




---

**Cita bibliográfica:** Ons Cappa, M., Sánchez Ollero, J. L. y García Pozo, A. (2020). Diferencias de género en los rendimientos del capital humano en el sector de la hostelería en España. *Investigaciones Turísticas* (19), pp. 28-49. <https://doi.org/10.14198/INTURI2020.19.02>


---

## Diferencias de género en los rendimientos del capital humano en el sector de la hostelería en España

Gender differences in the returns on human capital in the Spanish hospitality sector

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

José Luis Sánchez Ollero , Universidad de Málaga, España  
[jlsanchez@uma.es](mailto:jlsanchez@uma.es)

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

### RESUMEN

El objetivo de este trabajo es analizar para el sector de la hostelería española, las posibles diferencias de género en el impacto relativo sobre los salarios de las variables del capital humano y de otras de carácter personal y laboral. Para esto se emplea una versión extendida de la función salarial de Mincer (1974) y datos procedentes de la Encuesta de Estructura Salarial de 2014. Los resultados muestran para el sector de la hostelería la existencia de significativas diferencias de género en las estimaciones de todas las variables consideradas. En cambio, para el resto de sectores de servicios privados la excepción se encuentra en la variable educación, para la que sus tasas de rendimientos en las mujeres y los hombres son iguales. Para las mujeres de la hostelería, las variables del capital humano no contribuyen especialmente a aumentar sus salarios. Además, la evidencia sugiere que estas mujeres permanecen en una situación de inseguridad laboral y de subempleo por insuficiencia de horas y están afectadas por la discriminación laboral.

**Palabras clave:** capital humano; rendimientos; turismo; género; mujer

### ABSTRACT

The aim of this paper is to analyse possible gender differences in the relative impact of human capital, personal and labour variables on wages in the Spanish hospitality sector. An expanded version of Mincer's wage equation and data from the 2014 Wage Structure Survey are used. The results show significant gender differences in the estimates of all the variables considered

in the hospitality sector. Nevertheless, no differences were found in the returns on education between men and women in the rest of private services sector. With regards women in the hospitality sector, human capital factors do not contribute significantly to increasing their wages. In addition, the evidence suggests that these women are subject to job insecurity and time-related underemployment situations, and also suffer from discrimination at work.

**Keywords:** human capital; returns; tourism; gender; woman

## I. INTRODUCCIÓN

En las últimas cuatro décadas, uno de los fenómenos laborales más relevantes que ha tenido lugar en España ha sido la creciente incorporación de la mujer al mercado de trabajo. Un indicador de este fenómeno es la variación experimentada por la tasa de actividad femenina, que en 1977 era del 29% y en 2018 se elevó hasta el 53,06%. En este mismo período, la tasa de empleo femenina registró un aumento de más de 16 puntos porcentuales, partiendo del 26,6% hasta alcanzar el 44,03% (INE, 1977 y 2018). Para Moreno y Cebrián (2006) este cambio de paradigma es resultado de la confluencia de varias circunstancias. Entre otras, estas autoras reparan en el crecimiento del sector servicios en España; un sector económico que habría traído consigo nuevas oportunidades de empleo, en el que aparecen ocupaciones con menos necesidad de fuerza física y con horarios y jornadas más flexibles. En definitiva, con características que habrían hecho más atractivo y accesible el mundo laboral a las mujeres.

Dentro del conjunto de actividades del sector servicios, la hostelería<sup>1</sup> ha concentrado tradicionalmente una mayor proporción de mano de obra femenina. Desde principios del siglo XXI, más del 50% del total de empleos en la hostelería ha sido ocupado por una mujer (INE, varios años). Sin embargo, la literatura ha sugerido que su mayor presencia ha ido acompañada de una segregación horizontal y vertical en los puestos de trabajo que ocupan (Campos-Soria, Marchante-Mera, y Roperero-García, 2011; Campos-Soria, Ortega-Aguaza y Roperero-García, 2010) y de tasas de contratación temporal y a tiempo parcial superiores a los hombres (Exceltur, 2018; Santero-Sánchez, Segovia-Pérez, Castro-Nuñez, Figueroa-Domecq y Talón-Ballester, 2015). En este contexto, la literatura también ha demostrado que las mujeres ganan salarios más bajos que los hombres en esta actividad. Por ejemplo, Campos-Soria, García-Pozo y Sánchez-Ollero (2015) estimaron que los hombres ganan de media un 7,76% más que las mujeres en el sector de la hostelería andaluza. Esta es una brecha salarial similar a las estimadas por Sparrowe e Iverson (1999) y Fleming (2015) para el sector de la hostelería en Estados Unidos. Asimismo, la realidad de este fenómeno ha sido documentada para el sector turístico español por Muñoz-Bullón (2009) y Santero-Sánchez et al. (2015) y para los sectores turísticos de Portugal (Delfim y Varejão, 2007), Brasil (Ferreira y Ramos, 2016) y Noruega (Skalpe, 2007; Thrane, 2008).

Para la explicación de estas diferencias salariales entre los hombres y las mujeres, la teoría económica ofrece dos grandes conjuntos de argumentos. El primero incluye a las teorías

1. De acuerdo con la Clasificación Nacional de Actividades Económicas 2009 (CNAE-2009), la hostelería comprende las actividades de las ramas 55. Servicios de alojamiento y 56. Servicios de comidas y bebidas.

basadas en las diferencias de características –*teoría del capital humano*– (Becker, 1964; Schultz, 1959 y 1961) y preferencias –*teoría de las diferencias igualadoras o compensadoras*– (Rosen, 1991) con las que ambos colectivos de trabajadores acuden al mercado laboral y, el segundo, a las denominadas *teorías de la discriminación* (Aigner y Cain, 1977; Arrow, 1973; Becker, 1971; Bergmann, 1971 y 1974; Phelps, 1972; Spence, 1973)<sup>2</sup>. Este último conjunto recoge las explicaciones a aquellas situaciones en las que las mujeres reciben salarios inferiores a los hombres, aun cuando presentan las mismas características que estos para el desempeño de un mismo trabajo. Por ejemplo, Becker (1971) explica que las mujeres reciben salarios inferiores a los hombres debido a la implicación de los gustos o preferencias por parte del empresario para su contratación.

Centrando la atención en la teoría del capital humano, sus argumentos sostienen que el origen de la desigualdad salarial entre hombres y mujeres está en la distinta dotación de capital humano, fundamentalmente educación y experiencia, con las que ambos géneros se presentan en el mercado de trabajo. En su encuadre de teoría Neoclásica, el factor trabajo es retribuido en función de sus rendimientos marginales o productividad. En consecuencia, cabe esperar que los salarios de las mujeres son más bajos por una menor acumulación de los factores productivos referidos anteriormente.

Existe un importante grupo de trabajos que han analizado y constatado empíricamente la relación directa salarios-educación-productividad para el sector turístico y la hostelería en España, a cuyo repaso está dedicado el epígrafe siguiente. En la mayoría de estos estudios se cuantifica el valor de los rendimientos del capital humano y del impacto de otras características sobre los salarios de los trabajadores de estas actividades. Sin embargo, se ha observado que en ellos no se ofrece un análisis completo de los resultados de las estimaciones desde una perspectiva de género.

Por esta razón, el objetivo de este trabajo consiste en estimar y analizar para el sector de la hostelería española las posibles diferencias de género en los rendimientos del capital humano y de un conjunto de variables referidas a características específicas de los trabajadores y del puesto de trabajo. Para ello, se emplea una versión extendida de la función salarial de Mincer (1974) con datos referidos al año 2014 de la Encuesta de Estructura Salarial.

El resto del documento se ha organizado como sigue: en el apartado 2 se ofrece una revisión exhaustiva de los trabajos publicados a nivel nacional e internacional de la producción científica sobre los rendimientos del capital humano en el sector turístico y la hostelería; en el apartado 3, se presenta la base de datos utilizada y se especifica la función salarial junto con la descripción de sus variables; en el apartado 4, se realiza un análisis descriptivo de la muestra; en el apartado 5, se comentan los resultados de las estimaciones organizados por tipos de características; y, en el apartado 6, se redactan las principales conclusiones.

