

Una panorámica de género sobre la segregación laboral en España

MARÍA LUCÍA NAVARRO GÓMEZ

MARIO F. RUEDA NARVÁEZ

Universidad de Málaga

El presente trabajo tiene como objetivo cuantificar el grado en que hombres y mujeres se encuentran segregados en el mercado laboral español; es decir, en qué medida los asalariados se concentran en empleos de distinta naturaleza en función de su sexo. La cuestión es interesante dentro del campo más amplio de las diferencias salariales de género, dado que distintas preferencias o una mayor discriminación en contra de la mujer en algunos empleos puede dar lugar a que éstas se concentren en determinados segmentos del mercado. A su vez, esto provocaría un exceso de oferta de trabajo en tales segmentos, que podría deprimir los salarios recibidos individualmente en los empleos más feminizados (hipótesis de concentración; Bergman, 1974).

Así, a partir de datos del Panel de Hogares de la Unión Europea (INE, 1994-2000), planteamos en primer lugar un análisis descriptivo del grado de

segregación por género en ocupaciones y sectores de actividad en el mercado laboral español, investigando la remuneración promedio en las distintas categorías. Posteriormente, mediante la estimación de diversos modelos de ganancias, investigaremos en qué medida la tasa de feminización en las distintas ocupaciones y sectores de actividad se asocia a menores salarios individuales tanto para mujeres como hombres, contribuyendo a explicar, al menos en parte, el diferencial en salarios por género. Los resultados obtenidos, por tanto, supondrán una aportación a la literatura sobre discriminación salarial contra las mujeres en España.

Palabras clave: Segregación laboral; Salarios; Discriminación.

Los autores agradecen la financiación recibida en el marco del proyecto Indicadores Sociales (SEJ-157) de la Junta de Andalucía.

INTRODUCCIÓN

La existencia de diferencias salariales, sistemáticas y persistentes en el tiempo, entre hombres y mujeres es una cuestión de interés social y político en general. Además, su estudio ha sido fuente de abundante literatura en el campo de la economía laboral desde hace unas décadas. Para el caso español, la evidencia coincide en señalar que la diferencia en salarios promedio observada entre hombres y mujeres (el diferencial bruto de género) no se debe a que los dos grupos sean diferentes en cuanto a sus determinantes salariales, sino a que tales características se pagan de acuerdo a distintas escalas (ver, por ejemplo, De la Rica y Ugidos, 1995; García y otros, 2001). Recientemente, el interés se ha centrado en evaluar cómo varía el grado de remuneración diferencial a lo largo de la distribución salarial (De la Rica y otros, 2008) y entre distintos grupos de asalariadas en función de su nivel educativo y otras características (Del Río y otros, 2011, Navarro y Rueda, 2011).

En este trabajo pretendemos analizar el efecto en las diferencias salariales globales causado por el fenómeno de la segregación ocupacional. Este fenómeno puede definirse como la situación en la que la proporción de mujeres (o, de modo equivalente, hombres) en un tipo de empleo (ocupación) es en general distinta a la proporción de mujeres en el total de la población activa. Esto implica, por tanto, que el peso relativo de las mujeres no es independiente de la ocupación que se considere, lo que se comprueba fácilmente a partir de datos empíricos, independientemente del ámbito espacial o temporal contemplado. Esta regularidad empírica provoca al menos dos preguntas. En primer lugar, ¿cuál es el mecanismo por el que las mujeres tienden a concentrarse en unos determinados empleos y estar infrarrepresentadas en otros? En segundo lugar, ¿cuál es el efecto de esta concentración en los salarios de hombres y mujeres?

En torno a los factores que pueden generar segregación, existen como mínimo tres posibles explicaciones¹. En primer lugar, a partir de modelos de discriminación basados en el "gusto" o prejuicios (Becker, 1971), una conclusión habitual es que si hay diferencias en el grado de discriminación por parte de las distintas empresas, las mujeres tenderían a concentrarse en las menos discriminatorias. Esto podría terminar en un patrón de segregación ocupacional si las empresas tienen una mayor preferencia por la discriminación en algunos tipos de empleos y menos en otros. En segundo lugar, podrían existir normas sociales que disuadieran el empleo de mujeres en algunos trabajos (Johnson y Stafford, 1997). Finalmente, la concentración de las mujeres en ciertos empleos podría responder a las preferencias (quizás endógenas respecto de comportamientos discriminatorios, laborales o de ámbito más amplio) y al comportamiento optimizador individual. Así, Mincer y Polachek (1974), Polachek (1981) y Weiss y Gronau (1981) utilizan modelos de capital humano heterogéneo, donde los individuos eligen la cantidad y tipo de inversión que realizan. Los distintos tipos de capital humano conducen a diversas ocupaciones y presentan, además, distintas tasas de depreciación. El punto de partida es que las mujeres pueden dedicarse con mayor aprovechamiento o facilidad que los hombres a actividades no mercantiles (como el cuidado de niños y otras labores familiares), al menos durante algunas

¹ Una panorámica de la literatura puede encontrarse en Altonji y Blank (1999).

etapas de su vida. De este modo, sería óptimo, desde el punto de vista de la mujer, invertir en los tipos de capital humano con menor tasa de depreciación, lo que a su vez conduciría a unas ocupaciones distintas de las de los hombres (asociadas éstas al capital humano que se deprecia con más rapidez).

Independientemente de las causas que estén detrás de la segregación ocupacional, también cabe preguntarse cómo afectaría ésta al diferencial de salarios entre trabajadores y trabajadoras. En este sentido, Bergmann (1971 y 1974) desarrolla lo que se conoce como la hipótesis de concentración. Su argumentación es que si las mujeres se concentran en una cantidad limitada de empleos, y especialmente si ello se debe a la existencia de barreras para acceder a los demás (como en el caso de que la discriminación patronal sea mayor para unos empleos que para otros), se producirá un exceso de oferta en los empleos "femeninos". Este exceso de oferta provocaría una disminución de los salarios en esos trabajos, independientemente del sexo, aunque afectando en mayor medida a las mujeres, y explicando este hecho parte de la diferencia salarial media.

El principal objetivo del presente trabajo es verificar si esta hipótesis de concentración se cumple en España. Para ello, utilizando datos procedentes del Panel de Hogares de la Unión Europea (INE, 1994-2000), estudiamos el grado de segregación por ocupaciones y sectores de actividad, comprobando si el salario promedio en estas categorías es decreciente en la proporción de trabajadoras que la conforman.

El resto del trabajo se distribuye de la siguiente manera: el segundo epígrafe presenta brevemente la fuente de datos y las variables utilizadas. En el tercer epígrafe realizamos un análisis descriptivo de la concentración de hombres y mujeres, tanto en ocupaciones como en sectores de actividad. En el cuarto epígrafe pasamos a estimar econométricamente el efecto sobre los salarios de la feminización de los empleos, realizando descomposiciones de Oaxaca (1973) para indicar la importancia de esta variable en la diferencia salarial media. Finalmente, se extraen las principales conclusiones del estudio.

