad y salarios refrendado por la Teoría del Capital Humano (Becker, 1964; Mincer, 1974; Schultz, 1961).

El trabajo se ha estructurado de la siguiente forma: tras esta introducción, se incluye un segundo apartado donde se realiza una breve revisión de la literatura y se formula la hipótesis para este trabajo; a continuación, se expone la metodología, selección y descripción de las variables que se incluyen en la ecuación de salarios propuesta. En el cuarto apartado se describe la base de datos empleada y se realiza un análisis descriptivo de las principales variables, prosiguiendo con el detalle de los resultados empíricos, en el quinto apartado. Por último, se exponen las principales conclusiones.

## **2. HIPÓTESIS INICIALES**

“La idea de que la adquisición y desarrollo de habilidades corporizadas en individuos puede ser tratada como una inversión es muy antigua” (Barceina Paredes, 2001, p. 5). Así, el primero de los economistas (clásicos) en considerar la educación como inversión y al individuo educado como capital fue Adam Smith (1723-1790) (Selva Sevilla, 2004). Esta concepción, que defiende la aplicación del término de capital humano al hombre, hallaría pronto célebres detractores (John Stuart Mill, 1806-1873 o Alfred Marshall, 1842-1924, entre otros), provocando el retraso en los avances del análisis económico aplicado a la educación. Sin embargo, esta tendencia se truncaría con Irving Fisher (1867-

1947). Con su nueva y más amplia formulación del capital, considerándolo como todo stock de recursos que permiten originar futuros flujos de ingresos, favorece, nuevamente, la aplicación del término capital a las personas. Es a partir de entonces cuando resurgen los estudios relacionados con la educación y la economía, con aportaciones de una visión más productivista (Oroval y Escardíbul, 1998). En esta línea argumental, es ineludible señalar a T.W. Schultz (1902-1998), Gary Becker (1930-2014) y Jacob Mincer (1922-2006), como los artífices de la archiconocida Teoría del Capital Humano.

En síntesis, esta teoría postula, bajo la presunción de racionalidad de los individuos, que éstos invierten en capital humano para incrementar sus habilidades y/o capacidades, en función de los costes directos e indirectos en los que tengan que incurrir y los beneficios que les vaya a reportar. Enmarcada en la corriente neoclásica, para la que los factores de producción, en este caso el trabajo de los individuos, son retribuidos según su productividad, los incrementos en los rendimientos marginales se traducen en aumentos en los salarios (Selva Sevilla, 2004). En definitiva, con la Teoría del Capital Humano se asiste a una asociación positiva y directa entre educación, productividad y salarios, cuya universalidad fue recogida por Blaug (1974, p. 296) como “uno de los descubrimientos más sorprendentes de la ciencia social moderna”. Por tanto, es razonable la prolífica literatura que a partir, sobre todo, de finales de los años 50, surge en torno a la estimación de los rendimientos de la inversión en educación (Psacharopoulos y Patrinos, 2004).

En el caso de España, el estudio de los efectos sobre los salarios de las formas de inversión en capital humano, se retrasa hasta la segunda mitad de la década de los 80 debido, fundamentalmente, por falta de estadísticas adecuadas. Finalmente, la disponibilidad y creación ad hoc de una serie de bases de datos<sup>68</sup> redundan en una importante producción literaria. Una completa relación de las primeras publicaciones españolas relacionadas con los rendimientos educativos

---

<sup>68</sup> Encuesta de Presupuestos Familiares, EPF; Encuesta de Condiciones de Vida y Trabajo, ECVT; Encuesta Piloto de Ingresos (EPI); Encuesta de Estructura, Conciencia y Biografía de Clases (ECBC).

se encuentra en Oliver, Raymond, Roig, y Barceinas (1999) y Arrazola, Hevia, Risueño, y Sanz (2003). Teniendo en cuenta las diferencias entre las fuentes estadísticas empleadas, las muestras, las variables incluidas y las ecuaciones de salarios propuestas, casi todos estos estudios coinciden en mostrar los resultados de los rendimientos educativos para ambos sexos, a partir de los cuales se puede inferir tasas de rendimiento superiores para la mujer con respecto al hombre. Posteriormente, el diseño de nuevas estadísticas<sup>69</sup>, que incluirán entre sus variables de clasificación, las ramas de actividad y/o actividad económica, favorece no solo el traslado de los análisis empíricos hacia actividades concretas de la economía española, sino refutar el postulado hasta entonces vigente sobre la superioridad de los rendimientos educativos femeninos.

