

# DIFERENCIAS DE COSTE LABORAL POR GÉNERO Y SUS COMPONENTES PARA LAS EMPRESAS EN ANDALUCÍA



Unión Europea  
Fondo Social Europeo



JUNTA DE ANDALUCÍA  
CONSEJERÍA DE ECONOMÍA, INNOVACIÓN Y CIENCIA



# DIFERENCIAS DE COSTE LABORAL POR GÉNERO Y SUS COMPONENTES PARA LAS EMPRESAS EN ANDALUCÍA



## Equipo de investigadores

**José Ignacio García Pérez**

Universidad Pablo de Olavide

**Manuel Alejandro Hidalgo Pérez**

Universidad Pablo de Olavide

**Sergi Jiménez-Martín**

Universidad Pompeu-Fabra

**Carmen María Rubio Castaño**

Universidad Pablo de Olavide

## Coordinadores

**María Luisa Asensio Pardo**

**Daniel Oto Peralías**

Dirección General de Fondos Europeos y Planificación  
Consejería de Economía, Innovación y Ciencia



**Unión Europea**  
Fondo Social Europeo



**JUNTA DE ANDALUCÍA**  
CONSEJERÍA DE ECONOMÍA, INNOVACIÓN Y CIENCIA

DIFERENCIAS de coste laboral por género y sus componentes para las empresas en Andalucía / Sergi Jiménez-Martín, José Ignacio García Pérez, Manuel Alejandro Hidalgo Pérez, Carmen María Rubio Castaño.– Sevilla: Consejería de Economía, Innovación y Ciencia, Dirección General de Fondos Europeos y Planificación, 2010.

124 p. ; 24 cm.

D.L. SE - 5955 - 2010. – ISBN 978-84-693-4821-5

1. Mujeres – Trabajo – España – Andalucía
2. Perspectiva de género
  - I. Jiménez-Martín, Sergi
  - II. García Pérez, José Ignacio
  - III. Hidalgo Pérez, Manuel Alejandro
  - IV. Rubio Castaño, Carmen María
  - V. Andalucía. Consejería de Economía, Innovación y Ciencia, Dirección General de Fondos Europeos y Planificación, ed.

331.5-055.2 (460.353)

© Consejería de Economía, Innovación y Ciencia. Junta de Andalucía. 2010

Equipo de investigadores: José Ignacio García Pérez  
Manuel Alejandro Hidalgo Pérez  
Sergi Jiménez-Martín  
Carmen María Rubio Castaño

Coordinadores: María Luisa Asensio Pardo  
Daniel Oto Peralías

Edición: Dirección General de Fondos Europeos y Planificación

Maquetación e Impresión: RC Impresores, S.C.A.

ISBN: 978-84-693-4821-5

Depósito Legal: SE-5955-2010

Impreso en Sevilla. España

# ÍNDICE

<b>Presentación</b> .....	7
<b>1. Introducción</b> .....	9
Objetivos del estudio .....	9
Año de referencia del estudio y fuentes de información estadística analizadas .....	10
El contenido del estudio: principales resultados .....	11
<b>2. Diferencias por género en el coste salarial</b> .....	13
2.1 Introducción .....	13
2.2 Datos y análisis descriptivo .....	14
2.3 Estimación de las diferencias por género en el coste salarial.....	20
2.3.1 Metodología .....	20
2.3.2 Resultados de la estimación .....	22
2.3.3 Resultados con la Encuesta de Estructura Salarial .....	29
<b>3. Diferencias por género en los costes no salariales</b>	
3.1 Introducción .....	37
3.2 Costes de los permisos de maternidad/paternidad .....	39
3.2.1 Descripción .....	39
3.2.2 Valoración del coste.....	41
3.2.3 Diferencias de género en el coste de los permisos de maternidad.....	42
3.3 Costes por otras ausencias del puesto de trabajo (no vacacionales)	48
3.3.1 Descripción .....	48
3.3.2 Valoración del coste.....	48
3.3.3 Diferencias de género en el coste por absentismo .....	57
3.4 Costes por movilidad voluntaria .....	61
3.4.1 Descripción .....	61
3.4.2 Valoración del coste.....	62
3.4.3 Diferencias de género en el coste por movilidad voluntaria ..	64
3.5 Subvenciones a la contratación indefinida.....	68
3.6 Resumen: diferencias en los costes no salariales por género .....	70
<b>4. Resultados</b> .....	73
<b>5. Conclusiones</b> .....	81
<b>ANEXO A. Análisis de la productividad</b> .....	85