---

2. Cain (1991) realiza un interesante trabajo de organización y revisión de todas las teorías de la discriminación.

## II. REVISIÓN DE LA LITERATURA

La producción científica sobre los rendimientos del capital humano en el sector turístico y la hostelería comienza en los primeros años del 2000, con dos publicaciones de autoría española (Lillo-Bañuls y Ramón-Rodríguez, 2005; y Marchante-Mera, Ortega-Aguaza y Pagán-Rodríguez, 2005) (ver Cuadro 1). Estos dos trabajos dan paso a una prolífica etapa de investigación empírica, que se ha concentrado fundamentalmente en España en los últimos catorce años. No obstante, la estimación y el análisis de las tasas de rendimiento del capital humano también se ha llevado a cabo fuera de las fronteras nacionales, en concreto, en los sectores turístico y hotelero de Noruega (Thrane, 2008 y 2010) y Australia (Kortt, Sinnewe y Pervan, 2018).

Como ha sido habitual en la literatura de este tipo de análisis, para el cálculo de los rendimientos, prácticamente todos los estudios recogidos en el Cuadro 1 han recurrido a diversas especificaciones de la función salarial de Mincer (1974), cuya forma original [1] relaciona el salario de los trabajadores con sus características en términos de capital humano, esto es, con los años de educación y experiencia laboral:

$$\ln W_i = \beta_0 + \beta_1 E_i + \beta_2 Exp_i + \beta_3 Exp_i^2 + \varepsilon_i \quad [1]$$

donde  $\ln W_i$  es el logaritmo natural de los ingresos del individuo  $i$ ,  $E_i$  es el número de años de educación formal completada,  $Exp_i$  los años de experiencia laboral (se incluye también al cuadrado),  $\varepsilon_i$  el término de perturbación aleatoria y  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  y  $\beta_3$  los parámetros a estimar.

Entre las especificaciones frecuentemente empleadas de la ecuación [1] por los investigadores están: a) las que incluyen la variable educación como una variable discreta (Kortt et al., 2018; Lillo-Bañuls y Casado-Díaz, 2011; Lillo-Bañuls y Ramón-Rodríguez, 2005), permitiendo el cálculo de las diferencias en los ingresos entre los distintos niveles educativos definidos; b) y la denominada versión ampliada o extendida de la ecuación minceriana (García-Pozo, Campos-Soria, Sánchez-Ollero y Marchante-Lara, 2012; García-Pozo, Marchante-Mera y Sánchez-Ollero, 2011; Lillo-Bañuls y Casado-Díaz, 2012; Lillo-Bañuls y Ramón-Rodríguez, 2005; Ons-Cappa, García-Pozo y Sánchez-Ollero, 2017; Thrane, 2008). Esta ecuación se caracteriza por incluir, además de las variables educación y experiencia, otras relacionadas con aspectos de carácter socioeconómico como, por ejemplo, nacionalidad, tipo de contrato, tipo de jornada, responsabilidad en el puesto de trabajo, tamaño de la empresa, empresa pública o privada, etc., permitiendo conocer su impacto sobre los salarios

Por otra parte, también se ha identificado el uso de otros modelos de ecuaciones salariales con el objetivo de analizar otros aspectos del capital humano. Por ejemplo, Marchante-Mera et al. (2005), especifican varias regresiones salariales basándose en distintos autores (Duncan y Hoffman, 1981; Hartog y Oosterbeek, 1988, Sichernman, 1991; y Thurow y Lucas, 1972) para estimar el impacto del desajuste educativo sobre los salarios de los trabajadores de la hostelería andaluza. En esta misma línea, también puede señalarse a Thrane (2010), quien a partir de la estimación de diferentes regresiones salariales (Bauer, Dross y Haisken-DeNew, 2005; Ferrer

y Riddell, 2002 y 2008; Mora y Muro, 2008), analiza el papel de los *efectos sheepskin*<sup>3</sup> en los rendimientos de la educación de los trabajadores del sector turístico noruego.

En cuanto a los métodos de estimación de las ecuaciones salariales, el más común es el de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) y el de Efectos Aleatorios (EA), cuando se emplean muestras de panel. Sin embargo, Lillo-Bañuls y Casado-Díaz (2010) prestan atención al problema de la endogeneidad de la variable educación y para su corrección emplean el método de las Variables Instrumentales (VI).

Por lo que respecta a los resultados empíricos, en consonancia con el objetivo marcado para este artículo, de cada uno de los estudios que haya empleado submuestras separadas de hombres y mujeres, se ha recogido las diferencias de género obtenidas en las estimaciones de los rendimientos del capital humano y del impacto relativo de otras variables consideradas sobre los salarios.

En el sector turístico español, las tasas de rendimiento de la educación de las mujeres oscilan entre el 2,5-3,13%, mientras que las de los hombres están entre el 2,8-8,39%. Esta diferencia en perjuicio de las mujeres también se da en el sector de la hostelería y en los sectores de la hostelería y de agencias de viajes conjuntamente, donde además la horquilla del intervalo de sus rendimientos oscila en un rango aun si cabe inferior (1,94-2,2%). Para los hombres, los resultados para estas mismas actividades están entre el 3,63-4,5%. Distinguiendo por niveles educativos, las diferencias en los ingresos entre los distintos niveles y con respecto al que se toma habitualmente como referencia son, en general, inferiores para las mujeres tanto en el sector turístico como en la hostelería.

Por otra parte, en el sector turístico y hotelero de Noruega (Thrane, 2008), la tasa de rendimiento educativo de las mujeres es del 6,5% y 6,9%, respectivamente. Estos valores se sobreponen a los de los hombres (6,2% y 4,5%, respectivamente) y además son significativamente superiores si se comparan con los del intervalo para las mujeres españolas empleadas en estos mismos sectores. Sin embargo, en otro estudio Thrane (2010) también constata para el sector turístico una rentabilidad de la educación inferior en las mujeres. En el caso de Australia (Kortt et al., 2018), la superioridad de las mujeres en relación a sus tasas de rendimiento de la educación se da únicamente en el sector de la hostelería. Así mientras que para sus empleadas femeninas el efecto de un año adicional de la educación sobre los salarios se estima en un incremento de un 5,2%, en el de sus empleados masculinos es de un 1,4%.

Finalmente, los resultados estimados para otras variables denotan, en general, que las mujeres obtienen incrementos salariales inferiores por trabajar en las empresas de tamaño grande, estar contratadas de forma indefinida y a tiempo completo, estar infraeducadas para el puesto de trabajo que desempeñan o estar casadas. En cambio, son menos penalizadas si están sobreeducadas para su puesto trabajo.

---

3. Hacen referencia a aquellos aspectos de la trayectoria educativa de los individuos que pueden resultar más útiles a los empleadores que otros. Por ejemplo, la obtención de un título o diploma otorga más evidencia de habilidad que el simple recuento de años de educación. De acuerdo con esto, los salarios deberían de crecer más rápido por año adicional de educación cuando dicha educación se constata con la obtención de un certificado (Barceinas-Paredes, 2001).

Cuadro 1. Relación de estudios sobre rendimientos del capital humano y del impacto de otras características en el conjunto del sector turístico

Autor/es	Datos	Actividad/ País	Metodología/ Método de estimación	Resultados
Lillo-Bañuls y Ramón-Rodríguez (2005)	ECVT <sup>a</sup> (1999-2002)	Sector turístico/ España	Función salarios Mincer (1974) /MCO	La tasa de rendimiento educativo para el sector turístico es del 3,3% frente a la del 6,5% del resto de servicios privados. Las diferencias en los ingresos entre los distintos niveles de educación son siempre menores para las mujeres en comparación con las estimadas para los hombres. Las mujeres que trabajan en empresas grandes ganan un 20,24% más, frente al 31,68% de los hombres. Las mujeres contratadas a tiempo parcial ven incrementados sus salarios en un 20,86% y los hombres en un 31,62%.
Marchante-Mera et al. (2005)	BBDD propia <sup>b</sup> (2000)	Sector hostelería/ España (Andalucía)	Varios modelos de regresiones salariales <sup>1</sup>	La tasa de rendimiento de los años de educación es del 1,97%. Los trabajadores infraeducados ganan de media entre un 4,4-4,9% más, mientras que el salario de los trabajadores sobreeducados es alrededor de un 6% inferior. Los salarios de un trabajador con formación específica en turismo supera entre un 5-6% a los de aquellos que no la tienen.
Thrane (2008)	FDT <sup>c</sup> (1994-2002)	Sector turístico y hotelero/ Noruega	Regresión salarial siguiendo a Wooldridge (2003)/ Efectos aleatorios	Para el sector turístico la tasa de rendimiento educativo es el 6,6% y para el sector hotelero del 6,2%. Diferenciando por género, en el sector turístico la tasa de dicho rendimiento para las mujeres es del 6,5% y para los hombres del 6,3%, mientras que en el sector hotelero es del 6,9% y del 4,5%, en cada caso. En el sector turístico, las mujeres sufren una penalización salarial del 8% frente a la prima del 5% de los hombres por cada niño adicional menor de 11 años en la familia. Además, la prima salarial asociada al matrimonio es del 7% para las mujeres y del 12% para los hombres.