En ese sentido se puede acudir a los estudios realizados para el sector turístico y/o subsector de la hostelería. La evidencia empírica disponible (García-Pozo et al., 2012; Lillo Bañuls, 2009; Lillo-Bañuls y Casado-Díaz, 2010, 2012; Muñoz-Bullón, 2009; Sánchez-Ollero et al., 2014) permite confirmar que los rendimientos educativos de la mujer en el sector turístico y la hostelería son, en primer lugar, inferiores a los de los hombres y, en segundo lugar, menores en comparación con los obtenidos para el resto de servicios privados. Además, llevando a cabo un análisis más exhaustivo de la variable educación (tratamiento discreto), a través de su agrupación en niveles educativos, se arriba a la conclusión de que a mayor nivel educativo, mayores salarios. Sin embargo, nuevamente, la mujer se encuentra afectada por incrementos en sus rendimientos proporcionalmente inferiores en comparación con los hombres.

En este contexto de diferencias importantes, este estudio pretende contribuir a la todavía escasa bibliografía existente sobre el sector turístico, en general, y la hostelería, en concreto. Bajo la justificación de la relevancia económica de estas actividades para el conjunto de la economía española.

---

<sup>69</sup> Encuesta Estructura Salarial, EES; Encuesta de Calidad de Vida en el Trabajo (ECVT).



Además, hasta donde alcanza el conocimiento de los autores del presente trabajo, aun no se ha llevado a cabo el estudio de los rendimientos educativos bajo el tratamiento discreto de la variable educación con datos procedentes de la Encuesta de Estructura Salarial.

### 3. METODOLOGÍA

#### 3.1 Modelo teórico y especificación econométrica

Según Psacharopoulos (1981), para el cálculo de las tasas de rendimiento de la inversión educativa pueden emplearse varios métodos. Uno de los más empleados y rebatidos, basado en los supuestos de la Teoría del Capital Humano, es el método de la función de ingresos/salarios preconizado por Mincer (1974) que, en su expresión más básica, toma la siguiente forma:

$$\ln W_i = \alpha_0 + \beta_1 E_i + \beta_2 EXP_i + \beta_3 EXP_i^2 + \varepsilon_i \quad (1)$$

Donde,  $W_i$  representa los ingresos percibidos por el individuo;  $E_i$  los años de educación;  $EXP_i$  y  $EXP_i^2$  son las componentes de la experiencia y la experiencia al cuadrado (para recoger los rendimientos decrecientes de esta variable);  $\varepsilon_i$  es un término de perturbación aleatoria y,  $\alpha_0$ ,  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  y  $\beta_3$ , los parámetros a estimar por la ecuación.

Para estimar de la función de salarios en este estudio, se ha utilizado la ecuación (1), pero con algunas variaciones, en la medida en que la que aquí se propone, incorpora una variable más de capital humano, la antigüedad y su cuadrado. Por tanto, la función de salarios, una vez incorporada la nueva componente, sería:

$$\ln W_i = \alpha_0 + \beta_1 E_i + \beta_2 EXP_i + \beta_3 EXP_i^2 + \beta_4 ANT_i + \beta_5 ANT_i^2 + \varepsilon_i \quad (2)$$