<b>ANEXO B. Modelo Tobit .....</b>	<b>95</b>
<b>ANEXO C. Otras tablas relativas al análisis de la discriminación salarial ...</b>	<b>97</b>
<b>ANEXO D. Resultados bajo la hipótesis de no discriminación salarial .....</b>	<b>115</b>
<b>Bibliografía .....</b>	<b>119</b>



## PRESENTACIÓN

La publicación que presentamos es fruto de dos trabajos de investigación sucesivos, impulsados por la Consejería de Economía y Hacienda de la Junta de Andalucía, a partir de 2007. Dichos trabajos tienen como objetivo analizar las diferencias en los costes laborales por razón de género en las empresas andaluzas, de manera que el análisis de la realidad nos permita diseñar las estrategias para contribuir a salvar disparidades y fomentar la presencia de las mujeres en el mercado laboral andaluz.

Esta iniciativa responde a uno de los principales ejes de la política económica diseñada por José Antonio Griñán, actualmente Presidente de la Junta de Andalucía: la consideración de la equidad y la igualdad de oportunidades como una política social pero, sobre todo, económica. Una pieza clave que, además, confiere solidez y eficiencia al sistema económico, ya que la igualdad de oportunidades posibilita que todas las personas –mujeres y hombres- puedan aportar y desplegar todas sus capacidades; en otras palabras, puedan generar riqueza y bienestar.

Los dos estudios realizados confirman el mayor coste para la empresa de los trabajadores que de las trabajadoras andaluzas desde metodologías y equipos de trabajo diferentes, aspecto éste que confiere mayor rigor a las políticas que se desarrollen. El equipo de trabajo de las universidades Pompeu Fabra y Pablo Olavide ratificó los resultados obtenidos en el primer estudio realizado por los investigadores de la Universidad de Málaga. Resultados firmes que sorprenden: un trabajador cuesta al empresario entre un 9% y un 13% más que una trabajadora.

Por tanto, esta publicación pone de manifiesto una realidad objetiva diametralmente opuesta a la percibida del alto coste laboral de la mujer; un concepto socialmente aceptado, que determina la preferencia por contratar a un hombre.

En definitiva, la labor investigadora que se recoge en esta publicación nos permite acercarnos a esa realidad a los empresarios, y con ello, favorecer la mejora de sus decisiones y la eficiencia del sistema económico andaluz.

*Antonio Ávila Cano  
Consejero de Economía, Innovación y Ciencia  
Junta de Andalucía*



# 1. INTRODUCCIÓN

- **Objetivos del estudio**

El reciente interés sobre las cuestiones referentes al género en los ámbitos socio-políticos no debe ocultar la larga tradición existente en el estudio de la discriminación salarial en el análisis económico académico. Los trabajos teóricos y aplicados (e incluso experimentales) sobre diferencias según el género en participación, salario, segregación ocupacional, movilidad, etcétera, abundan en las revistas especializadas (ver Kunze, A. (2000), y Weichselbaumer, D. y Winter-Ebmer, R. (2005) para una revisión internacional). Por otro lado, en la actualidad, las herramientas de análisis y los datos disponibles han avanzado de tal manera que gran parte de los análisis de género pueden llevarse a cabo con las necesarias garantías sobre la consistencia de las conclusiones obtenidas.