DATOS Y VARIABLES

Los datos individuales utilizados en este trabajo han sido extraídos de las siete primeras olas del PHOGUE (INE, 1994-2000), en su sección española. En esta encuesta, los residentes de una muestra representativa de hogares en España son entrevistados año tras año, incluyendo entre aquéllos a los trabajadores asalariados. En el cuestionario de la encuesta se recogen las principales variables de interés para nuestro estudio. Además del sexo del trabajador y su salario, aparece información sobre los principales determinantes salariales considerados en la literatura empírica. Utilizamos principalmente información sobre el capital humano y los empleos de cada individuo. Entre el primer grupo, tenemos el nivel educativo (medido en años "teóricos", es decir el número mínimo de años que se tarda en alcanzar cada nivel), la experiencia laboral (medida como el tiempo desde que el individuo obtuvo su primer empleo²) y la anti-

² Por tanto, se trata de una medida potencial, ya que se incluye como experiencia el tiempo que los asalariados han pasado en el desempleo o la inactividad. Así, esta variable sobreestima el valor verdadero de la experiencia

güedad laboral, medida como los años en el mismo empleo para aquellos individuos con menos de 10 años de antigüedad. En cambio, como a partir de los 10 años se desconoce la duración exacta, debido al diseño de la encuesta, construimos una variable ficticia que agrupa a los trabajadores de 10 o más años de antigüedad, a fin de diferenciarlos del resto. En cuanto a las características del empleo, consideramos si éste es a tiempo parcial y si se realiza en el sector público, además de contemplar la ocupación del asalariado y el sector económico de actividad de su empresa. También incluimos una variable binaria para los trabajadores que viven en pareja (estando, o no, casados) y la tasa de paro en cada región y periodo³.

Para el estudio que aquí realizamos son de especial importancia, como grupos en los que hombres y mujeres se encuentran segregados, la categoría ocupacional (recogida en 18 categorías basadas en la clasificación ISCO88 de la Organización Internacional del Trabajo) y el sector de actividad de la empresa (también en 18 categorías, en este caso basada en la clasificación NACE de la Unión Europea)⁴. Nuestro interés no se centrará tan sólo en comparar las distintas categorías laborales y ver cómo hombres y mujeres se distribuyen en las mismas, sino que utilizaremos la proporción de mujeres en cada grupo de trabajadores como un indicador de la "feminización" del grupo. Para ello, se calculan dos variables de feminización; la primera incluye la proporción de mujeres en la ocupación concreta del asalariado/a y la segunda, la proporción análoga en su sector de actividad.

En la medida en que nos preocupa el reparto observado de hombres y mujeres en las diversas ocupaciones, cabe preguntarse si los datos extraídos del PHOGUE son representativos del mercado español en el periodo del análisis. En la Tabla A1 del anexo se muestra cómo el peso de cada ocupación sobre el total de la fuerza laboral, según los datos del panel y de la EPA, es bastante similar. Dado que esta última es la encuesta de referencia sobre el mercado de trabajo, tomamos la coincidencia como un indicador de representatividad.

Finalmente, hay que señalar que disponemos de un panel incompleto de datos para realizar nuestro análisis, debido tanto al propio desgaste del panel (individuos que por alguna razón desaparecen de la muestra) como al hecho de que en algunos periodos de la encuesta los individuos no se encuentran en la situación de trabajo asalariado (principalmente, debido a que están parados o inactivos). Así, una vez eliminados los casos con información incompleta en alguna de las variables consideradas, tenemos 30.203 observaciones de asalariados en el periodo 1994-2000. De éstas, casi dos tercios (19.702) corresponden a hombres y el resto (10.503) corresponden a mujeres.

laboral. Además, dado que tales interrupciones son más frecuentes para las mujeres, la sobreestimación es mayor para éstas.

³ Dado que el PHOGUE proporciona información sobre la residencia de los hogares sólo a nivel de NUTS1 (7 regiones que incluyen varias comunidades autónomas), calculamos una media a partir de la tasa de paro de las comunidades en cada región, ponderando por el número de activos.

⁴ Una información más detallada sobre las categorías y su denominación, así como sobre el modo de recogida de estos datos aparece en la documentación de diseño del PHOGUE (INE, 2000).

ANÁLISIS DESCRIPTIVO DE LA SEGREGACIÓN EN EL EMPLEO

En este epígrafe examinamos el grado en que hombres y mujeres tienden a concentrarse en distintos empleos en el mercado laboral español. En primer lugar veremos la segregación en las distintas ocupaciones y estudiaremos cómo varían de una a otra los salarios promedio recibidos por los asalariados. En un segundo subepígrafe realizaremos un análisis análogo distinguiendo entre sectores de actividad.

Segregación por ocupación

Como hemos mencionado, ciertas teorías apuntan a la segregación ocupacional como causa de las diferencias salariales observadas entre hombres y mujeres. El concepto de segregación ocupacional se define usualmente como una situación en la que la proporción de mujeres en los distintos tipos de empleos difiere sistemáticamente de la proporción que representan sobre el total de asalariados, lo que sería en principio fruto de diferentes grados de discriminación (patronal) en las diversas ocupaciones (Bergman, 1974). En esas circunstancias, las mujeres tenderían a realizar empleos en los que estuvieran menos discriminadas, evitando aquéllos en los que la situación fuera peor.

La Tabla 1 muestra los salarios medianos⁵ en cada una de las ocupaciones recogidas por el PHOGUE. Asimismo, presenta la proporción de hombres y mujeres en cada ocupación (entre paréntesis en la tabla) y el ratio entre los salarios medianos de ambos sexos (mujeres frente a hombres, en la última columna), indicando su distancia a 1 las diferencias salariales de las mujeres respecto a los hombres en cada ocupación. Con esta información, es de interés comparar la situación en cada subgrupo con la del total de la muestra, que aparece en la última fila de la Tabla 1, comprobándose que, en total, las mujeres representan un 35% de las observaciones de asalariados y cobran un salario un 18% inferior a la mediana masculina (ya que su salario mediano es un 82% del masculino).

En primer lugar, cabe destacar que los datos revelan efectivamente la existencia de empleos “de hombres” y “de mujeres”. De no existir segregación, la proporción de mujeres en cada ocupación aquí recogida debería acercarse al 35% mencionado para el conjunto de la muestra. Así, si se establece una horquilla de un 10% por arriba y por abajo, puede comprobarse que sólo 6 de las 19 categorías ocupacionales recogidas en el PHOGUE presentan una distribución de hombres y mujeres relativamente cercana a la del conjunto de la fuerza laboral. Aunque la magnitud de la horquilla es más o menos arbitraria, ésta proporciona una idea bastante clara del grado de segregación que, sin ser completa (no hay trabajos exclusivamente masculinos o femeninos), sí es acusada en casi todas las ocupaciones.