Autor/es	Datos	Actividad/ País	Metodología/ Método de estimación	Resultados
Lillo-Bañuls y Casado-Díaz (2010)	ECVT (1999-2003)	Sector turístico y hostelería/España	Función salarios Mincer (1974) / Variables instrumentales	Las tasas de rendimiento educativo para los sectores del turismo (6,46%) y la hostelería (5,69%) son inferiores a la del resto de servicios privados (7,29%). Rendimientos de la educación en el sector turístico para las mujeres del 3,13% y para los hombres del 8,39%, que se reducen hasta el 1,93% y 7,68%, respectivamente, cuando se controla por el año de nacimiento de los trabajadores (nacidos después de 1966).
Thrane (2010)	FDT (2003)	Sector turístico/Noruega	Varios modelos de regresiones salariales <sup>2</sup>	La tasa de rendimiento de la educación es del 3,9% para las mujeres y del 4,4% para los hombres. Por otro lado, el efecto de un año adicional de educación sobre los ingresos se reduce a casi la mitad en ambos géneros cuando se tiene en cuenta los niveles educativos (1,7% mujeres y 2,1% hombres); para los que se revela unas diferencias en los ingresos superiores para las mujeres que poseen una titulación universitaria frente a las que solo han completado la educación primaria.
García-Pozo et al. (2011)	EES <sup>d</sup> (2006)	Sectores hostelería y agencias de viajes/España	Función salarios Mincer (1974) / MCO	En el sector de la hostelería y de agencias de viajes conjuntamente, la tasa de rendimiento de la educación para las mujeres es del 1,94% y del 3,63% para los hombres. Esta diferencia en perjuicio de las mujeres también se presenta en las variables antigüedad (M: 1,61%; H: 2,56%), empresas de 20 o más empleados (M: 8,33%; H: 16,18%) y contrato indefinido (M: 6,4%; H: 9,53%). En cambio, las mujeres que trabajan a tiempo completo obtienen una prima salarial superior que la de los hombres (M: 7%; H: 5,23%). Por ocupaciones, los rendimientos de la educación y la antigüedad son inferiores para las mujeres en todas las categorías de ocupaciones, salvo en las de empleados manuales cualificados y no cualificados, respectivamente. Para el resto de variables, la magnitud de las primas salariales asociadas al tamaño de la empresa, el contrato indefinido y el contrato a tiempo completo es en la mayoría de las categorías de ocupaciones inferior para las mujeres en comparación con los hombres.

Autor/es	Datos	Actividad/ País	Metodología/ Método de estimación	Resultados
Lillo-Bañuls y Casado-Díaz (2011)	ECVT (2006-2009)	Sector turístico y hostelería/ España	Función salarios Mincer (1974)/ MCO	Para el sector turístico, los resultados son similares a los de Lillo-Bañuls y Ramón-Rodríguez (2005), salvo para el nivel educativo de Bachillerato, en el que las diferencias de ingresos calculadas con respecto al nivel educativo de referencia (Estudios primarios) para las mujeres son superiores a las de los hombres. Para el sector de la hostelería, los resultados muestran para las mujeres que las diferencias en los ingresos son superiores en los niveles educativos de Secundaria y Formación Profesional e inferiores en los más altos (Bachillerato y Universitarios).
García-Pozo et al. (2012)	EES (2006)	Sector hostelería/ España	Función salarios Mincer (1974)/ MCO	Los resultados muestran diferencias importantes en los coeficientes estimados de las variables tanto entre ambos géneros como entre las regiones turísticas. Para la muestra conjunta de España, la tasa de rendimiento de la educación para las mujeres es del 2,2% y del 4,3% para los hombres. En el resto de variables la diferencia en los coeficientes estimados para cada género se produce en este mismo sentido: antigüedad (M: 1,1%; H: 1,5%), contrato indefinido a tiempo completo (M: 7,47%; H: 8,22%), empresas de más de 19 empleados (M: 7,8%; H: 14,45%), sobreeducación (M: -4,67%; H: -11,66%) e infraeducación (M: 9,64%; H: 20,8%).
Lillo-Bañuls y Casado-Díaz (2012)	ECVT (2007; 2008-2010)	Sector turístico/ España	Función salarios Mincer (1974) / MCO	La tasa de rendimiento educativo para el sector turístico es del 3% frente a la del 5,5% del resto de servicios privados. La tasa de rendimiento de la educación para las mujeres y los hombres es del 2,5% y 2,8%, respectivamente. Las mujeres son más recompensadas que los hombres por trabajar con contratos a tiempo parcial (M: 33,64%; H: 18,65%) y en las empresas pequeñas (M: 8,33%; H: 6,3%). En cambio, no son recompensadas por tener un contrato laboral indefinido y son más penalizadas por ser extranjeras (M: -7,13%; H: -5,82%) y menos por estar sobreeducadas para su puesto de trabajo (M: -7,6%; H: -11,4%).



Autor/es	Datos	Actividad/ País	Metodología/ Método de estimación	Resultados
García-Pozo et al. (2014)	EES (2006)	Sectores hostelería y agencias de viajes/ España	Función salarial Mincer (1974)/ MCO	Los resultados confirman que los rendimientos del capital humano de los trabajadores del sector de la hostelería y de agencias de viajes conjuntamente son estadísticamente diferentes cuando se consideran por separado a los grupos de trabajadores adecuadamente educados, sobreeducados e infraeducados. Asimismo, la tasa de rendimiento de la educación en estos sectores alcanza su máximo valor entre los trabajadores infraeducados (4,76%).
Ons-Cappa et al. (2017)	EES (2010)	Sector hostelería/ España	Función salarial Mincer (1974)/ MCO	La tasa de rendimiento de la educación es del 2,1% para las mujeres y del 4,5% para los hombres, mientras que la de la antigüedad es del 1,4% y 1%, en cada caso. Las primas salariales asociadas a las variables contrato indefinido a tiempo completo (M: 6%; H: -), empresas de más de 19 empleados (M: 13,77%; H: 4,3%) e infraeducación (M: 16,53%; H: 14,8%) son mayores para las mujeres. En cambio, la penalización salarial que sufren por estar sobreeducadas es superior a la de los hombres (M: -15,29%; H: -6,95%).
Kortt et al. (2018)	HILDA <sup>e</sup> (2001-2014)	Sector turístico y hostelería/ Australia	Función salarial Mincer (1974)/ Efectos aleatorios	Para el sector turístico la tasa de rendimiento educativo es el 2,4% y para la hostelería del 4,3%. Diferenciando por género, en el sector turístico la tasa de dicho rendimiento para las mujeres es del 1,6% y para los hombres del 3,7%, mientras que en la hostelería es del 5,2% y del 1,4%, respectivamente.

<sup>1</sup> Siguiendo a Mincer (1974), Thurow y Lucas (1972), Duncan y Hoffman (1981), Hartog y Oosterbeek (1991) y Sichernan (1991); <sup>2</sup> Siguiendo a Mincer (1974), Bauer et al. (2005), Ferrer y Riddell (2002 y 2008) y Mora y Muro (2008)

<sup>a</sup> *Encuesta de Calidad de Vida de los Trabajadores*; <sup>b</sup>Elaborada para el proyecto de investigación «Déficit de cualificaciones, productividad y salarios en el sector turístico andaluz» (1FD97-0858); <sup>c</sup>Base de datos de población noruega *FD-Trygd*; <sup>d</sup>*Encuesta de Estructura Salarial*; <sup>e</sup>Base de datos australiana: *Household, Income and Labor Dynamics in Australia*.