En comparación con el amplio trabajo desarrollado para estudiar las diferencias salariales por razón de género o discriminación salarial (véase entre muchos otros, Hospido, L. (2009), y De la Rica, S. (2009)) poco se ha hecho para profundizar en el conocimiento de las diferencias en el conjunto de los costes laborales. En este trabajo se pretende, desde la solidez que otorgan las herramientas econométricas y los datos disponibles, estimar las diferencias en el conjunto de costes laborales, no sólo salariales, entre hombres y mujeres en las empresas andaluzas.

A la hora de explicar las causas de la discriminación salarial, una de las hipótesis que pueden plantearse consiste en suponer que los agentes económicos entienden la discriminación salarial como un modo de compensar las diferencias en el resto de los costes por razón de género. Por ejemplo, la maternidad puede generar un coste para el empresario debido a que éste tenga que buscar un sustituto para cubrir el puesto de la trabajadora de permiso maternal. Este coste derivado del permiso puede implicar una menor remuneración a la mujer para compensarlo. La misma idea subyace en el resto de los costes no salariales que, en general, se suponen superiores a la hora de contratar a trabajadoras, como es el caso de las otras ausencias del puesto de trabajo. Sin embargo, de acuerdo con la evidencia obtenida en este trabajo, esta idea resulta falaz, ya que es falso que las trabajadoras presenten unos costes laborales no salariales superiores a los trabajadores.

En consecuencia, en este estudio se plantean dos objetivos. El primero, analizar las diferencias salariales y evaluarlas mediante el uso de técnicas econométricas adecuadas. El segundo, evaluar de forma coherente los costes no salariales y comprobar si efectivamente éstos son superiores (y en su caso, cuánto) o no en el caso de las trabajadoras. Estos dos objetivos se conjugan en uno sólo consistente en estimar las diferencias en los costes laborales por razón de género en Andalucía. Además, se ha realizado también un

análisis del coste laboral comparando a los individuos por grupos de edad y por niveles educativos.

El universo de estudio de la presente investigación se circunscribe a los asalariados en Andalucía, excluidos los del sector primario y la rama de actividad de las administraciones públicas. No obstante, se incluyen las ramas públicas de sanidad, servicios sociales y educación.

El siguiente cuadro resume los objetivos del estudio:

**OBJETIVOS DEL ESTUDIO**

**Analizar las diferencias en los costes laborales por razón de género en las empresas andaluzas**

- ✓ Diferenciando entre costes:
  - Salariales    ⇒ Unidad de análisis: salario por hora trabajada
  - No salariales ⇒ Tipos de coste no salarial
    - Permisos de maternidad/ paternidad
    - Otras ausencias del puesto de trabajo (no vacacionales)
    - Movilidad voluntaria
    - Subvenciones a la contratación indefinida
- ✓ Por grupos de edad    ⇒
  - Menores de 31 años
  - Entre 31 y 45 años
  - Más de 45 años
- ✓ Por niveles educativos ⇒
  - Primarios
  - Secundarios\*
  - Universitarios

**Universo de estudio:** Asalariados en Andalucía, excluidos el sector primario y la rama de actividad de las administraciones públicas (excepto sanidad, servicios sociales y educación, que sí se incluyen).

\* Incluye los ciclos superiores de Formación Profesional.

## • Año de referencia del estudio y fuentes de información estadística analizadas

El año de referencia del análisis es 2006, debido a que es el último año para el cual podemos utilizar series de datos completas que garanticen los objetivos propuestos para la investigación. Sin embargo, los datos sobre salarios están referidos al año 2005 si proceden de la Encuesta de Condiciones de Vida y al año 2006 cuando proceden de la Encuesta de Estructura Salarial.