⁵ Se toma la mediana y no la media porque las distribuciones salariales presentan una gran asimetría y dispersión en sus valores, siendo el primer promedio preferible al segundo en estos casos.

Tabla 1: Salarios medianos (en pts. constantes de 1992) y porcentaje de trabajadores, por sexo y ocupación^a

Ocupación	Total	Hombres	Mujeres	Ratio (M/H)
Directivos AA.PP. y empresas	277.110,18	293.583,11	209.923,66	0,72
	561	(88,06)	(11,94)	
Gerentes de empresas	154.915,01	166.786,53	146.564,89	0,88*
	155	(72,26)	(27,74)	
Profesionales científicos, de ingeniería y médicos	205.662,58	242.163,69	174.496,64	0,72
	1.431	(58,14)	(41,86)	
Profesores de enseñanza superior y media	185.517,17	193.364,34	181.873,29	0,94
	1.804	(37,36)	(62,64)	
Otros profesionales (incluye a los del derecho y asesores)	173.456,60	201.750,76	148.902,76	0,74
	760	(54,21)	(45,79)	
Técnicos científicos, de ingeniería y sanitarios	150.045,47	162.370,25	127.629,58	0,79
	1.024	(72,07)	(27,93)	
Maestros y otros profesionales de nivel medio	143.332,85	157.521,51	125.124,13	0,79
	2.124	(58,57)	(41,43)	
Oficinistas e información al cliente	113.525,74	130.039,41	102.272,47	0,79
	3.507	(43,37)	(56,63)	
Trabajadores de servicios personales, restauración y seguridad	98.718,04	114.503,82	83.880,89	0,73
	2.728	(51,98)	(48,02)	
Dependientes de comercio	84.630,23	100.030,31	76.335,88	0,76
	1.742	(46,33)	(53,67)	
Trabajadores agrarios cualificados	90.936,65	92.136,83	62.521,42	0,68
	478	(91,84)	(8,16)	
Oficiales de construcción y minas	101.858,13	106.870,23	77.296,15	0,72
	3.532	(85,99)	(14,01)	
Oficiales de industria y mecánicos	120.036,37	121.171,32	94.513,63	0,78
	2.326	(96,00)	(4,00)	
Operadores de instalaciones y conductores	114.797,17	115.171,04	78.151,78	0,68
	1.896	(98,68)	(1,32)	
Operadores de maquinaria y montadores	106.944,54	118.436,64	84.182,85	0,71
	1.073	(73,16)	(26,84)	
Vendedores no cualificados y personal doméstico	81.933,92	102.416,79	64.745,36	0,63
	2.445	(36,36)	(63,64)	
Peones agrarios	71.570,58	76.335,88	59.070,51	0,77
	649	(73,34)	(26,66)	
Peones de minería, construcción e industria	90.343,13	91.603,05	74.220,29	0,81
	1.724	(86,37)	(13,63)	
Fuerzas armadas	152.671,76	157.522,72	75.126,22	0,48
	246	(93,90)	(6,10)	
Total	111.880,44	118.436,64	96.937,06	0,82
	30.203	(65,23)	(34,77)	

a: El porcentaje de trabajadores de cada sexo en la ocupación correspondiente se presenta entre paréntesis. En la primera columna aparece, además, el número total de observaciones en cada categoría.

* La diferencia en medianas no es significativa a un nivel de confianza del 10%.

Concretamente, se encuentra una escasa representación de mujeres en empleos de responsabilidad (directivos y gerentes de empresa), varias ocupaciones del sector secundario (oficiales de construcción e industrial, operadores de instalaciones y peones de construcción e industria) y del primario (trabajadores cualificados y peones agrarios). Por el contrario, en muchas de las ocupaciones asociadas con el sector servicios existe una sobre-representación de mujeres. Así, la proporción es elevada entre los profesores de los distintos niveles de enseñanza, profesiona-

les de nivel superior (científicos, médicos y otros), oficinistas, trabajadores de servicios personales y restauración, dependientes de comercio, y vendedores y personal doméstico.

Puede verse que aunque existen profesiones masculinas y femeninas en distintas posiciones de la escala salarial, no se aprecia, en principio, una relación clara entre la feminización de cada tipo de empleo y el salario. Esto es interesante por su relación con la hipótesis de concentración (Bergman, 1971). Según ésta, los miembros del grupo minoritario, al ser empujados hacia un subconjunto de las ocupaciones por los distintos grados de discriminación patronal provocarían un exceso de oferta en esos empleos, lo que haría bajar sus salarios. Por lo tanto, en el caso de la discriminación contra las mujeres, las ocupaciones en las que éstas se concentren presentarían menores salarios, también para los hombres que las desempeñaran. Si bien la Tabla 1 no muestra una evidencia clara que respalde esta hipótesis, también debe tenerse en cuenta que ignora el efecto de otros factores importantes en la determinación salarial (educación, experiencia laboral...) que suelen incluirse en el análisis de esta cuestión (una revisión puede encontrarse en Sorensen, 1990). De hecho, en la siguiente sección precisamente comprobaremos, mediante la estimación econométrica de funciones de ganancias, si un mayor porcentaje de mujeres en cada ocupación (una mayor tasa de feminización) implica, *ceteris paribus*, un menor salario individual, tanto para hombres como para mujeres.

Por otra parte, se observan asimismo discrepancias en la magnitud de la diferencia salarial entre hombres y mujeres, según la ocupación considerada (ratio M/H, en la última columna). En cualquier caso, lo más destacable es que sólo en dos de ellas (gerentes de empresa y profesores de enseñanza superior y media) el diferencial es inferior al 18% que existe en el total de la muestra (12% y 6%, respectivamente, para cada una de esas ocupaciones). Además, en el primer caso, el salario mediano no es significativamente distinto entre los dos sexos, si bien esto debe tomarse con cautela dado el reducido número de observaciones en esa categoría. En el otro extremo, dejando aparte el caso de las fuerzas armadas, las diferencias de mayor magnitud se encuentran en algunas de las ocupaciones que menos pagan (trabajadores agrarios cualificados, operadores de instalaciones y conductores, y vendedores no cualificados y personal doméstico, con diferenciales en salarios por encima del 30%). Con alguna notable excepción, como la categoría de vendedores no cualificados y personal doméstico, estas ocupaciones también están caracterizadas por una escasa representación femenina, lo que sugiere que las mujeres efectivamente se concentran en las ocupaciones en las que están menos discriminadas.