Fuente: Elaboración propia

### III. BASE DE DATOS Y METODOLOGÍA

#### 3.1. Base de datos

La información utilizada para el análisis empírico de este artículo procede de la Encuesta de Estructura Salarial (EES). En concreto, se han empleado los microdatos correspondientes al año 2014 de los asalariados empleados en las secciones de la hostelería (I) y del resto de servicios privados (desde la G hasta la U, descartando la I) de la Clasificación Nacional de Actividades Económicas 2009 (CNAE-2009).

#### 3.2. Metodología

Para el cálculo de los rendimientos de capital humano y de otras variables de interés, se ha empleado una versión extendida de la ecuación de salarios de Mincer (1974), una para cada género, con la siguiente forma funcional (se omiten los subíndices correspondientes a los individuos por simplicidad):

$$\begin{aligned} \log(wbh) = & \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 Exper + \beta_3 Exper^2 + \beta_4 Antig \\ & + \beta_5 Antig^2 + \beta_6 TC + \beta_7 Indef + \beta_8 ResponSA + \beta_9 Sobreedu \\ & + \beta_{10} Infraedu + \beta_{11} Menos\ de\ 20 + \beta_{12} Entre\ 20\ y\ 99 \\ & + \beta_{13} UE\ no\ españoles + \beta_{14} Resto\ del\ mundo + \varepsilon \end{aligned} \quad [2]$$

La variable dependiente es el salario bruto por hora expresado en logaritmos. De la muestra original se han eliminado las observaciones correspondientes a los trabajadores con salarios inferiores al salario mínimo interprofesional y con edades menores a 16 años y mayores a 65 años.

El lado derecho de la ecuación [2] incluye, además de la constante, un conjunto de variables de capital humano y de otras referidas a determinadas características personales y laborales del trabajador/a. Para la construcción de las variables clásicas de capital humano, esto es, los años medios de estudio ( $S$ ) y la experiencia previa ( $Exper$ ) se ha seguido el trabajo de Arrazola, de Hevia, Risueño y Sanz (2003). Para la variable  $S$ , la EES proporciona información sobre el nivel educativo formal más alto completado para los individuos. A cada uno de estos niveles se les asigna un valor numérico que recoge aproximadamente el número de años que se estiman necesarios para completarlos. Así, los valores que toma la variable son los siguientes: 2 para los individuos analfabetos o sin estudios; 5 con estudios primarios; 8 para los que completan el primer ciclo de educación secundaria; 9 para aquellos con formación profesional de primer grado; 11 con formación profesional de segundo grado; 12 para los que completan el segundo ciclo de educación secundaria; 15 para diplomados universitarios; 17 para licenciados y con estudios de postgrado. La variable  $Exper$  queda definida como la diferencia entre la edad del individuo observado y la edad a la que declara haber comenzado a trabajar en la empresa menos su antigüedad en la misma. Teóricamente esta variable es igual a la diferencia entre la experiencia potencial y la antigüedad (definida en el párrafo siguiente). Además, en la construcción de esta variable se impone la restricción de que no supere la diferencia entre la edad de la jubilación (65 años) y los años de estudio.

La variable *Antig* representa los años de antigüedad del trabajador en el puesto de trabajo actual. Se ha obtenido directamente de los datos ofrecidos por las dos variables a las que hace referencia la EES sobre la antigüedad, mediante la suma de los años completos y los meses que no completaban un año. La suma de las variables *Exper* y *Antig* recoge teóricamente toda la vida laboral del trabajador.

En relación a las características personales y laborales, se han definido variables dummy para controlar por la nacionalidad del trabajador, el tipo de contrato y jornada laboral, la responsabilidad en el puesto de trabajo, el tamaño del establecimiento y la educación formal del trabajador en relación a los requerimientos del puesto de trabajo.

La variable tiempo completo (*TC*) toma el valor 1 cuando el trabajador está contratado a tiempo completo y cero en los demás casos. De forma similar, la variable contrato indefinido (*Indef*) toma el valor 1 cuando un trabajador disfruta de un contrato de duración indefinida y, cero en el resto de los casos.

Con la variable responsabilidad (*Responsa*) se pretende valorar si ocupar un puesto de trabajo con tareas de supervisión asociadas conlleva prima salarial, en relación a otro que no las tenga, así como también conocer la presencia femenina en este tipo de puestos.

A partir de las variables representativas del tamaño de las empresas se quiere analizar si la dimensión de los establecimientos, medida a través del número de empleados que ocupan, influye en los salarios de los trabajadores. La decisión de incluir en la ecuación salarial los tamaños de las empresas pequeñas (*Menos de 20*) y medianas (*Entre 20 y 99*), dejando a las de mayor tamaño fuera de la ecuación, atiende al hecho de poder controlar la mayor presencia de trabajadores en los intervalos de menor tamaño. En 2017, casi el 60% de los ocupados en la hostelería en España estaban empleados en empresas de menos de 20 trabajadores (INE, 2019).

Mediante las variables *Sobreedu* e *Infraedu* se trata de controlar el hecho de que el salario real por hora podría estar más influenciado por el tipo de ocupación que se desempeña que por el nivel educativo máximo alcanzado por el trabajador. Siguiendo a García-Pozo, Sánchez-Ollero y Marchante-Mera (2014), para la medición del nivel educativo requerido para el puesto de trabajo se ha empleado el método estadístico propuesto por Kiker, Santos y Mendes de Oliveira (1997), que está basado en el estadístico de la moda como medida de distribución. De este modo, la EES-2014 permite calcular el nivel educativo más frecuente en cada ocupación (trabajadores adecuadamente educados) observado en la muestra conjunta de todos los servicios privados para toda España. Haciendo uso de un procedimiento similar al propuesto por Strauss y Maisonnewe (2007), el porcentaje de la moda se amplía en los casos en que este sea inferior al 40% del total de los trabajadores de cada ocupación, definida a nivel de dos dígitos según la Clasificación Nacional de Ocupaciones de 2011 (CNO-2011). En estos casos, se considera como trabajadores adecuadamente educados tanto a los que han obtenido el nivel educativo correspondiente a la moda, como a los que han alcanzado el nivel educativo contiguo inmediatamente inferior o superior.

Por tanto, los trabajadores con un nivel educativo diferente al requerido para la ocupación que desempeñan se han definido como sigue: los trabajadores sobreeducados (representados por la variable *Sobreedu*) son aquellos que han obtenido un nivel educativo superior al señalado por la moda en cada ocupación (o superior al más elevado en el caso de haber considerado dos niveles educativos contiguos); y los trabajadores infraeducados (representados por la variable *Infraedu*) son aquellos que han obtenido un nivel educativo inferior al señalado por la moda en cada ocupación (o inferior al más bajo cuando se consideran dos niveles educativos contiguos).

Las variables de carácter personal (*UE no españoles*) y (*Resto del mundo*) han sido incluidas para valorar si estas dos procedencias de los trabajadores influyen sobre sus salarios con respecto a los de los trabajadores con nacionalidad española.

Finalmente,  $\varepsilon$  es un término de perturbación aleatoria.

#### IV. ANÁLISIS DESCRIPTIVO

El Cuadro 2 muestra las características observadas en las muestras de hombres y mujeres para el sector de la hostelería y el resto de sectores de servicios privados.

El salario medio bruto por hora de las mujeres y los hombres en la hostelería es inferior al de cualquier otro servicio del sector privado. En todos los casos las mujeres ganan de media menos que los hombres, aunque esta brecha<sup>4</sup> es destacablemente inferior en la hostelería (14,33%) en comparación con el resto de servicios privados (20,15%).

Los años medios de estudios son inferiores en la hostelería que en el resto de servicios privados, siendo sus asalariadas las que presentan el valor promedio más pequeño. No obstante, la comparación de dicho valor con los obtenidos por García-Pozo et al. (2012) con datos de la EES-2006 y Ons-Cappa et al. (2017) con datos de la EES-2010, permite hablar de una evolución positiva de esta variable, con un incremento relativo del 7,21% entre 2006 y 2010 y de un 2,57% entre 2010 y 2014.