En cuanto a las fuentes de información estadística analizadas, se han utilizado datos provenientes de la Encuesta de Condiciones de Vida y la Encuesta de Estructura Salarial para estudiar la discriminación salarial, y de la Encuesta de Población Activa y la Encuesta sobre el Tiempo de Trabajo para analizar el coste del permiso de maternidad y de

las otras ausencias del puesto de trabajo. Se complementa el análisis con otras bases de datos, como la Muestra Continua de Vidas Laborales, para abordar el estudio del coste por movilidad voluntaria, o el Sistema de Cuentas Económicas de Andalucía, en la estimación de los costes de sustitución y el análisis de las diferencias en productividad.

El siguiente cuadro muestra de forma esquemática las fuentes estadísticas utilizadas en este trabajo.

#### FUENTES ESTADÍSTICAS

- Encuesta de Condiciones de Vida (ECV). Año 2006 (Instituto Nacional de Estadística, INE).
- Encuesta de Estructura Salarial (EES). Año 2006 (INE).
- Encuesta de Población Activa (EPA). Primer trimestre de 2006 (INE).
- Muestra Continua de Vidas Laborales (MCVL). Año 2006 (Ministerio de Trabajo e Inmigración, MTIN).
- Encuesta sobre el Tiempo de Trabajo. Año 2000 (INE).
- Marco Input-Output de Andalucía. Año 2005 (Instituto de Estadística de Andalucía, IEA).

### • El contenido del estudio: principales resultados

Como se ha indicado anteriormente, esta investigación analiza las diferencias de costes laborales por género, pudiéndose distinguir entre coste salarial y costes no salariales. Respecto al análisis del coste salarial, se le dedica una sección independiente del trabajo, dado que el salario es el principal coste laboral asumido por el empresario. En este análisis se cuantifica la diferencia salarial entre hombres y mujeres en Andalucía, que no es explicada por características observables, entre el 8,14% y el 9,89% del salario medio del hombre, según la fuente estadística utilizada. En España encontramos una diferencia algo superior, entre el 9,49% y el 11,73%, en comparación con un 15% de media en las estimaciones previas realizadas en otros trabajos, que se refieren en su mayoría a salarios de finales de los ochenta y de la década de los noventa.

El resultado alcanzado en el análisis del coste salarial es que los hombres ganan, en términos de igualdad en el resto de características, entre un 8% y un 10% más que una mujer, medido en términos de salarios por hora trabajada. Estas diferencias no pueden ser explicadas por otras variables observadas. Es decir, la discriminación salarial de la mujer en Andalucía supera el 8%. Este resultado es el mismo independientemente de las bases de datos utilizadas, la ECV y la EES. También obtenemos que la discriminación aumenta con la edad y con el nivel de estudios, lo cual resulta coherente con la teoría de capital humano (Farber y Gibbons, 1996).

Las razones para que se den estas diferencias pueden ser variadas. La más importante recae en la existencia de características no observadas para las diferencias en las productividades por género y, por ello, en las remuneraciones. Trabajos para otros países como los Estados Unidos, con bases de datos donde las características de los trabajadores son complementadas con información de las características del puesto de trabajo, reducen considerablemente la discriminación. Como esta información no está disponible para Andalucía, intentamos analizar si la discriminación viene motivada por diferencias en la productividad, a través de procedimientos indirectos. En un anexo de este trabajo se contempla una aproximación a dichas diferencias basándose en un modelo muy estilizado y en unos supuestos básicos (que seguramente requerirían un estudio específico más en profundidad), que nos permite concluir que las diferencias salariales estimadas no parecen ser explicadas por diferencias en productividad.

Por tanto, parece razonable considerar que dichas discrepancias podrían venir explicadas por las diferencias en el resto de los costes no salariales entre los dos sexos. No obstante, nuestras estimaciones indican que esta hipótesis, ya apuntada anteriormente, está lejos de la realidad. Mientras los costes de otras ausencias del puesto de trabajo y de maternidad son superiores en el caso de las mujeres, el coste de la movilidad voluntaria, muy superior en el caso de los hombres, dada la mayor probabilidad de que se produzca entre ellos, compensa con creces a los anteriores. Las bonificaciones a la contratación, superiores en las mujeres, no hacen más que aumentar esta diferencia a favor de las trabajadoras.