Segregación por sector de actividad

En el contexto de la segregación en el mercado de trabajo, el PHOGUE incluye información detallada acerca del sector de actividad en el que trabaja cada asalariado, por lo que esta variable también puede ser utilizada para analizar dicho fenómeno. Al igual que ocurría con las distintas ocupaciones, es concebible pensar que distintos grados de presión social o discriminación afecten a las mujeres en los distintos sectores de la economía. Una advertencia es, sin embargo, que mientras que las ocupaciones contempladas anteriormente pueden interpretarse como conjuntos de trabajadores relativamente homogéneos en cuanto a formación y salarios, lo mismo no ha de cumplirse necesariamente para los sectores de actividad. Esto debe tenerse en cuenta al analizar la distribución de hombres y mujeres en los mismos.

La Tabla 2 presenta, con la misma estructura que la anterior, los salarios medianos en cada uno de los 18 sectores de actividad considerados en el PHOGUE, así como el ratio salarial mujeres/hombres (última columna) y la proporción de hombres y mujeres en cada categoría. En primer lugar, se observa que también existe una segregación aproximadamente de la misma magnitud que la comentada antes. En efecto, sólo en 4 de los 18 sectores hay una proporción de mujeres parecida (no diferente en un 10% en valor absoluto) a la del conjunto de los asalariados.

Tabla 2: Salarios medianos (pts. constantes de 1992) y porcentaje de trabajadores, por sexo y sector de actividad^a.

Sector de actividad	Total	Hombres	Mujeres	Ratio (M/H) ^b
Agricultura y pesca	79.036,72	83.880,89	60.807,01	0,72
	1.108	(82,94)	(17,06)	
Minería, agua y energía	154.625,28	158.534,88	119.083,97	0,75
	520	(95,58)	(4,42)	
Industria alimentaria	103.386,02	110.452,43	85.884,21	0,78
	1.144	(69,67)	(30,33)	
Industria textil	85.496,18	99.120,95	76.581,87	0,77
	907	(44,21)	(55,79)	
Industria maderera y artes gráficas	109.123,98	112.928,91	96.186,78	0,85
	753	(81,67)	(18,33)	
Industria química y petrolera	125.190,84	128.922,70	110.540,86	0,86
	985	(78,98)	(21,02)	
Industria metalúrgica y mecánica	126.332,41	128.171,79	115.171,04	0,90
	1.394	(91,89)	(8,11)	
Industria eléctrica y de transporte	123.095,42	129.645,30	89.889,92	0,69
	1.350	(85,33)	(14,67)	
Construcción	104.851,11	105.015,15	96.058,71	0,91
	3.119	(95,96)	(4,04)	
Comercio y servicio técnico	93.705,82	104.349,80	78.957,76	0,76
	3.864	(59,96)	(40,04)	
Hostelería	89.026,98	96.598,93	81.076,88	0,84
	1.491	(54,33)	(45,67)	
Transporte y comunicaciones	126.907,15	127.856,93	117.433,24	0,92
	1.824	(83,17)	(16,83)	
Intermediación financiera	198.973,55	220.187,33	151.050,06	0,69
	953	(70,20)	(29,80)	
Servicios a empresas y actividades inmobiliarias	98.956,58	118.320,61	87.786,26	0,74
	1.805	(48,31)	(51,69)	
Administración pública	136.527,58	144.279,72	124.221,80	0,86
	2.857	(66,57)	(33,43)	
Educación	175.647,04	186.380,22	167.791,22	0,90
	2.280	(36,23)	(63,77)	
Sanidad	126.299,18	161.664,44	119.908,45	0,74
	1.987	(29,34)	(70,66)	
Servicio doméstico y otros servicios personales	79.089,22	113.111,50	57.585,52	0,51
	1.862	(41,46)	(58,54)	
Total	111.880,44	118.436,64	96.937,06	0,82
	30.203	(65,23)	(34,77)	

a: El porcentaje de trabajadores de cada sexo en la ocupación correspondiente se presenta entre paréntesis. En la primera columna aparece, además, el número total de observaciones en cada categoría. b: Las medianas son diferentes para hombres y mujeres en todos los sectores a un nivel de confianza del 10%.

Actividades esencialmente masculinas son las del sector primario (agricultura y pesca) y la gran mayoría de las del sector secundario, a excepción de la textil, en la que las mujeres son mayoría, y la alimentaria, donde no están especialmente poco representadas (30% de participación). En el otro extremo, los sectores en los que las mujeres cuentan con una representación más alta se inscriben dentro de los servicios. Educación, sanidad, servicio doméstico son ejemplos en los que, además, su presencia es mayoritaria.

Tampoco en este caso parece que haya una relación clara entre la proporción de mujeres en cada sector de actividad y los salarios pagados a los trabajadores. Vemos, de hecho, categorías con salarios altos (en relación con la mediana para toda la muestra) en las que las mujeres son la mayoría de la fuerza de trabajo, como es el caso de la sanidad y la educación. Del mismo modo, en hostelería e industria textil coexisten salarios bajos con una alta proporción de mujeres. Algo parecido puede decirse de los hombres, que son gran mayoría en varios sectores industriales de salarios altos, si bien en el extremo contrario sólo puede encontrarse el ejemplo de la agricultura y la pesca, que presenta el salario mediano más bajo con una alta proporción de trabajadores masculinos. De nuevo, volveremos a analizar esto en más detalle mediante el uso de ecuaciones de ganancias.

También existen diferencias en la magnitud del diferencial en salarios entre hombres y mujeres según el sector de actividad. Así, éste es especialmente grande entre los empleados del servicio doméstico y otros servicios personales, donde las mujeres cobran un 49% menos que los hombres, y en los sectores de intermediación financiera e industria eléctrica, con un 31% de salarios inferiores en ambos casos. Quizás pueda argumentarse que ambas categorías recogen una tipología bastante amplia de trabajadores y que hombres y mujeres estén ocupando, en realidad, puestos distintos aunque pertenezcan al mismo sector. En el otro extremo, la diferencia es bastante reducida entre los asalariados de la educación (un 10%), transporte (un 8%), construcción (un 9%) e industria metalúrgica (un 10%). Sin embargo, no parece existir una conexión clara entre la feminización de cada sector y la correspondiente diferencia en salarios. En el servicio doméstico, donde la diferencia es grande, las mujeres son mayoría, pero son minoritarias en la industria eléctrica. Por otra parte, entre los sectores con diferenciales reducidos, los hay tanto mayoritariamente femeninos (como el de educación) como predominantemente masculinos (como la construcción y otros sectores industriales), aunque hay más sectores con esta característica.