La experiencia previa es significativamente superior en el sector de la hostelería, donde además las mujeres acumulan de media casi 3 años más que los hombres; una diferencia amplia si se compara con la del resto de servicios privados (0,31 años). De acuerdo con García-Pozo et al. (2012) esta mayor acumulación de experiencia previa vendría explicada por la salida del mercado laboral que efectúan las mujeres para criar a sus hijos. Por otro lado, los años medios de antigüedad en la empresa son menores en la hostelería. Esto sugiere la existencia de una elevada rotación laboral entre los asalariados de este sector; un hecho que ha sido contrastado en numerosos trabajos (Burns, 1993; Campos-Soria et al., 2015; Jameson, 2003; Marchante-Mera, Ortega-Aguaza y Pagán-Rodríguez, 2007). También resulta destacable el bajo valor medio de la antigüedad de las mujeres en la hostelería (6,95 años) y su diferencia con respecto al de las mujeres del resto de servicios privados (3 años).

En relación al tipo de jornada, se ha observado que el porcentaje de mujeres con jornadas a tiempo completo en la hostelería y el resto de los servicios privados es significativamente inferior al de los hombres (diferencia aproximada de 20 puntos porcentuales en ambos casos).

De esto es posible inferir una sobrerrepresentación de la mujer con jornadas a tiempo parcial en el mercado de trabajo del conjunto del sector servicios de España.

En cambio, no se han encontrado diferencias importantes entre el porcentaje de mujeres y hombres con contrato indefinido en los dos conjuntos de actividades económicas considerados. Aunque sí merece la pena subrayar la presencia ligeramente superior de la mujer con este tipo de contrato en el sector de la hostelería.

La diferencia entre el porcentaje de mujeres y hombres con responsabilidad en su puesto de trabajo es similar en la hostelería y en cualquier otro servicio privado. No obstante, en ambos casos, los valores porcentuales para las mujeres corroboran una menor concentración de las mismas en puestos de trabajo con cargas de responsabilidad.

Más del 50% de las mujeres y hombres asalariados en la hostelería y en el resto de servicios privados presentan un nivel de formación adecuado al requerido por el puesto de trabajo que desempeñan. Por otra parte, el tipo de desajuste educativo más común en la hostelería es la sobreeducación, tal y como se ha recogido en otros trabajos para este mismo sector (García-Pozo et al. 2014; Lillo-Bañuls y Casado-Díaz, 2011; Marchante-Mera et al., 2005 y 2007) y también para el sector turístico (Lillo-Bañuls y Casado-Díaz, 2015). Además, se ha observado que la mujer en la hostelería está un tanto más sobreeducada en comparación con los hombres. Este resultado difiere a los obtenidos por García-Pozo et al. (2012) y Ons-Cappa et al. (2017) que también utilizan la EES referida a los datos de 2006 y 2010, respectivamente. Sobre el cambio en la distribución de las mujeres afectadas por la sobreeducación subyacen dos hechos: uno es el aumento indicado anteriormente en sus años medios de estudios completados; y, el otro, es la falta de correspondencia entre dicho progreso formativo y los puestos de trabajo que ocupan que han continuado siendo prácticamente los mismos. Respecto a esto último, en el trabajo realizado por Campos-Soria, Ortega-Aguaza y Roperó-García (2009) para la hostelería andaluza se pone de manifiesto la predominancia de las mujeres en los puestos relacionados con la atención al cliente, limpieza y auxiliar de dirección.

Las empresas de mayor tamaño son las que concentran al mayor número de mujeres y hombres asalariados de ambos grupos de actividades económicas. También cabe destacar que es en este tamaño de empresas donde las mujeres están más representadas en comparación con los hombres y con el resto de tamaños considerados.

Por último, se ha advertido que el sector de la hostelería es el que concentra la mayor presencia de asalariados con procedencia extranjera. En concreto, estos asalariados son mayoritariamente hombres (11%) con origen del resto del mundo.

Cuadro 2. Estadísticos descriptivos

Variables	<b>HOSTELERÍA</b>		<b>RESTO SERVICIOS</b>		<b>TOTAL NACIONAL</b>	
	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres
Wbh	9,20 (0,32)	10,74 (0,41)	11,81 (0,5)	14,19 (0,54)	11,69 (7,5)	13,90 (9,41)
S	8,38 (3,49)	8,66 (3,43)	11,47 (4,11)	11,28 (4,16)	11,17 (4,16)	10,26 (4,10)
Exper	18,81 (10,45)	15,82 (10,17)	13,76 (10,02)	13,45 (9,61)	13,95 (10,05)	14,38 (9,86)
Antig	6,95 (6,93)	8,03 (9,6)	9,65 (8,88)	10,92 (10,16)	9,70 (8,99)	10,96 (10,21)
TC	0,44 (0,5)	0,63 (0,48)	0,69 (0,46)	0,87 (0,33)	0,70 (0,46)	0,90 (0,3)
Indef	0,81 (0,39)	0,79 (0,41)	0,76 (0,42)	0,79 (0,41)	0,78 (0,41)	0,80 (0,4)
Respon	0,15 (0,36)	0,26 (0,44)	0,11 (0,32)	0,18 (0,38)	0,12 (0,32)	0,18 (0,39)
Adecuadamente educados	0,58 (0,49)	0,56 (0,5)	0,54 (0,5)	0,52 (0,5)	0,54 (0,5)	0,52 (0,5)
Sobreeducados	0,31 (0,46)	0,27 (0,44)	0,23 (0,42)	0,22 (0,42)	0,23 (0,42)	0,25 (0,43)
Infraeducados	0,11 (0,32)	0,18 (0,38)	0,23 (0,42)	0,25 (0,44)	0,23 (0,42)	0,23 (0,42)
Menos de 20	0,17 (0,37)	0,18 (0,38)	0,18 (0,39)	0,19 (0,4)	0,19 (0,39)	0,22 (0,42)
Entre 20 y 99	0,22 (0,42)	0,26 (0,44)	0,18 (0,38)	0,22 (0,41)	0,20 (0,4)	0,26 (0,44)
Más de 99	0,61 (0,49)	0,56 (0,5)	0,64 (0,48)	0,59 (0,49)	0,61 (0,49)	0,52 (0,5)
Españoles	0,89 (0,31)	0,84 (0,37)	0,96 (0,19)	0,96 (0,2)	0,96 (0,2)	0,95 (0,22)
UE no españoles	0,05 (0,23)	0,05 (0,22)	0,02 (0,14)	0,02 (0,15)	0,02 (0,15)	0,02 (0,16)
Resto del mundo	0,05 (0,22)	0,11 (0,32)	0,02 (0,13)	0,02 (0,14)	0,02 (0,14)	0,03 (0,16)

Nota: Las desviaciones estándar aparecen entre paréntesis.

Fuente: Elaboración propia a partir de la EES 2014.

## V. RESULTADOS

En el Cuadro 3 se recogen los resultados de las estimaciones de la ecuación salarial [2] empleando las submuestras separadas de mujeres y hombres asalariados en el sector de la hostelería y en el resto de sectores de servicios privados. El método de estimación empleado ha sido el de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). Todas las funciones presentan un valor estadísticamente significativo del test-F. La bondad del ajuste realizada en todas las regresiones queda corroborada por los valores calculados del estadístico  $R^2$ -ajustado.

El primer componente que aparece en el Cuadro 3 es el término de la constante, cuyo valor indica la parte del salario real bruto por hora que no está afectado por las variables independientes. Este componente depende de otras variables como, por ejemplo, el estilo de vida o el clima, que afectan a las condiciones del empleo y la formación del salario, pero que no han podido ser tomadas en cuenta en la especificación propuesta.