En suma, una vez que tenemos en cuenta todos y cada uno de los componentes de los costes, salariales y no salariales, considerados en este trabajo, podemos concluir que **un hombre cuesta aproximadamente entre un 9% y casi un 13% más que una trabajadora.**

El resto de la publicación se divide en las siguientes secciones. La sección 2 analiza la discriminación salarial por género en las empresas andaluzas. La sección 3 aborda el análisis del resto de los costes laborales: maternidad, movilidad voluntaria, otras ausencias del puesto de trabajo y subvenciones a la contratación indefinida. La sección 4 presenta los resultados definitivos y la 5 las conclusiones. Por último, al final del volumen se ofrecen los anexos, que completan la información contenida en las secciones anteriores.

## 2. DIFERENCIAS POR GÉNERO EN EL COSTE SALARIAL

### 2.1 Introducción

El interés por el análisis de la discriminación salarial en España está presente desde los años ochenta del siglo pasado, y ha estado condicionado desde entonces por la disponibilidad de información estadística. Sin ánimos de ser exhaustivos, podríamos hacer un breve recorrido por los trabajos más representativos. Así, los análisis más antiguos, y que a la vez fuesen representativos del conjunto de la población española, se encuentran en los trabajos de Riboud y Hernández (1989), Ugidos (1993), y Hernández (1995), todos ellos basados en la Encuesta de Discriminación Salarial con datos referentes a 1988.

Posteriormente, los trabajos de De la Rica y Ugidos (1995), Prieto (1995), Hernández (1996), García *et al.* (1998) y García *et al.* (2000) utilizan los datos de la Encuesta de Conciencia y Biografía de Clase (1991). Por último, los artículos de Rodríguez *et al.* (1995) y Hernández y Méndez (2001) se refieren a la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares.

Aunque las bases de datos son diferentes, todos estos estudios encuentran que un porcentaje sustancial del diferencial salarial se debe a un mayor retorno a las características observables de los hombres, es decir, a discriminación. Así, puede observarse en la tabla 2.0 que el diferencial de salarios atribuido a la discriminación se halla en casi todas las estimaciones comprendido entre el 12% y el 19%.

Tabla 2.0. Esquema bibliográfico			
Autor	Fuente	Variable dependiente	Discriminación salarial
Riboud y Hernández (1989)	EDS	Salario hora bruto 1987	11,64
Ugidos (1993)		Salario hora bruto 1987	13,62-14,68
Hernández (1995)	EDS Y ECVT	Salario hora bruto 1987	13,87
García <i>et al.</i> (2001)	ECBC	Salario hora 1991	8,46
De la Rica y Ugidos (1995)		Salario hora neto 1991	19,08
García <i>et al.</i> (2000)		Salario hora 1991	13,4
Hernández y Méndez (2005)	PHOGUE 1996	Salario hora neto 1996	10,48
Aláez y Ulibarri (2001)	PHOGUE 1990-1994, ECBS 1991	Salario hora 1990	13,52-21,68
Aláez y Ulibarri (2000)	EES 1995	Salario hora neto 1995, España	18,98
		Salario hora neto 1995, Andalucía	17,48
Gardeazabal y Ugidos (2002)	EEES 1995	Salario hora 1995	19,1

\* Las abreviaturas se refieren a:

Encuesta de Conciencia y Biografía de Clase (1991), ECBC.

Encuesta de Discriminación Salarial (1988), EDS.

Encuesta de Estructura Salarial, EES.

Encuesta Europea de Estructura Salarial, EEES.

Panel de Hogares de la Unión Europea, PHOGUE.

Encuesta de Condiciones de Vida y Trabajo (1987), ECVT.