ANÁLISIS ECONÓMICO DE LA SEGREGACIÓN LABORAL

En este epígrafe comprobamos económicamente si en el mercado de trabajo español se verifica la citada hipótesis de concentración. Es decir, ¿se asocia una mayor proporción de mujeres en una ocupación dada con salarios inferiores, tanto para las mujeres como para los hombres? Para responder a esta pregunta, planteamos estimar ecuaciones de salarios del tipo de Mincer (1974), por separado para hombres y mujeres:

$$\ln(w_{it}) = x'_{it}\beta + u_{it},$$

donde w_{it} representa el salario mensual neto, en términos reales (precios de 1992) recibido por el individuo i -ésimo de la muestra en el año t . A su vez, x_{it} es un vector que recoge el valor de un conjunto de variables individuales, que afectan al salario (en logaritmos) con los correspondientes coeficientes recogidos en el vector β . Finalmente, u_{it} es la perturbación aleatoria correspondiente a cada observación. Además, la estimación se realiza independientemente para las muestras de hombres y mujeres, a fin de permitir que los rendimientos estimados de las distintas características, recogidos en β , sean diferentes según el sexo. Al estimar el modelo por mínimos cuadrados ordinarios (MCO), debemos tener en cuenta que las perturbaciones, recogidas en u_{it} probablemente no sean independientes para las observaciones correspondientes al mismo individuo (mismo i)⁶. Aunque esto no afecta a la consistencia de los parámetros estimados, sí hace inconsistentes sus errores estándar. Por tanto, para contrastar la significatividad de las variables, calculamos errores estándar robustos a la no independencia entre observaciones del mismo individuo.

En el vector de regresores incluimos una cuantificación del grado de feminización de cada ocupación o sector de actividad, medida como la proporción de mujeres sobre el total de trabajadores en la categoría en la que se encuentre el trabajador. Esta tasa de feminización, que depende del sector de actividad u ocupación del trabajador y se corresponde con los porcentajes mostrados en las tablas 1 y 2, es la variable principal del análisis. Si, efectivamente, la concentración de mujeres en ocupaciones provoca un exceso de oferta de trabajo en algunos nichos del mercado, esperaríamos que esta tasa de feminización tuviera asociado un coeficiente negativo, recogiendo el hecho de que, siendo iguales el resto de características, trabajar en un empleo más femenino reduce el salario.

Las Tablas 3 y 4 recogen, respectivamente, los resultados de estimar para hombres y mujeres el modelo descrito, incluyendo en primer lugar la tasa de feminización de cada ocupación y, posteriormente, la tasa de mujeres en cada sector de actividad. Además de estas variables descritas anteriormente, incluimos en la especificación una serie de controles individuales, con información de capital humano (educación, experiencia y antigüedad laboral), del empleo (variables ficticias para trabajadores a tiempo parcial y del sector público, respectivamente) y dos controles adicionales: tasa de paro regional (que mide el estado de los mercados de trabajo locales) y una variable ficticia para los trabajadores que viven en pareja. Comentamos primero los coeficientes de estos regresores adicionales antes de pasar a analizar el efecto de la segregación.

La tabla 3 indica, en primer lugar, que el efecto de un año adicional de educación incrementa el salario mensual neto en casi un 6%, tanto para hombres como para mujeres. El resultado positivo puede explicarse a partir de la teoría del capital humano (Becker, 1964), según la cual cada año de educación conlleva una inversión en habilidades que aumentan la productividad del individuo y, por tanto, el salario al que puede acceder en el mercado. En cualquier caso, este efecto del 6% por año es de una magnitud comparable a la investigación reciente, tanto en España como a nivel internacional (para España, pueden encontrarse resultados en Lassibi-

⁶ Además, téngase en cuenta que el ajuste por MCO implica estimar el efecto de las variables sobre el valor esperado del salario, y no sobre la mediana que hemos utilizado en el epígrafe anterior. El uso de una regresión sobre la media es preferible por las propiedades de la descomposición de Oaxaca que efectuamos más adelante. Por otra parte, la transformación en logaritmos suaviza el problema ya comentado de la asimetría en los salarios.

lle, 1998; Oliver y otros, 1999 y Arrazola y de Hevia, 2008; a nivel internacional, véase Psacharopoulos y Patrinos, 2004). Además, teniendo en cuenta que el coeficiente es muy similar para ambos sexos, no parece que las diferencias salariales puedan explicarse por un distinto pago a las inversiones en educación.

Siguiendo con las características de capital humano, el efecto de la experiencia laboral (medida en años) y de su valor al cuadrado corroboran el habitual perfil salarios-edad, donde más años en el mercado de trabajo proporcionan un incremento salarial que es cada vez más pequeño (debido al coeficiente negativo estimado para la experiencia al cuadrado). Se constata, además, que el coeficiente de la experiencia es bastante mayor para los hombres, lo que indica un rendimiento más alto de la experiencia entre los asalariados masculinos. Una posible explicación de este resultado puede provenir de que, como hemos señalado previamente, la medida de experiencia que utilizamos sobreestime el tiempo real pasado en el mercado de trabajo, y esto en mayor medida para las mujeres. Por tanto, el menor rendimiento salarial de la experiencia entre las asalariadas podría deberse a este mayor grado de imprecisión de la variable para las mujeres, que sesgaría el coeficiente hacia cero en mayor medida que en los hombres.

De manera similar a la experiencia, nuestros resultados también muestran un salario superior a medida que aumenta la antigüedad en el empleo. En este caso, durante los primeros 10 años el efecto parece bastante similar para hombres y mujeres. Sin embargo, a partir de los 10 años⁷, el premio salarial es mayor para los hombres (un 17% en comparación con un trabajador sin antigüedad en el caso de los hombres y un 10% para las mujeres). De nuevo, podemos asumir que la antigüedad, cuando ésta supera los 10 años, tiende a ser mayor para los varones.

Tabla 3: Resultados de las regresiones salariales con tasa de feminización por ocupación (MCO).

Variable	Hombres			Mujeres		
	Coef.		Err. Est.	Coef.		Err. Est.
Educación (años)	0,0580	***	0,0017	0,0571	***	0,0017
Experiencia	0,0217	***	0,0013	0,0163	***	0,0016
Experiencia (cuadrado)	-0,0003	***	0,0000	-0,0003	***	0,0000
Antigüedad	0,0047	***	0,0004	0,0052	***	0,0005
Antigüedad (cuadrado)	-0,0000	***	0,0000	-0,0000	***	0,0000
Antigüedad (10 o más años)	0,1550	***	0,0126	0,0937	***	0,0183
Tasa de paro regional	-0,8521	***	0,0642	-0,6636	***	0,0791
Vive en pareja	0,1329	***	0,0119	0,0474	***	0,0115
Tiempo parcial	-0,5186	***	0,0250	-0,5178	***	0,0154
Sector público	0,0101		0,0113	0,1697	***	0,0133
Tasa de feminización	-0,0563	***	0,0206	-0,1366	***	0,0326
Constante	10,8498	***	0,0243	10,7045	***	0,0293
Nº observaciones	19.702			10.503		
R ²	0,5166			0,6335		

***: significativo al 1%, **: al 5%, *: al 10%. Errores estándar robustos.

⁷ Tal y como se ha mencionado, la información original se encuentra censurada a partir de esa cantidad en el PHOGUE.