### 5.1. Capital humano

Los rendimientos de la educación son estadísticamente significativos y positivos para las mujeres y los hombres de ambos grupos de actividades. Asimismo, las tasas de estos rendimientos para las mujeres (1,18%) y los hombres (1,73%) en la hostelería son sustancialmente inferiores a las estimadas para sus homólogos en el resto de servicios privados (6,15% en ambos géneros). Esto es así probablemente debido a sus menores años medios de estudios acumulados. La diferencia observada en los rendimientos de la educación en perjuicio de las mujeres también ha sido corroborada por otros estudios previos para el sector de la hostelería (García-Pozo et al. 2012; Ons-Cappa et al. 2017), el sector de la hostelería y de agencias de viajes conjuntamente (García-Pozo et al., 2011) y el sector turístico en general (Kortt et al., 2018; Lillo-Bañuls, 2009; Lillo-Bañuls y Casado-Díaz, 2010 y 2012; Thrane, 2010).

La experiencia previa no es remunerada para los hombres en la hostelería, a diferencia de para las mujeres que sí lo es, aunque con un rendimiento negativo. De acuerdo con García-Pozo et al. (2012) la falta de rentabilidad de la experiencia previa podría explicarse por la elevada rotación del empleo en este sector. Asimismo, la evidencia descriptiva ha revelado que la mujer acumula de media más años de experiencia previa que el hombre, lo que podría conllevar un efecto de depreciación de este componente, hasta el punto de tener un efecto negativo sobre los salarios de las mismas. En el resto de servicios privados el rendimiento de la experiencia previa es bajo, pero el coeficiente obtenido para los hombres (0,79%) es mayor que el obtenido para las mujeres (0,49%).

Todos los coeficientes estimados para la antigüedad son estadísticamente distintos de cero y positivos. Las magnitudes de dichos coeficientes son inferiores en la hostelería en comparación con el resto de servicios privados. No existen diferencias especialmente destacables entre los rendimientos de los hombres y las mujeres en ambos grupos de actividades. No obstante, en cualquier caso, la prima salarial asociada a esta variable en las mujeres (0,98%-hostelería y 1,13%-resto de servicios) es más pequeña que en los hombres (1,91%-hostelería; 2,07%-resto de servicios).

## 5.2. Características personales y laborales

Por lo que respecta a los tipos de contrato, las mujeres contratadas a tiempo completo en ambos grupos de actividades ven incrementados sus salarios (4,98%-hostelería y 5,31%-resto de servicios) en unos porcentajes inferiores a los de los hombres contratados con el mismo número de horas semanales (6,74%-hostelería y 8,12%-resto de servicios)<sup>5</sup>. Los bajos coeficientes obtenidos para esta modalidad contractual podrían venir explicados por la mayor valoración que el mercado de trabajo del sector servicios ha venido haciendo de otras fórmulas de contratación más flexibles y adaptables a los cambios del entorno económico.

En el caso de los contratos indefinidos, solo presentan una prima salarial para los hombres asalariados del resto de servicios privados. El impacto relativo nulo de esta modalidad contractual sobre los salarios de los trabajadores en la hostelería podría tener su explicación en la suspensión de la limitación a la concatenación de los contratos temporales introducida por la Reforma Laboral de 2012<sup>6</sup>.

La asunción de tareas de responsabilidad conlleva una prima salarial para ambos géneros en los dos conjuntos de actividades, pero con unas diferencias destacables en sus magnitudes. Mientras que los salarios de las mujeres se incrementan en un 17,06% en la hostelería y un 16,23% en el resto de servicios privados, los salarios de los hombres lo hacen en un 24,82% y 25,88%, respectivamente.

La sobreeducación parece implicar una importante penalización salarial, estando los salarios de las mujeres empleadas en la hostelería menos afectados por este desajuste (-6,11%), a diferencia de los de las mujeres del resto de servicios privados que presentan la mayor penalización (-19,72%). Este resultado está en línea con los obtenidos por García-Pozo et al. (2012) para la hostelería y Lillo-Bañuls y Casado-Díaz (2011) para el sector turístico. Por otro lado, la infraeducación en la hostelería implica una prima salarial solo para los hombres (7,09%), cuya magnitud es considerablemente inferior a la de los hombres del resto de servicios privados (9,03%).

Todos los coeficientes estimados para las variables que recogen los dos intervalos de tamaño de las empresas son estadísticamente significativos para ambos géneros y grupos de actividades considerados. El signo negativo obtenido de los coeficientes indica que trabajar en empresas pequeñas y medianas, en comparación con las grandes, supone una penalización en los salarios de sus empleados. Las penalizaciones más elevadas se presentan en el intervalo de las empresas de tamaño pequeño y, particularmente, entre las mujeres del resto de servicios privados (-19,72%). En cambio, los salarios de las mujeres empleadas en empresas hosteleras pequeñas (-7,63%) y medianas (-2,21%) son los menos afectados por esta característica.

Por último, con respecto a las variables que recogen la nacionalidad de los trabajadores, los resultados obtenidos revelan un impacto positivo sobre los salarios únicamente de los empleados de origen europeo. En concreto, un 8,16% sobre el salario de los hombres en la hostelería y un 6,48% y 7,98% sobre el salario de las mujeres y los hombres en el resto de servicios privados, respectivamente. Estos valores están en consonancia con los obtenidos por García-Pozo et al. (2014) para el conjunto del sector de la hostelería y de agencias de viajes.



Cuadro 3. Resultados de las estimaciones

Variables		<b>HOSTELERÍA</b>		<b>RESTO SERVICIOS</b>	
		Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres
Constante	Coef.	1,9282*	1,9664*	1,4215*	1,3308*
	t-ratio	(61,1)	(43,91)	(147,26)	(111,26)
S	Coef.	0,0118*	0,0173*	0,0615*	0,0615*
	t-ratio	(5,19)	(5,67)	(120,89)	(106,91)
Exper	Coef. <sup>7</sup>	0,0062*	0,0026	0,0049*	0,0133*
	t-ratio	(3,24)	(0,97)	(8,54)	(19,36)
Exper <sup>2</sup>	Coef.	-0,0002*	0	0**	-0,0002*
	t-ratio	(-3,46)	(0,03)	(-2,12)	(-11,1)
Antig	Coef.	0,0126*	0,0113*	0,0210*	0,0251*
	t-ratio	(6,37)	(4,29)	(36,34)	(38,27)
Antig <sup>2</sup>	Coef.	-0,0002*	0	-0,0001*	-0,0002*
	t-ratio	(-2,86)	(-0,35)	(-8,83)	(-11,02)
TC	Coef.	0,0486*	0,0652*	0,0517*	0,0781*
	t-ratio	(4,54)	(3,98)	(13,47)	(12,15)
Indef	Coef.	0,0053	-0,0148	0,0035	0,0753*
	t-ratio	(0,36)	(-0,66)	(0,8)	(13,93)
Respensa	Coef.	0,1575*	0,2217*	0,1504*	0,2302*
	t-ratio	(9,47)	(11,49)	(26,16)	(41,29)
Sobreedu	Coef.	-0,0631	-0,1158*	-0,2197*	-0,1302*
	t-ratio	(-4,34)	(-5,62)	(-53,92)	(-26,76)
Infraedu	Coef.	0,0138	0,0685*	0,0702*	0,0865*
	t-ratio	(0,81)	(3,14)	(17,61)	(19,16)
Menos de 20	Coef.	-0,0794*	-0,1368*	0,2104*	-0,1817*
	t-ratio	(-5,68)	(-7,45)	(-48,29)	(-36,77)
Entre 20 y 99	Coef.	-0,0224***	-0,058*	-0,0974*	-0,0869*
	t-ratio	(-1,76)	(-3,25)	(-22,76)	(-18,76)
EU no españoles	Coef.	0,0114	0,0785***	0,0628*	0,0768*
	t-ratio	(0,48)	(1,72)	(5,37)	(5,48)
Resto del mundo	Coef.	0,0074	-0,025	0,0159	-0,0141
	t-ratio	(0,34)	(-1,18)	(1,31)	(-1,1)
<i>R</i> <sup>2</sup> -Ajustado		0,1306	0,2591	0,4227	0,4389

7. El rendimiento estimado de la experiencia previa y la antigüedad se ha obtenido de la siguiente manera:  $(\alpha_2 + 2\alpha_3 \text{Exper})$  y  $(\alpha_4 + 2\alpha_5 \text{Antig})$ , donde *Exper* y *Antig* son los valores medios para cada género en el sector de la hostelería y el resto de sectores privados de servicios.