En años más recientes, la disponibilidad de mayor información estadística, como la Encuesta de Estructura Salarial, 2002 y 2006, el Panel de Hogares de la Unión Europea (sustituido recientemente por la Encuesta de Condiciones de Vida), y los datos ofrecidos por el Ministerio de Trabajo e Inmigración en la Muestra Continua de Vidas Laborales, ha propiciado un considerable aumento de los estudios sobre discriminación. El interés de los investigadores en estos estudios se ha centrado no sólo en el diferencial salarial por género sino, además, en primer lugar, en las comparaciones territoriales, ya sean regionales o entre países de la Unión Europea, y en segundo lugar, en la existencia y análisis del techo de cristal en España<sup>1</sup>.

## 2.2 Datos y análisis descriptivo

Los datos para realizar las principales estimaciones contenidas en el presente estudio provienen de la Encuesta de Condiciones de Vida del año 2006 (ECV-2006), que recoge datos salariales referidos al año 2005. En la tabla 2.1 puede observarse un análisis descriptivo de la información disponible en esta encuesta, que se utilizará posteriormente para el análisis de las diferencias salariales entre hombres y mujeres en Andalucía. Como se puede comprobar en esta tabla, se dispone de información de salarios para 935 trabajadores andaluces, de los cuales el 60,21% de la muestra son hombres (563) y el 39,79% son mujeres (372). Estos individuos constituyen el grueso de los ocupados de la muestra que representan, a su vez, un 60,5% y 43,8% sobre el total de hombres y mujeres de la muestra, respectivamente. El resto de individuos de la muestra puede estar en situación de desempleo (13,3%) o inactividad (33,8 %). El diferencial presente en la tasa de ocupación entre géneros se mantiene para el desempleo y la inactividad, estando un 15,3% de mujeres en situación de desempleo frente a un 11,6% de hombres, y un 40,9% de mujeres en situación de inactividad frente a un 27,9% de hombres. Del mismo modo, puede observarse que la divergencia en cifras de ocupación, inactividad y desempleo entre Andalucía y España se fundamenta en una mayor divergencia de estos indicadores en el caso de las mujeres: un 10% de desempleadas en España, frente a un 15,3% en Andalucía; y un 37,3% de inactivas en España en comparación a un 40,9% en Andalucía.

Respecto a los salarios, tenemos información del salario mensual bruto del trabajador, que arroja en promedio un salario un 25,53% inferior para las mujeres (1.132 € de salario mensual medio para la mujer frente a 1.520 € para el hombre). La existencia de horas trabajadas semanales en la base de datos permite el cálculo de salarios por hora, que en las ecuaciones de salarios permitirá descontar el efecto de la distinta dedicación al

<sup>1</sup> Estudios regionales sobre discriminación para España se encuentran en Aláez y Ulibarri (2001) y García y Morales (2009). Los estudios comparativos entre países de la U.E. están recogidos en Hernández y Méndez (2005) y Simón, H. (2006), y el análisis sobre la existencia del techo de cristal se puede encontrar en Gardeazabal y Ugidos (2002), y Dolado, J., S. de la Rica y V. Llorens (2008).

mercado laboral por sexo. Así, cuando calculamos el salario hora del individuo medio en nuestra muestra obtenemos que para el hombre dicho salario hora es de 9,17 €, mientras que para la mujer es de 8,14 €<sup>2</sup>.

En cuanto a las características asociadas al trabajador, y cuya diferente distribución puede estar explicando en parte el diferencial de salarios, se recogen en la tabla 2.1 las siguientes: educación, experiencia en el mercado laboral y tipo de contrato (fijo o temporal).