En cuanto al resto de variables, un par de resultados adicionales son interesantes. Así, vivir en pareja implica un mayor salario para hombres y mujeres, sobre todo en el caso de los primeros. Este efecto es recurrente en los trabajos empíricos, señalando que los hombres casados aprovechan más parte del tiempo que liberan de las tareas domésticas, que suelen realizar sus esposas, dedicando ese tiempo excedente a actividades laborales. Por otra parte, trabajar en el sector público otorga un premio salarial importante para las mujeres (con unas ganancias un 18% superiores a las de una asalariada del sector privado), mientras que en el caso de los hombres no hay diferencias significativas en el salario mensual. El hecho de que el sector público proporcione mejores condiciones salariales a las mujeres ha sido comprobado, para España, en de la Rica y Ugidos (1995), Lassibille (1998), mientras que Arulampalam y otros (2007) muestran que esto es relativamente común en la Unión Europea⁸. Una explicación para este resultado puede ser que en el sector público, dada su burocratización, sea más difícil aplicar escalas salariales distintas a hombres y mujeres, o que la conciliación de la vida laboral y familiar sea más fácil merced a horarios más reducidos o flexibles.

Finalmente, pasando a nuestra variable de feminización, comprobamos, efectivamente, que la proporción de mujeres en la ocupación tiende a deprimir los salarios. Este efecto negativo existe tanto para mujeres como para hombres, aunque para ellos la magnitud es bastante inferior. Dado que la variable está medida en tanto por uno, incrementar la proporción de mujeres en un 10% implica una reducción del salario femenino en un 1,27%, mientras que en el caso de los hombres, un incremento similar de la tasa de feminización reduciría sus salarios un 0,55%. La magnitud del efecto no es excesiva (a modo de comparación, el efecto negativo de la tasa regional de paro es unas 5 veces mayor para las mujeres), pero comprobamos que la influencia es significativa. Por tanto, la evidencia es compatible con la hipótesis de concentración: una mayor presencia de mujeres en una ocupación aumenta el trabajo del que disponen las empresas y les permite pagar un menor salario. Además, es interesante constatar la diferente influencia para hombres y mujeres, que induce a pensar que los hombres tienen posibilidades de evitar las ocupaciones más femeninas (y con menor salario) en mayor medida que las mujeres, las cuales tendrán otros incentivos para permanecer en tales empleos.

Pasando a los resultados en la Tabla 4, podemos ver que también existe un efecto depresor de la feminización por sectores de actividad. En este caso el efecto es algo mayor que con la ocupación, pero de parecida magnitud para hombres y mujeres. En concreto, aumentar en un 10% la proporción de mujeres implica una caída salarial de casi un 2% para ambos colectivos. Por tanto, los dos resultados tomados en conjunto con la evidencia descriptiva en la sección anterior muestran que, efectivamente, las trabajadoras españolas tienden a concentrarse en unas ocupaciones y sectores de actividad más que en otros, y que a una mayor concentración en tales categorías se asocian menores salarios individuales.

Por otra parte, la mayor parte de los coeficientes estimados en este segundo modelo son muy parecidos a los anteriores, en la Tabla 3. Es decir, el hecho de considerar la segregación laboral a través de la ocupación o del sector económico no afecta a la influencia de otras características en los salarios. Aún así, hay unas pocas diferencias reseñables que arrojan luz sobre la rela-

⁸ En un trabajo reciente, Pena-Boquete y otros (2010) analizan la formación de salarios y el grado de discriminación salarial, considerando específicamente la situación por separado para el sector público y privado.

ción entre el nivel de ocupación y los salarios. En primer lugar, en la Tabla 4 el trabajar para el sector público se muestra como un factor positivo en los salarios de los hombres, cuando al considerarlo en el modelo anterior de ocupación el efecto era nimio y no significativo. Por tanto, puede concluirse que los varones que trabajan en el sector público tienen un salario algo mayor que en el sector privado, pero que este efecto se debe a que las ocupaciones que tienen proporcionan mayores salarios o, dicho de otro modo, se concentran en ocupaciones menos femeninas. Algo parecido pasa con la variable de más de 10 años de antigüedad. En este caso, el incremento salarial con respecto a 0 meses de antigüedad es mucho mayor (algo más del doble, para hombres y mujeres, de lo que aparecía en la Tabla 3). De nuevo, parece que el premio salarial a la antigüedad se obtiene mediante el tránsito a ocupaciones menos femeninas y mejor pagadas.

Una posible limitación del análisis realizado en esta sección consiste en la posible endogeneidad de la asignación de los trabajadores a distintas ocupaciones o sectores de actividad. A fin de comprobar si este problema realmente existe, volvemos a estimar las cuatro ecuaciones salariales estimadas en las Tablas 3 y 4, pero esta vez utilizando modelos de efectos fijos para datos de panel. Los resultados para las variables de feminización aparecen en la Tabla 5, en primer lugar para la tasa por ocupaciones y en segundo lugar para la tasa por sectores de actividad⁹. Con esta metodología, evitaríamos una posible correlación de la tasa de feminización con otras características inobservables que afecten a la determinación salarial, siempre que tales características inobservables sean constantes a lo largo del tiempo.

Tabla 4: Resultados de las regresiones salariales con tasa de feminización por sector de actividad (MCO).

Variable	Hombres			Mujeres		
	Coef.		Err. Est.	Coef.		Err. Est.
Educación (años)	0,0593	***	0,0016	0,0573	***	0,0017
Experiencia	0,0214	***	0,0013	0,0165	***	0,0016
Experiencia (cuadrado)	-0,0003	***	0,0000	-0,0003	***	0,0000
Antigüedad	0,0049	***	0,0004	0,0052	***	0,0005
Antigüedad (cuadrado)	-0,0000	***	0,0000	-0,0000	***	0,0000
Antigüedad (10 o más años)	0,3009	***	0,0125	0,3553	***	0,0182
Tasa de paro regional	-0,8352	***	0,0637	-0,6530	***	0,0785
Vive en pareja	0,1302	***	0,0117	0,0488	***	0,0115
Tiempo parcial	-0,5012	***	0,0250	-0,5165	***	0,0151
Sector público	0,0239	**	0,0114	0,1805	***	0,0134
Tasa de feminización	-0,1881	***	0,0225	-0,1857	***	0,0316
Constante	10,8665	***	0,0240	10,7165	***	0,0287
Nº observaciones	19.702			10.503		
R ²	0,5209			0,6354		

***: significativo al 1%, **: al 5%, *: al 10%. Errores estándar robustos.

⁹ Los resultados detallados de estos modelos se omiten por cuestiones de espacio, quedando a disposición del lector que los solicite.