En las ecuaciones (1) y (2), la variable educación reglada está considerada como variable continua. Esto significa que los rendimientos marginales asociados son constantes o iguales. En otras palabras, cuando la variable

educación reglada aumenta en una unidad (año), la tasa media de incremento de los ingresos es siempre la misma, con independencia del nivel educativo que se alcance. Para corregir esta cuestión, se pasa a definir la educación como variable discreta o dummy:

$$\ln W_i = \alpha_0 + \beta_1 E_2 + \beta_2 E_3 + \beta_3 E_4 + \beta_4 EXP_i + \beta_5 EXP_i^2 + \beta_6 ANT_i + \beta_7 ANT_i^2 + \xi$$

(3)

Como puede observarse, se ha incorporado una variable dummy por cada nivel o agrupación de niveles educativos previamente establecidos. Para la realización de este trabajo, la agrupación de los niveles se ha realizado siguiendo a Lillo Bañuls (2009). Así,  $E_1$  corresponde a un nivel educativo primario, tomado como referencia;  $E_2$  se corresponde con un nivel educativo secundario;  $E_3$  con una diplomatura y  $E_4$  con un licenciado universitario. La nueva formulación de la variable educación permite obtener rendimientos marginales diferentes por cada nivel educativo que haya completado el trabajador.

En último lugar, atendiendo a la perspectiva de género de este estudio, las estimaciones de la función de salarios propuesta, se han realizado tanto para hombres como para mujeres, en el sector de la hostelería y para otros servicios. Al igual que los niveles educativos, la diferenciación del género se ha realizado mediante la definición de la variable dummy *sexo*.

### 3.2 Descripción de las variables

En la ecuación (3), la variable  $W$  es el salario real bruto por hora, calculado en base a los datos recogidos de la Encuesta de Estructura Salarial de 2010 (en adelante EES-10). Con relación a la variable años de educación reglada,  $E$ , la EES-10, proporciona información sobre el nivel más alto completado por los individuos. A cada uno de los niveles educativos se les asigna un valor numérico aproximado del número de años que se estiman necesarios para completar los estudios correspondientes a cada nivel (Arrazola, Hevia, Risueño y Sanz, 2003).

Con tales datos, podría haberse optado por definir una variable dummy por cada nivel educativo ya establecido. Sin embargo, de esa forma, los rendimientos obtenidos no habrían resultado significativos. Por tanto, siguiendo la agrupación de la escala educativa propuesta por Lillo Bañuls (2009) éstos son reagrupados en un total de 4:

NIVELES EDUCATIVOS EES-10 SEGÚN CNAE-2009	AGRUPACIÓN NIVELES SEGÚN LILLO-BAÑULS (2009)
A. 2 años para analfabetos o sin estudios	E1 = A + B + C
B. 5 años para los individuos con educación primaria	
C. 8 años para los que completan el primer ciclo de educación secundaria	
D. 9 y 11 años en individuos que finalicen primer y segundo ciclo de formación profesional y equivalentes	E2 = D + E
E. 12 años para los que cuentan con el segundo ciclo de educación secundaria completado	
F. 15 años para diplomados universitarios	E3 = F
G. 17 años para licenciados y con estudios de postgrado	E4 = G

Tabla 1. Correspondencia de niveles educativos de la EES-10 según CNAE-2009 y su agrupación en variables dummies siguiendo a Lillo-Bañuls (2009). Elaboración propia

Para la definición de las variables *EXP* y *ANT* se ha seguido a Arrazola Vacas y Hevia Payá (2006). Previamente a su descripción, debe considerarse, en relación con la duración de la vida laboral del individuo, lo siguiente: 1) por cuestiones legales, los individuos no trabajan antes de los 16 años; 2) se presupone la incompatibilidad de trabajar y estudiar simultáneamente; 3) y la edad legal de jubilación se eleva a 65 años para los individuos que forman parte de la muestra.