Se aprecian en la tabla, a un nivel descriptivo, importantes diferencias en las características anteriores respecto al sexo de los trabajadores. Así, respecto a la educación podemos observar como, por lo general, las mujeres que trabajan poseen, en media, un nivel educativo superior, siendo el porcentaje de mujeres con estudios universitarios del 32,92%, frente a un 23,35% para los hombres. A su vez, el peso de los hombres en niveles educativos primarios es sensiblemente superior: un 26,36% de hombres tiene educación primaria frente a sólo un 17,98% de mujeres. Estas mismas diferencias en el nivel educativo entre hombres y mujeres se encuentran en España, siendo el nivel educativo de las mujeres mayor que el de los hombres. Además, observamos que para el conjunto de trabajadores el nivel educativo del conjunto de los españoles es mayor que el de los andaluces, estando el porcentaje de individuos con estudios universitarios entre 6 y 7 puntos por encima (para hombres y mujeres, respectivamente).

En cuanto a los años medios de experiencia en el mercado de trabajo, éstos son considerablemente superiores en el caso de los hombres, con 17,5 años, mientras que las mujeres que trabajan en Andalucía muestran una media de 12,3 años de experiencia. La experiencia laboral de las mujeres en el conjunto de España está dos puntos por encima de la andaluza (la de los hombres tan sólo uno).

Por último, no se aprecian grandes diferencias en cuanto a la duración del contrato, ya que el peso de hombres y mujeres con contrato temporal ronda el 43% y el 48%, respectivamente; esto es, sólo se aprecia un ligero mayor porcentaje de empleo temporal entre las mujeres, alrededor de 5 puntos por encima. Este mismo diferencial se aprecia en el conjunto del territorio nacional, si bien los niveles de temporalidad en el mercado de trabajo español son sensiblemente inferiores a los andaluces (25,81% y 31,42% para hombres y mujeres, respectivamente).

Mención aparte merecen las características de la empresa donde se encuentra el trabajador, asociadas a lo que se suele llamar segregación ocupacional o sectorial entre hombres y mujeres.

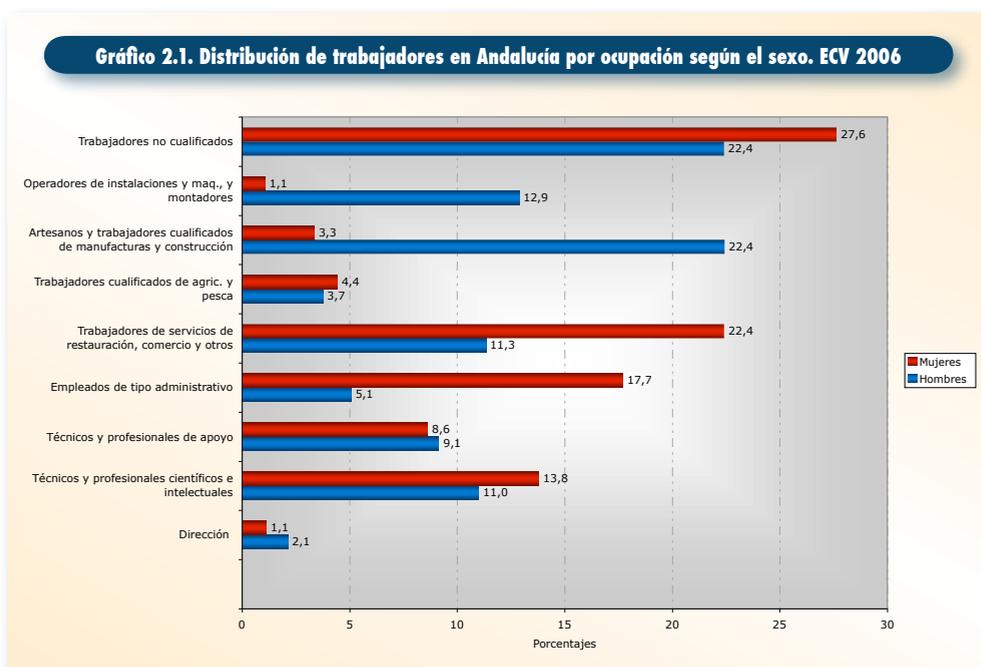
---

<sup>2</sup> Para España el diferencial de salario asciende al 26,49%, siendo el salario mensual para los hombres de 1.741,01 € y para las mujeres de 1.279,79 €. El salario hora en España asciende a 10,46 € y 9,07 € para hombres y mujeres, respectivamente.