Estadístico- $F$	39,19*	59,5*	2.948,37*	2.708,01*
Suma de los residuos al cuadrado	324,717	285,510	8.028,224	7.991,939
Observaciones	3.559	2.343	56.351	48.442

Nota: Coeficientes significativos al: \*1%; \*\*5%; \*\*\*10%. Los errores estándar y la covarianza son robustos frente al problema de heterocedasticidad tras la realización del test de White.

Fuente: Elaboración propia a partir de la EES 2014.

## VI. CONCLUSIONES

En las últimas dos décadas más de la mitad de los empleos en el sector de la hostelería española han sido ocupados por mujeres. Esto confiere a esta actividad económica la condición de ser un sector tradicionalmente feminizado y de gran interés para el análisis de sus condiciones laborales. En este sentido, la literatura se ha preocupado por dejar constancia fundamentalmente de las distintas formas en que la precariedad laboral se presenta para la mujer en el mercado de trabajo turístico y de la hostelería. Entre otros aspectos se ha puesto de manifiesto su segregación horizontal y vertical en los puestos de trabajos, su mayor temporalidad y parcialidad en los contratos laborales y sus menores salarios con respecto a los hombres.

Bajo el paraguas de la teoría del capital humano para explicar las diferencias salariales, este trabajo ofrece, desde una perspectiva de género y para el sector de la hostelería española, un estudio completo de las posibles diferencias en el impacto relativo sobre los salarios de las variables de capital humano y de otras de carácter personal y laboral, empleadas habitualmente en estos análisis. Asimismo, a efectos comparativos, se ha realizado esta misma tarea para el resto de sectores privados de servicios.

Los resultados obtenidos a partir del uso de una versión extendida de la función salarial de Mincer, con datos procedentes de la EES de 2014, han confirmado para el sector de la hostelería la existencia de diferencias de género en las estimaciones de todas las variables consideradas. En cambio, para el resto de sectores de servicios privados la excepción ha sido encontrada en la variable educación, para la que sus tasas de rendimientos en las mujeres y los hombres son iguales.

Los rendimientos del capital humano de las mujeres en el sector de la hostelería son bastante bajos y además inferiores a los estimados para los hombres. Esto quiere decir que los años de estudios, la experiencia previa o la antigüedad en la empresa no contribuyen especialmente a aumentar la productividad de las mujeres y, por tanto, tampoco sus salarios. Este resultado podría estar indicando la tendencia o práctica del mercado laboral turístico de valorar más positiva y cuantitativamente otras cualidades o habilidades, que bien son innatas o bien han sido adquiridas durante el desempeño profesional. De forma prolongada en el tiempo, este hecho habría posibilitado el desarrollo de carrera profesional dentro del sector, pero también habría relajado los esfuerzos por incrementar el nivel de formación y cualificación en habilidades y conocimientos específicos.

Del análisis de las variables relacionadas con los tipos de contratos, se infiere que la mujer en el sector de la hostelería permanece en una situación de *inseguridad laboral* y de

*subempleo por insuficiencia de horas*, en tanto que están menos representadas en los contratos indefinido y a tiempo completo. Además, el impacto positivo de estas variables sobre los salarios es menor al de los hombres o incluso llega a ser nulo.

Por otra parte, la escasa presencia de la mujer en puestos de trabajo que entrañan responsabilidad, y el significativo menor impacto de esta característica sobre sus salarios en comparación con el de los hombres, podrían estar señalando una situación de *discriminación laboral* hacia el colectivo de asalariadas de este sector.

A modo de conclusión final, el análisis ofrecido para la mujer en uno de los sectores económicos de mayor importancia reconocida para la economía española, expone la necesidad de apostar por la mejora de los factores que condicionan su presencia y competitividad en el mercado de trabajo. En este sentido, podría plantearse un mayor fomento institucional dirigido a las empresas para la gestión de programas de capacitación orientados a las mujeres en puestos de trabajo específicos; la aprobación de medidas gubernamentales que condujeran hacia el avance de la conciliación laboral (ampliar el servicio público de cuidado y educación infantil desde los 0 a los 3 años, por ejemplo); o la implantación de cuotas de género de forma gradual y temporal para los consejos de administración.

## VI. REFERENCIAS

- Aigner, D. J. y Cain, G. G. (1977). Statistical theories of discrimination in labor market. *Industrial and Labor Relations Review*, 30(2), 175–187. <http://doi.org/10.2307/2522871>
- Arrazola, M., de 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. <http://doi.org/10.1080/0964529032000148818>
- Arrow, K. (1973). The theory of discrimination. En O. A. Ashenfelter y A. Rees (Eds.), *Discrimination in labor markets* (pp. 3–33). Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Barceinas-Paredes, F. (2001). *Capital humano y rendimientos de la educación en México* (Tesis doctoral). Departamento de Economía Aplicada, Universitat Autònoma de Barcelona.
- Bauer, T.K., Dross, P.J. y Haisken-DeNew, J.P. (2005). Sheepskin effects in Japan. *International Journal of Manpower*, 26, 320–335. <https://doi.org/10.1108/01437720510609528>
- Becker, G. S. (1964). *Human capital: a theoretical and empirical analysis, with special reference to education*. New York: National Bureau of Economic Research.
- Becker, G. S. (1971). *The economics of discrimination*. Chicago: University of Chicago Press.
- Bergmann, B. (1971). The effect on white incomes of discrimination in employment. *Journal of Political Economy*, 79(2), 294–313.
- Bergmann, B. (1974). Occupational segregation, wages and profits when employers discriminate by race or sex. *Eastern Economic Journal*, 1(2), 103–110.
- Burns, P. M. (1993). Sustaining tourism employment. *Journal of Sustainable Tourism*, 1(2), 81–96. <http://doi.org/10.1080/09669589309450707>
- Cain, G. G. (1991). El análisis económico de la discriminación en el mercado laboral: una panorámica. En O. Ashenfelter y R. Layard (Eds.), *Manual de economía del trabajo. Volumen I* (pp. 881–994) (Trad. J.C. Zapatero y A.N. González). Madrid: Ministerio de Trabajo y Seguridad Social. (Original de 1986).

- Campos-Soria, J. A., Ortega-Aguaza, B. y Roperó-García, M. Á. (2009). Gender segregation and wage difference in the hospitality industry. *Tourism Economics*, 15(4), 847–866. <http://doi.org/10.5367/000000009789955152>
- Campos-Soria, J. A., Ortega-Aguaza, B. y Roperó-García, M. Á. (2010). Efectos de la segregación sobre las diferencias salariales de género en la hostelería andaluza: una comparación entre distintas zonas turísticas. *Revista de Estudios Regionales*, (89), 43–65.
- Campos-Soria, J.A., Marchante-Mera, A. y Roperó-García, M.Á. (2011). Patterns of occupational segregation by gender in the hospitality industry. *International Journal of Hospitality Management*, (30), 91-102.
- Campos-Soria, J. A., García-Pozo, A. y Sánchez-Ollero, J. L. (2015). Gender wage inequality and labour mobility in the hospitality sector. *International Journal of Hospitality Management*, 49, 73–82. <http://doi.org/10.1016/j.ijhm.2015.05.009>
- Delfim, L. y Varejão, J. (2007). Employment, pay and discrimination in the tourism industry. *Tourism Economics*, 13(2), 225–240. <http://doi.org/10.5367/000000007780823186>
- Duncan, G.J. y Hoffman, S. D. (1981). The incidence and wage effects of overeducation. *Economics of Education Review*, 1(1), 75–86. [http://doi.org/10.1016/0272-7757\(81\)90028-5](http://doi.org/10.1016/0272-7757(81)90028-5)
- Exceltur(2018). *Estudiosobreempleoenelsectorturísticoespañol*. Recuperadode:<https://www.exceltur.org/home/2018-estudio-sobre-el-empleo-en-el-sector-turistico-espanol-2/>
- Ferreira Freire Guimarães, C. R. y Ramos Silva, J. (2016). Pay gap by gender in the tourism industry of Brazil. *Tourism Management*, 52, 440–450. <http://doi.org/10.1016/j.tourman.2015.07.003>
- Ferrer, A.M. y Riddell, W.C. (2002). The role of credentials in the Canadian labour market. *Canadian Journal of Economics*, 35, 879–905.
- Ferrer, A. y Riddell, W.C. (2008). Education, credentials, and immigrant earnings. *Canadian Journal of Economics*, 41, 186–216.
- Fleming, S. (2015). Déjà vu? An updated analysis of the gender wage gap in the U.S. hospitality sector. *Cornell Hospitality Quarterly*, 56(2), 180-190. <https://doi.org/10.1177/1938965514567680>
- 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. <http://doi.org/10.5367/te.2011.0085>
- 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., Sánchez-Ollero, J. L. y Marchante-Mera, A. (2014). Educational mismatch and returns on human capital in the Spanish hospitality and travel agency sectors. *Tourism Economics*, 20(2), 337–353. <http://doi.org/10.5367/te.2013.0273>
- Halvorsen, R. y Palmquist, R. (1980). The interpretation of dummy variables in semilogarithmic equations. *The American Economic Review*, 70(3), 474–475. [http://doi.org/10.1016/0165-1765\(82\)90119-7](http://doi.org/10.1016/0165-1765(82)90119-7)
- Hartog, J. y Oosterbeek, H. (1988). Education, allocation and earnings in the Netherlands: overschooling? *Economics of Education Review*, 7(2), 185–194. [http://doi.org/10.1016/0272-7757\(88\)90043-X](http://doi.org/10.1016/0272-7757(88)90043-X)