#### 4. BASE DE DATOS Y ANÁLISIS DESCRIPTIVO

La base de datos utilizada para este trabajo procede de la Encuesta de Estructura Salarial de 2010 (EES-10), elaborada por el Instituto Nacional de Estadística (INE). Se trata de una investigación sobre la estructura y distribución de los salarios españoles de periodicidad cuatrienal y realizada en todos los Estados miembros de la Unión Europea. Su particular método de recogida de información, a partir de cuestionarios individualizados, favorece la obtención de variables que representan características del trabajador, así como también de su puesto de trabajo. El sistema de clasificación

empleado por esta fuente estadística para su elaboración se compone a nivel sectorial, de la Clasificación Nacional de Actividades Económicas (CNAE-2009) y, a nivel de ocupaciones, de la Clasificación Nacional de Ocupaciones (CNO-2011). En este estudio se han considerado los grupos Hostelería (I)<sup>70</sup> y Otros servicios<sup>71</sup>. Los valores medios de las variables analizadas para cada grupo de actividades valorado y por sexo, para el año 2010, se presentan en la tabla 2.

Con independencia del género considerado, el salario bruto medio por hora en la hostelería presenta un valor promedio inferior al del resto de servicios privados (García-Pozo et al., 2012). Ahora bien, cuando se pasa a valorar, en términos absolutos, la diferencia salarial entre hombres y mujeres, ésta es más pequeña para el subsector de la hostelería que para el resto de servicios. Esta ventaja comparativa de la mujer en la hostelería, podría apuntar, según Lee y Kang (1998), a la capacidad moderada de la industria turística para generar una distribución más equitativa de los salarios. Otros argumentos a favor, como por ejemplo, los relacionados con la discriminación salarial de la mujer en el sector turístico (Delfim Santos y Varejao, 2007), señalan que el coeficiente de discriminación salarial se eleva a casi la mitad del obtenido para el conjunto de otras industrias.

---

<sup>70</sup> Divisiones 55-Servicios de alojamiento y 56-Servicios de comida y bebida.

<sup>71</sup> Contiene todos los grupos desde G hasta U, descartando las actividades del grupo I. Es decir, comprende todas las actividades entre las divisiones 45 y 99.

VARIABLES	MUJERES		HOMBRES		TOTALES	
	Hostelería	Otros servicios	Hostelería	Otros servicios	Hostelería	Otros servicios
W	8,11	11,21	10,07	14,55	8,91	12,67
	(3,50)	(7,32)	(5,62)	(11,25)	(4,59)	(9,40)
E	8,26	11,32	8,33	11,32	8,29	11,32
	(3,33)	(4,19)	(3,40)	(4,29)	(3,36)	(4,24)
E1	0,70	0,32	0,66	0,35	0,69	0,34
	(0,46)	(0,47)	(0,47)	(0,48)	(0,46)	(0,47)
E2	0,22	0,32	0,28	0,30	0,24	0,31
	(0,41)	(0,47)	(0,45)	(0,46)	(0,43)	(0,46)
E3	0,05	0,16	0,04	0,11	0,04	0,13
	(0,22)	(0,36)	(0,19)	(0,31)	(0,21)	(0,34)
E4	0,03	0,20	0,03	0,24	0,03	0,22
	(0,17)	(0,40)	(0,17)	(0,43)	(0,17)	(0,41)
EXP	17,90	13,35	15,32	12,94	16,85	13,17
	(10,37)	(9,97)	(9,85)	(9,46)	(10,24)	(9,75)
ANT	5,60	8,35	8,03	9,89	6,59	9,03
	(6,49)	(8,72)	(9,66)	(9,88)	(8,03)	(9,28)

Tabla 2. Características observadas en la muestra de grupos CNAE-2009 seleccionados. Notas: Entre paréntesis los valores de la desviación estándar de las variables. Fuente: Instituto Nacional de Estadística (INE). Encuesta de Estructura Salarial 2010 (EES-10). Elaboración propia

Por lo que respecta a la variable educación: si bien la diferencia del valor medio obtenido para los dos sexos es apenas significativa en la hostelería y llega a ser nula en el resto de los servicios; las diferencias totales entre los grupos de actividades considerados no pasan desapercibidas. Los cálculos estiman que, de media, los trabajadores de la hostelería cuentan con 3,03 años menos de estudios que los trabajadores del resto de servicios. Esta menor inversión educativa refrenda, en definitiva, la perpetuada tendencia de la industria turística a absorber trabajadores poco o nada cualificados (Lee y Kang, 1998); la elevada presencia de cohortes empleadas que realizaron sus estudios previamente a la expansión del actual sistema educativo español (García-Pozo et al., 2012); o la tradicional aceptación sobre un sector que, debido a su propia génesis, se ha aprendido a través de la práctica (Campos-Soria y Sánchez-Ollero, 2001).