Tabla 5: Estimación del efecto de la feminización mediante modelos de efectos fijos

Tasa de feminización por:	Hombres			Mujeres		
	Coef		Err. Est.	Coef		Err. Est.
Ocupación	-0,0508	**	0,0220	-0,0702	*	0,0420
Sector de Actividad	-0,0888	***	0,0269	-0,0868	**	-2,3900

***: significativo al 1%, **: al 5%, *: al 10%. Errores estándar robustos.

Los resultados de la Tabla 5 indican, en general, que el efecto negativo de la feminización sobre los salarios es robusto a la posible endogeneidad de esta variable. Así, los coeficientes vuelven a ser negativos y, en general, significativos (la principal excepción es que el porcentaje de mujeres en cada ocupación sólo es significativo el 10%). Además, puede comprobarse que los efectos estimados son de menor magnitud que los obtenidos anteriormente. En cualquier caso, observamos que la proporción de mujeres por sector de actividad tiene un mayor efecto negativo sobre los salarios que cuando se mide por ocupación, del mismo modo que habíamos obtenido por la estimación MCO.

Finalmente, para estudiar hasta qué punto la segregación y su efecto sobre los salarios pueden ayudar a explicar la diferencia observada (o bruta) en salarios, procedemos a realizar la descomposición de Oaxaca (1973) para distintas especificaciones de los modelos de ganancias, estimados de nuevo por MCO. Esta descomposición consiste en comparar los resultados de estimar una misma ecuación de ganancias para hombres y mujeres, para expresar la diferencia en las medias de la variable dependiente (salarios en logaritmos) como la suma de dos partes: una que surge porque las características medias de hombres y mujeres son diferentes y otra que se debe a que los coeficientes que remuneran esas características son también distintos para hombres y mujeres. Este segundo componente es una diferencia residual, dado que no puede explicarse por diferencias en características de los individuos, y suele interpretarse como una cuantificación de la discriminación salarial media. Los resultados aparecen en la Tabla 6, tanto en términos de diferencias en salarios logarítmicos como en términos de porcentajes sobre la diferencia total en medias.

Tabla 6: Descomposición de Oaxaca del diferencial salarial medio con varios modelos

Modelo	(1)	(2)	(3)	(4)
Diferencial salarial (log) debido a:				
Características	0,0418	0,0514	0,0705	0,0751
	(16,95)	(20,82)	(28,57)	(30,44)
Coefficientes	0,2049	0,1954	0,1763	0,1716
	(83,05)	(79,18)	(71,43)	(69,56)
Total	0,2468	0,2468	0,2468	0,2468
	(100,00)	(100,00)	(100,00)	(100,00)

Basado en regresiones MCO por separado para hombres y mujeres. Entre paréntesis aparece el porcentaje de la diferencia total correspondiente a cada fila.

En cuanto a los modelos utilizados, la columna (1) utiliza una especificación reducida, en el que se utilizan las variables de control mencionadas anteriormente, pero no se introduce ningún indicador de feminización. Por tanto, este modelo sirve como punto de comparación para el resto. Los modelos (2) y (3) añaden, respectivamente, la tasa de feminización por sector de ocupación y por sector de actividad. Finalmente, la especificación (4) tiene en cuenta las dos fuentes de segregación al incluir un conjunto de ficticias para las distintas categorías de ocupación y del sector de actividad.

La diferencia en salarios medios es, obviamente, común en todos los modelos, representando el 0,25 de diferencial en salarios logarítmicos, lo que indica que el salario de los hombres es un 28% superior al de las mujeres. A partir de la descomposición de Oaxaca, en el primer modelo podemos ver que casi toda esta diferencia salarial media se debe a diferencias en coeficientes. El resto, menos de la quinta parte (un 17%) puede explicarse por diferencias en las variables consideradas: nivel educativo, experiencia, antigüedad, tasa de paro regional, vivir o no en pareja, trabajar o no para el sector público, o hacerlo a tiempo parcial/completo. En las especificaciones (2) y (3) se muestra que al incluir las distintas tasas de feminización, la parte explicable por diferencias en características aumenta, especialmente en el caso de que la tasa sea por sector de actividad (modelo 3). Por tanto, comprobamos que, efectivamente, la concentración de mujeres en empleos femeninos contribuye a explicar que sus salarios sean inferiores a los de los hombres. Así, por ejemplo, a partir de este modelo (3), podemos estimar que, si las mujeres presentaran las mismas características que los hombres y trabajaran en sectores de actividad igual de feminizados, sus salarios serían un 7% superiores a los observados. Aún así, más del 70% de la diferencia en medias seguiría existiendo (debido a diferencias en coeficientes). Finalmente, la especificación (4) permite ver que los dos tipos de segregación en conjunto elevan sólo un poco más la parte explicada del diferencial. Por tanto, parece que el efecto de la segregación en ocupaciones y sectores de actividad se solapa en gran medida. En cualquier caso, comparando los resultados de las especificaciones (2) y (3), parece comprobarse que la segregación por sectores de actividad explica más diferencias salariales que la segregación por ocupaciones.

CONCLUSIONES

Este trabajo ha presentado evidencia sobre el grado de segregación de hombres y mujeres en distintas ocupaciones y sectores de actividad en el mercado laboral español. Al hacerlo, se pretendía responder a la pregunta de si una mayor concentración de mujeres en algunos empleos deprime los salarios de los trabajadores en esas categorías, ya sean hombres o mujeres.

Nuestro análisis muestra que, efectivamente, existen tales tipos de empleos con una concentración más elevada de mujeres. En el caso de ocupaciones, las mujeres son mayoría entre los profesores y el personal administrativo, dependientes de comercio, y vendedores no cualificados y personal doméstico. En sectores de actividad, las mujeres tienden a concentrarse en algunos segmentos del sector servicios, incluyendo educación, sanidad y servicios a empresas, además de la industria textil. Además, en ambos casos hemos comprobado, a través de estimaciones de funciones de ganancias, que tener un empleo en un sector o en una ocupación con mayor proporción de mujeres se

asocia a un menor salario, manteniendo el resto de las características personales y laborales constantes. Aunque los efectos no son de una magnitud elevada, sí son significativos para hombres y para mujeres y robustos a la endogeneidad de la variable de feminización (estimación de efectos fijos). Finalmente, contribuyen a explicar las diferencias en salarios medios, lo que hemos comprobado mediante las correspondientes descomposiciones de Oaxaca.