- Instituto Nacional de Estadística (1977). *Encuesta de Población Activa. Principales Resultados*. Recuperado de: [http://www.ine.es/dynt3/inebase/index.htm?type=pcaxis&path=/t22/e308/meto\\_02/pae/px/&file=pcaxis](http://www.ine.es/dynt3/inebase/index.htm?type=pcaxis&path=/t22/e308/meto_02/pae/px/&file=pcaxis)
- Instituto Nacional de Estadística (2018). *Encuesta de Población Activa*. Recuperado de: <http://www.ine.es/dynt3/inebase/es/index.htm?padre=811&capsel=814>
- Instituto Nacional de Estadística (2019). *Estadística Estructural de Empresas: Sector Servicios*. Recuperado de: [https://www.ine.es/dyngs/INEbase/es/operacion.htm?c=Estadistica\\_C&cid=1254736176865&menu=resultados&idp=1254735576778](https://www.ine.es/dyngs/INEbase/es/operacion.htm?c=Estadistica_C&cid=1254736176865&menu=resultados&idp=1254735576778)
- Jameson, S. M. (2000). Recruitment and training in small firms. *Journal of European Industrial Training*, 24(1), 43–49. <http://doi.org/10.1108/03090590010308255>
- Kiker, B., Santos, M. y Mendes de Oliveira, M. (1997). Overeducation and undereducation: evidence for Portugal. *Economics of Education Review*, 16(2), 111–125. [http://doi.org/10.1016/S0272-7757\(96\)00040-4](http://doi.org/10.1016/S0272-7757(96)00040-4)
- Kortt, M.A., Sinnewe, E. y Pervan, S.J. (2018). The gender wage gap in the tourism industry: evidence for Australia. *Tourism Analysis*, 23, 137-149. <https://doi.org/10.3727/108354217X15143857878697>
- Lillo-Bañuls, A. (2009). *El capital humano como estrategia competitiva en el sector turístico español*. Palma de Mallorca: Edicions Universitat de les Illes Balears.
- 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. <http://doi.org/10.5367/000000010790872033>
- Lillo-Bañuls, A. y Casado-Díaz, J. M. (2011). Capital humano y turismo: rendimiento educativo, desajuste y satisfacción laboral. *Estudios de Economía Aplicada*, 29(3), 755–780.
- 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. <http://doi.org/10.5367/te.2012.0171>
- Lillo-Bañuls, A. y Casado-Díaz, J. M. (2015). Exploring the relationship between educational mismatch, earnings and job satisfaction in the tourism industry. *Current Issues in Tourism*, 18(4), 361–375. <http://doi.org/10.1080/13683500.2014.915796>
- Lillo-Bañuls, A. y Ramón Rodríguez, A. B. (2005). Returns on education in the Spanish tourism labour market. *Tourism Economics*, 11(1), 119–132. <http://doi.org/10.5367/0000000053297176>
- Marchante-Mera, A., Ortega-Aguaza, B. y Pagán-Rodríguez, R. (2005). Educational mismatch and wages in the hospitality sector. *Tourism Economics*, 11(1), 103–117. <http://doi.org/10.5367/0000000053297149>
- Marchante-Mera, A., Ortega-Aguaza, B., y Pagán-Rodríguez, R. (2007). An analysis of educational mismatch and labor mobility in the hospitality industry. *Journal of Hospitality & Tourism Research*, 31(3), 299–320. <http://doi.org/10.1177/1096348007299920>
- Mincer, J. (1974). *Schooling, experience and earnings*. New York: Columbia University Press.
- Mora, J.J. y Muro, J. (2008). Sheepskin effects by cohorts in Colombia. *International Journal of Manpower*, 29, 111–121. <https://doi.org/10.1108/01437720810872686>
- Moreno, G. y Cebrián, I. (2006). Principales rasgos del trabajo remunerado en España y en la UE. En M. J. Vara (Coord.), *Estudios sobre género y economía* (pp. 187-205). Madrid: Akal Ediciones.

- Muñoz-Bullón, F. (2009). The gap between male and female pay in the Spanish tourism industry. *Tourism Management*, 30(5), 638–649. <http://doi.org/10.1016/j.tourman.2008.11.007>
- Ons-Cappa, M., García-Pozo, A. y Sánchez-Ollero, J.L. (2017). Incidencia de factores personales y laborales en los salarios del sector hostelero: una visión de género. *Cuadernos de Turismo*, (39), 417-436. <https://doi.org/10.6018/turismo.39.290631>
- Phelps, E. (1972). The statistical theory of racism and sexism. *American Economic Review*, 62(4), 659–661.
- Santero-Sánchez, R., Segovia-Pérez, M., Castro-Nuñez, B., Figueroa-Domecq, C. y Talón-Ballesteros, P. (2015). Gender differences in the hospitality industry: a job quality index. *Tourism Management*, 51, 234-246. <https://doi.org/10.1016/j.tourman.2015.05.025>
- Sicherman, N. (1991). Overeducation in the labour market. *Journal of Labor Economics*, 9(2), 101–122.
- Schultz, T. W. (1959). Investment in man: an economist's view. *Social Service Review*, 33(2), 109–117.
- Schultz, T. W. (1961). Investment in human capital. *The American Economic Review*, 51(1), 1–17.
- Skalpe, O. (2007). The CEO gender pay gap in the tourism industry – Evidence from Norway. *Tourism Management*, 28(3), 845-843. <https://doi.org/10.1016/j.tourman.2006.06.005>
- Sparrowe, R. T. y Iverson, K. M. (1999). Cracks in the glass ceiling? An empirical study of gender differences in income in the hospitality industry. *Journal of Hospitality y Tourism Research*, 23(1), 4–20. <http://doi.org/10.1177/109634809902300102>
- Spence, M. (1973). Job market signalling. *The Quarterly Journal of Economics*, 87(3), 355–374.
- Strauss, H. y Maisonroue, C. (2009). The wage premium on tertiary education: new estimates for 21 OECD countries. *OECD Journal: Economic Studies*, (1), 1–29. [http://doi.org/10.1787/eco\\_studies-v2009-art7-en](http://doi.org/10.1787/eco_studies-v2009-art7-en)
- Thrane, C. (2008). Earnings differentiation in the tourism industry: gender, human capital and socio-demographic effects. *Tourism Management*, 29(3), 514–524. <http://doi.org/10.1016/j.tourman.2007.05.017>
- Thrane, C. (2010). Education and earnings in the tourism industry. The role of sheepskin effects. *Tourism Economics*, 16(3), 549–563. <http://doi.org/10.5367/000000010792278284>
- Thurow, L. C. y Lucas, R. (1972). *The American distribution of income: a structural problem*. Washington DC: US Government Printing Office.