Los valores obtenidos con el tratamiento discreto de la variable educativa, deben interpretarse como el porcentaje de ocupados que, sobre el total de la muestra, ha completado alguno de los niveles educativos previamente definidos. Así, se observa que el 70% y el 66% de mujeres y hombres en este subsector, respectivamente, cuentan con un nivel educativo que no llega a alcanzar un FPI. Con esto, los argumentos empleados anteriormente son también válidos para entender el porqué de esta distribución porcentual. Para el resto de servicios, puede hablarse de una distribución más equitativa entre niveles, tanto en las mujeres como en los hombres.

Otras variables explicativas son la experiencia y la antigüedad. En relación a la experiencia, es destacable especialmente el valor promedio superior que presenta para la mujer en los dos grupos de actividades. Este hecho podría estar relacionado con que los bajos requerimientos educativos que se han demandado tradicionalmente para el sector servicios en general, habrían favorecido la temprana incorporación de la mujer al mercado de trabajo, dado los bajos niveles educativos por los que se ha caracterizado, favoreciendo así la mayor acumulación de años de experiencia. Sin embargo, el inferior valor promedio de la antigüedad de la mujer puede relacionarse con sus dificultades laborales para conciliar vida laboral y profesional, impidiendo una mayor permanencia en su puesto de trabajo.

## **5. RESULTADOS**

En la tabla 3 se presentan los resultados de las estimaciones realizadas. Es importante destacar que todas las funciones estimadas, para cada sector y género considerados, presentan un valor estadísticamente significativo del test-F. Asimismo, la bondad del ajuste de las regresiones queda corroborada por los valores calculados del estadístico R<sup>2</sup>-adjusted.

La primera de las componentes que figura en todas las funciones estimadas es el término constante, cuyo valor indica la parte del salario que no está afectada

por las variables independientes definidas, sino por otras como el estilo de vida, el clima, etc. que también tienen sus efectos sobre las condiciones de empleo y la formación de salarios, pero que no se han podido considerar para la especificación de este trabajo.

Previamente a la estimación de la versión de la función de salarios propuesta en este trabajo, se obtuvieron los rendimientos de la variable educación, tratada como continua. Este tratamiento estadístico se traduce en que cuando la variable educación aumenta en una unidad (año), la tasa media de incremento de los ingresos lo hace siempre en la misma proporción. Los rendimientos obtenidos para la mujer en la hostelería fueron de un 1,59% y, en el caso del hombre, de un 3,19%. Esto significa que, bajo condiciones de ceteris paribus, la incidencia de la variable años medios de estudios sobre la variable dependiente, salario bruto por hora, se traduce en una prima salarial.