REFERENCIAS

- Altonji, Joseph y Rebecca Blank (1999), "Race and gender in the labor market", en Ashenfelter y Card (eds.), *Handbook of Labor Economics* volumen 3, cap. 48, pp. 3143-3259. Elsevier.
- Arazola, María y José de Hevia (2008), "Three measures of returns to education: An illustration for the case of Spain", *Economics of Education Review*, 27(3), pp. 266-275.
- Arulampalam, Wiji, Alison L. Booth y Mark L. Bryan (2007), *Industrial and Labor Relations Review*, 60(2), pp. 163-186.
- Becker, Gary S. (1964), *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. The University of Chicago Press, Chicago y Londres. 3ª edición, 1993.
- Becker, Gary S. (1971), *The Economics of Discrimination*, University of Chicago Press. Chicago, EEUU.
- Bergman, Barbara R. (1971), "The Effects on White Incomes of Discrimination in Employment", *Journal of Political Economy*, 79(2), pp.294-313.
- Bergman, Barbara R. (1974), "Occupational Segregation, Wages and Profits when Employers Discriminate", *Eastern Economic Journal*, 1(3), pp.103-110.
- De la Rica, Sara y Arantza Ugidos (1995), "¿Son las Diferencias en Capital Humano Determinantes de las Diferencias Salariales Observadas entre Hombres y Mujeres?", *Investigaciones Económicas*, 19(3), pp. 395-414.
- De la Rica, Sara, Juan J. Dolado, y Vanesa Llorens (2008), "Ceilings or Floors?: Gender Wage Gaps by Education in Spain". *Journal of Population Economics*, 21(3). pp. 751-776.
- Del Río, Coral, Carlos Grandín y Olga Cantó (2011), "The Measurement of Gender Wage Discrimination: the Distributional Approach Revisited", *Journal of Economic Inequality*, 9(1). pp. 57-86.
- Gang, Ira N., John Landon-Lane y Myeong-Su Yun, "Does the Glass Ceiling Exist? A Cross-National Perspective on Gender Income Mobility", IZA Discussion Paper nº 713.
- García, Jaume, Pedro J. Hernández y Ángel López (2001), "How Wide is the Gap? An Investigation of Gender Wage Differentials using Quantile Regression" *Empirical Economics*, 26(1), pp. 149-167.
- Instituto Nacional de Estadística (2000), Panel de Hogares de la Unión Europea. Microdatos para España y documentación disponibles en http://www.ine.es/prodyser/micro_phogues.htm
- Johnson, George E. y Frank P. Stafford (1997), "Alternative Approaches to Occupational Exclusion", en I. Persson y C. Jonug (eds.), *Women's Work and Wages*. Routledge, Londres, Reino Unido.
- Lassibille, Gérard (1998), "Wage Gaps Between the Public and Private Sectors in Spain", *Economics of Education Review*, 17(1), pp.83-92.
- Mincer, Jacob (1974), *Schooling, Experience and Earnings*. National Bureau of Economic Research and Columbia University Press, New York.
- Mincer, Jacob y Solomon W. Polachek (1974), "Family Investments in Human Capital: Earnings of Women", *Journal of Political Economy*, 82(2), pp. S76-S108.
- Navarro, Lucía y Mario Rueda (2011), "Gender-wage gap distribution with endogenous human capital: the Spanish case". *Investigaciones de Economía de la Educación* 6. pp. 869-881.

- Oaxaca, Ronald (1973), "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets", *International Economic Review*, 14(3), pp. 693-709.
- Oliver, Josep, José Luis Raymond, José Luis Roig y Fernando Barceinas (1999), "Returns to Human Capital in Spain: A Survey of the Evidence", en *Returns to Human Capital in Europe: a Literature Review*, ed. Asplund, Rita y Pedro Telhado Pereira. The Research Institute of the Finnish Economy, Helsinki. pp. 279-297.
- Yolanda Pena-Boquete, Sergio De Stefanis y Manuel Fernandez-Grela (2010). "The distribution of gender wage discrimination in Italy and Spain: a comparison using the ECHP," *International Journal of Manpower*, 31(2), pp. 109-137.
- Polachek, Solomon W. (1981), "Occupational Self-Selection: A Human Capital Approach to Sex Differences in Occupational Structure", *Review of Economics and Statistics*, 63(1), pp. 60-69.
- Psacharopoulos, George y Harry A. Patrinos (2004), "Returns to investment in education: A further update", *Education Economics*, 12(2), pp. 111-134.
- Sorensen, E. (1990), "The Crowding Hypothesis and Comparable Worth", *Journal of Human Resources*, 25(1), pp. 55-89.
- Weiss, Yoram y Reuben Gronau (1981), "Expected Interruptions in Labour Force Participation and Sex-Related Differences in Earnings Growth", *Review of Economic Studies*, vol. 48(4), pp. 607-619.

ANEXO

Tabla A1: Proporción de asalariados en cada ocupación sobre el total, según la EPA y el PHOGUE^a

Ocupación	Total		Hombres		Mujeres	
	EPA	PHOGUE	EPA	PHOGUE	EPA	PHOGUE
1	2,17	2,37	2,88	3,08	0,92	1,05
2	12,47	13,23	9,69	9,74	17,34	19,78
3	9,43	10,42	9,14	10,06	9,95	11,10
4	12,55	11,61	8,67	7,72	19,33	18,91
5	15,13	14,80	11,37	11,29	21,71	21,37
6	1,55	1,58	2,20	2,23	0,40	0,37
7	17,41	19,39	25,37	26,75	3,50	5,60
8	11,35	9,83	15,09	13,48	4,81	2,98
9	17,35	15,95	14,69	14,49	22,00	18,70
0	0,58	0,81	0,90	1,17	0,04	0,14
Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Fuente: Elaboración propia a partir de PHOGUE (INE, 1994-2000) y EPA (INE, 1994-2000)

a: La información del PHOGUE se elabora a partir de las frecuencias de cada ocupación en la muestra de observaciones de asalariados. La información de la EPA presenta la media para el periodo 1994-2000 del peso de cada ocupación sobre el total de asalariados.

Códigos de ocupación:

- | | |
|--|--|
| 1 Dirección de las empresas y de la Administración Pública | 6 Trabajadores cualificados en agricultura y pesca |
| 2 Técnicos y profesionales científicos e intelectuales | 7 Artesanos y trabajadores cualificados de industrias manufactureras, construcción y minería, excepto operadores |
| 3 Técnicos y profesionales de apoyo | 8 Operadores de instalaciones y maquinaria; montadores |
| 4 Empleados de tipo administrativo | 9 Trabajadores no cualificados |
| 5 Trabajadores de servicios de restauración, personales, protección y vendedores de comercio | 0 Fuerzas Armadas |