		CONTINUO						DISCRETO			
		MUJERES		HOMBRES				MUJERES		HOMBRES	
		Hostelería	Otros servicios	Hostelería	Otros servicios			Hostelería	Otros servicios	Hostelería	Otros servicios
Cons.	Coef.	1,858*	1,245*	1,676*	1,303*	Cons.	Coef.	1,936*	1,680*	1,856*	1,757*
	t-ratio	0,033	0,010	0,042	0,012		t-ratio	0,026	0,007	0,031	0,009
E	Coef.	0,0159*	0,0650*	0,0319*	0,0674*	E2	Coef.	0,0354***	0,176*	0,102*	0,214*
	t-ratio	0,002	0,001	0,003	0,001		t-ratio	0,016	0,004	0,019	0,005
						E3	Coef.	0,209**	0,548*	0,477*	0,509*
							t-ratio	0,036	0,006	0,069	0,008
						E4	Coef.	0,360*	0,723*	0,598*	0,752*
							t-ratio	0,049	0,006	0,069	0,007
EXP	Coef.	-0,0031	0,0091*	0,0072***	0,0175*	EXP	Coef.	-0,000231	0,0125*	0,0101**	0,0194*
	t-ratio	0,003	0,001	0,003	0,001		t-ratio	0,003	0,001	0,003	0,001
EXP <sup>2</sup>	Coef.	0,0001	-0,0001*	-0,00003	-0,0003*	EXP <sup>2</sup>	Coef.	0,0000	-0,0002*	-0,0001	-0,0003*
	t-ratio	0,000	0,000	0,000	0,000		t-ratio	0,000	0,000	0,000	0,000
ANT	Coef.	0,0140*	0,0297*	0,0282*	0,0358*	ANT	Coef.	0,0134*	0,0289*	0,0272*	0,0355*
	t-ratio	0,002	0,001	0,003	0,001		t-ratio	0,002	0,001	0,003	0,001
ANT <sup>2</sup>	Coef.	-0,0001	-0,0003*	-0,0003*	-0,0004*	ANT <sup>2</sup>	Coef.	-0,0001	-0,0002*	-0,0003*	-0,0003*
	t-ratio	0,000	0,0000	0,000	0,000		t-ratio	0,000	0,000	0,000	0,000
N		2.537	48.236	1.755	37.698	N		2.537	48.236	1.755	37.698
R <sup>2</sup> adjusted		0,0721	0,3873	0,2154	0,3865	R <sup>2</sup> adjusted		0,0927	0,4095	0,2497	0,3988
F test		40,39*	6.098,25*	97,29*	4.750,77*	F test		38,03*	4.778,68*	84,39*	3.573,45*
RSS		236,538	7.526,052	220,154	7269,027	RSS		231,087	7253,239	210,282	7.122,777

Tabla 3. Resultados de las estimaciones. Notas: Significativos al \*1%, \*\*5%, \*\*\*10%. Los errores estándar y la covarianza son robustos frente al problema de la heterocedasticidad. Fuente: Instituto Nacional de Estadística (INE). Encuesta de Estructura Salarial 2010 (EES-10). Nivel educativo de referencia: E. Elaboración propia



Con el objetivo de analizar la no linealidad de la educación y obtener, por tanto, tasas de rendimientos diferentes por cada nivel educativo superado, en nuestro modelo se han incorporado variables dummies representativas de los 4 niveles educativos establecidos. De nuevo, en la tabla 3, se muestran los rendimientos, todos significativos estadísticamente, de cada uno de los niveles de la escala educativa definida. Con estos coeficientes, además, se ha calculado el valor esperado medio de las diferencias de ingresos en porcentaje entre niveles educativos (ver tabla 4) (Lillo Bañuls, 2009). En ella puede verse cómo, tanto para las mujeres como para los hombres, en los dos grupos de actividades considerados, y tomando como referencia un nivel educativo básico o primario (E1), el incremento porcentual de pasar de un nivel secundario de bachillerato o de FPII (E2) a una diplomatura (E3) es superior que pasar de ésta a una licenciatura (E4)

	MUJERES		HOMBRES	
	<i>Hostelería</i>	<i>Otros servicios</i>	<i>Hostelería</i>	<i>Otros servicios</i>
<i>E2/E1</i>	3,60%	19,21%	10,71%	23,92%
<i>E3/E1</i>	23,27%	73,02%	61,06%	66,28%
<i>E4/E1</i>	43,40%	106,03%	81,86%	112,13%

Tabla 4. Diferencias porcentuales de ingresos entre niveles educativos por sexo y sector de la CNAE-2009. Elaboración propia

Sin embargo, estas diferencias son más reducidas, de nuevo, en la hostelería y, con mayor intensidad, para las mujeres.

En definitiva, con el tratamiento estadístico de la variable educación como discreta, se concluye la no linealidad de los rendimientos asociados a un año adicional de inversión educativa. Y, además, se observa un incremento gradual, aunque no equitativo, de la prima salarial, a medida que se superan los niveles de la escala educativa.

En relación a las variables experiencia y antigüedad, con independencia del tratamiento realizado sobre la variable educación (E), se confirma para ambas componentes tasas de rendimientos inferiores para la mujer, en los dos grupos



de actividades considerados. Ahora bien, mientras que la experiencia para la mujer en la hostelería no es estadísticamente significativa, en una posible respuesta a las rupturas de sus ciclos laborales por la crianza de los hijos (García-Pozo et al., 2011), sí lo es la variable antigüedad; cuya tasa de rendimiento (2,3%) es la de la única componente que supera a la del hombre (1,82%), aunque, por el contrario, sigue siendo ligeramente inferior a la obtenida por la mujer en el resto de servicios (2,5%). Con respecto a la variable experiencia en otros servicios, para la que se obtienen coeficientes significativos y positivos para ambos sexos, llama especialmente la atención sus bajos valores. Así, un año adicional de experiencia en el puesto de trabajo se traduce en una prima salarial de un 0,6% y un 1% para las mujeres y los hombres, respectivamente. Como conclusión al análisis precedente, se advierte un elemento indistinto y común para estas variables y grupo de actividades valorados. Éste es un perpetuado diferencial de los coeficientes estimados para ambos sexos, y que se traducen tradicionalmente en unos rendimientos menores para la mujer en comparación con los hombres.

## **6. CONCLUSIONES**

Este trabajo tiene su base argumental en la Teoría del Capital Humano (Becker, 1964), concretamente, en la modelización económica que expresa la relación causal directa entre la inversión en (años de) educación con la productividad y los salarios. A partir de datos procedentes de la Encuesta de Estructura Salarial de 2010 y el uso de una variante de la ecuación de salarios refrendada por Mincer (1974), se pone de manifiesto la existencia de diferencias en los rendimientos educativos y, por ende, en los salarios, de los trabajadores del subsector de la hostelería y del resto de servicios de la economía española. Dichas diferencias se revelan entre los hombres y las mujeres de cada grupo de actividades considerado, pero se hallan más acentuadas en el subsector de la hostelería. Asimismo, se ha realizado un doble tratamiento estadístico aplicado sobre la variable educación que ha permitido, por un lado, descartar la existencia de una única tasa crecimiento medio anual (continuo) y, por otro,

obtener diferentes tasas de rentabilidad por cada nivel educativo superado (discreto), previamente definido en una escala. Con respecto a este último análisis, se advierte como en la hostelería, la magnitud de la prima salarial del hombre asociada a la superación de un nivel educativo superior (en comparación con un nivel de referencia, E1), es cuantitativamente superior a la de la mujer, siendo esta diferencia más reducida para el resto de servicios. En ese sentido, se observa cómo superar una diplomatura (E3) o una licenciatura (E4), supone para el hombre un incremento porcentual en su salario que casi triplica y duplica, respectivamente, al de la mujer. No obstante, al margen de estas profundas diferencias, a consecuencia de una tradicional posición social y laboral discriminada de la mujer, se apunta un incremento gradual y progresivo de los rendimientos de la educación a medida que se avanza en la escala educativa.

## 7. BIBLIOGRAFÍA

- Arrazola Vacas, M., y Hevia Payá, J. (2006). Gender differentials in returns to education in Spain. *Education Economic*, 14(4), 469–486.
- Arrazola, M., Hevia, J., Risueño, M., y Sanz, J. F. (2003). Returns to education in Spain: some evidence on the endogeneity of schooling. *Education Economics*, 11(3), 293–304.
- Barceina Paredes, F. (2001). *Capital humano y rendimientos de la educación en México*. Universitat Autònoma de Barcelona.
- Baum, T. (2013). *International perspectives on women and work in hotels, catering and tourism* (No. 289). Geneva, International Labour Office.
- Becker, G. S. (1964). *Human Capital: a theoretical and empirical analysis with special reference to education*. Chicago: University of Chicago Press.
- Blaug, M. (1974). El valor económico de la educación: una revisión. *Cuadernos de Economía: Spanish Journal of Economics and Finance* 1, 2(5), 295–308.
- Campos-Soria, J. A., Ortega-Aguaza, B., y Roperó-García, M. A. (2010). Diferentes patrones de segregación de género y diferencia salarial entre hombres y mujeres en la hostelería. *Estudios de Economía Aplicada*, 28(1), 1–30.

- Campos-Soria, J. A., y Sánchez-Ollero, J. L. (2001). Situación actual y perspectivas del sistema educativo turístico en Andalucía. *Cuadernos de Ciencias Económicas Y Empresariales*, (41), 57–74.
- Delfim Santos, L., y Varejao, J. (2007). Employment, pay and discrimination in the tourism industry. *Tourism Economics*, 13(2), 225–240.
- Fernández, M., Pena-Boquete, Y., y Pereira, X. (2009). Labor conditions in the Spanish hotels and restaurants industry. *Tourism Analysis*, 14(3), 293–312.
- García-Pozo, A., Campos-Soria, J. A., Sánchez-Ollero, J. L., y Marchante-Lara, M. (2012). The regional wage gap in the Spanish hospitality sector based on a gender perspective. *International Journal of Hospitality Management*, 31(1), 266–275. <http://doi.org/10.1016/j.ijhm.2011.06.007>
- García-Pozo, A., Marchante-Mera, A., y Sánchez-Ollero, J. L. (2011). Occupational differences in the return on human capital in the Spanish travel agency and hospitality industries. *Tourism Economics*, 17(6), 1325–1345.
- Halvorsen, R., y Palmquist, R. (1980). The interpretation of dummy variables in semilogarithmic equations. *American Economic Review*, 70(3), 475.
- Lee, C. K., y Kang, S. . (1998). Measuring earnings inequality and median earnings in the tourism industry. *Tourism Management*, 19(4), 341–348.
- Lillo Bañuls, A. (2009). Capital humano y rendimiento educativo en turismo. *Estudios Turísticos*, (179), 7–26.
- Lillo-Bañuls, A., y Casado-Díaz, J. M. (2010). Rewards to education in the tourism sector: one step ahead. *Tourism Economics*, 16(1), 11–23.
- Lillo-Bañuls, A., y Casado-Díaz, J. M. (2012). Individual returns to education in the Spanish tourism sector during the economic crisis. *Tourism Economics*, 18(6), 1229–1249.
- Mincer, J. (1974). *Schooling, experience and earnings*. New York: Columbia University Press.
- Muñoz-Bullón, F. (2009). The gap between male and female pay in the Spanish tourism industry. *Tourism Management*, 30(5), 638–649.
- Oliver, J., Raymond, J. L., Roig, J. L., y Barceinas, F. (1999). Returns to human capital in Spain: a survey of evidence. In R. Asplund y P. Telhado Pereira (Eds.), *Returns to human capital in Europe: a literature review* (pp. 279–293). Helsinki: Taloustieto Oy. <http://doi.org/951-628-304-7>
- Oroval, E., y Escardíbul, J. O. (1998). *Economía de la educación*. Madrid: Ediciones Encuentro.

- Psacharopoulos, G. (1981). Returns to education: an updated international comparison. *Comparative Education*, (17), 321–341.
- Psacharopoulos, G., y Patrinos, H. A. (2004). Returns to investment in education: a further update. *Education Economics*, 12(2), 111–134.
- Sánchez-Ollero, J. L., Campos-Soria, J. A., y García-Pozo, A. (2014). The labour market in the Spanish hospitality industry: an overview from a gender perspective. *Revista Turismo y Desarrollo*, (21/22).
- Schultz, T. W. (1961). Investment in human capital. *American Economic Review*, 51, 1–17.
- Selva Sevilla, C. (2004). *El capital humano y su contribución al crecimiento económico, un análisis para Castilla-La Mancha* (Servicio d). Cuenca.