	Andalucía			España		
	Total	Hombres	Mujeres	Total	Hombres	Mujeres
<b>Observaciones de salarios</b>						
Valor absoluto	935	563	372	8.785	5.012	3.773
%	100,00	60,21	39,79	100,00	57,05	42,95
<b>Relación con la actividad económica (%verticales)</b>						
Ocupados	52,90	60,52	43,75	59,87	66,13	52,74
Parados	13,30	11,60	15,33	8,61	7,40	9,98
Inactivos	33,80	27,88	40,92	31,53	26,47	37,28
<b>Salario mensual bruto (€)</b>	1.369,33	1.520,42	1.131,98	1.549,46	1.741,01	1.279,79
<b>Características del trabajador</b>						
<b>Estudios (% verticales)</b>						
Educación Primaria	23,10	26,36	17,98	17,93	20,45	14,39
Educación Secundaria	49,83	50,28	49,11	48,21	49,89	45,83
Educación Universitaria	27,07	23,35	32,92	33,86	29,65	39,79
<b>Experiencia (años de antigüedad)</b>	15,47	17,50	12,29	16,83	18,76	14,11
<b>Tipo de contrato</b>						
% temporal	44,92	42,81	48,23	28,14	25,81	31,42
<b>Variables relacionadas con la segregación</b>						
<b>Ocupación (% verticales)</b>						
Dirección	1,72	2,11	1,11	1,93	2,60	0,99
Técnicos y profesionales científicos e intelectuales	12,07	10,98	13,78	13,16	11,06	16,12
Técnicos y profesionales de apoyo	8,93	9,13	8,61	10,32	10,82	9,60
Empleados de tipo administrativo	9,97	5,05	17,69	13,62	8,51	20,81
Trabajadores de servicios de restauración, comercio y otros	15,63	11,32	22,39	15,45	9,07	24,44
Trabajadores cualificados de agric. y pesca	4,00	3,75	4,41	1,64	2,09	1,01
Artesanos y trabajadores cualificados de manufacturas y construcción	14,99	22,41	3,34	17,58	26,25	5,38
Operadores de instalaciones y maq., y montadores	8,27	12,87	1,05	7,91	12,49	1,45
Trabajadores no cualificados	24,42	22,38	27,62	18,40	17,11	20,21
<b>Sectores (% verticales)</b>						
Agricultura, ganadería, caza, silvicultura y pesca	10,25	9,86	10,87	3,79	4,49	2,81
Industrias extractivas y manufactureras. Producción y distribución de energía eléctrica, gas y agua	14,17	18,45	7,45	21,38	26,76	13,82
Construcción	15,79	24,93	1,44	12,72	20,17	2,24
Comercio, reparación de vehículos de motor, motocicletas y ciclomotores y artículos personales de uso doméstico	13,96	11,80	17,36	14,17	12,29	16,82
Hostelería	7,27	5,20	10,52	6,19	4,51	8,56
Transporte, almacenamiento y comunicaciones	5,91	6,91	4,32	7,23	9,02	4,70
Intermediación financiera	2,04	1,45	2,95	3,18	2,96	3,50
Actividades inmobiliarias y de alquiler; servicios empresariales	4,93	4,94	4,92	8,00	6,95	9,48
Educación	7,88	5,44	11,71	7,85	4,90	12,02
Actividades sanitarias y veterinarias; servicios sociales	6,75	3,79	11,41	6,79	2,95	12,19
Otras actividades y servicios prestados a la comunidad; servicios personales. Hogares que emplean personal doméstico. Organismos extraterritoriales	11,05	7,25	17,03	8,69	5,01	13,88
<b>Supervisión (%)</b>	18,06	21,84	12,13	22,46	26,44	16,87

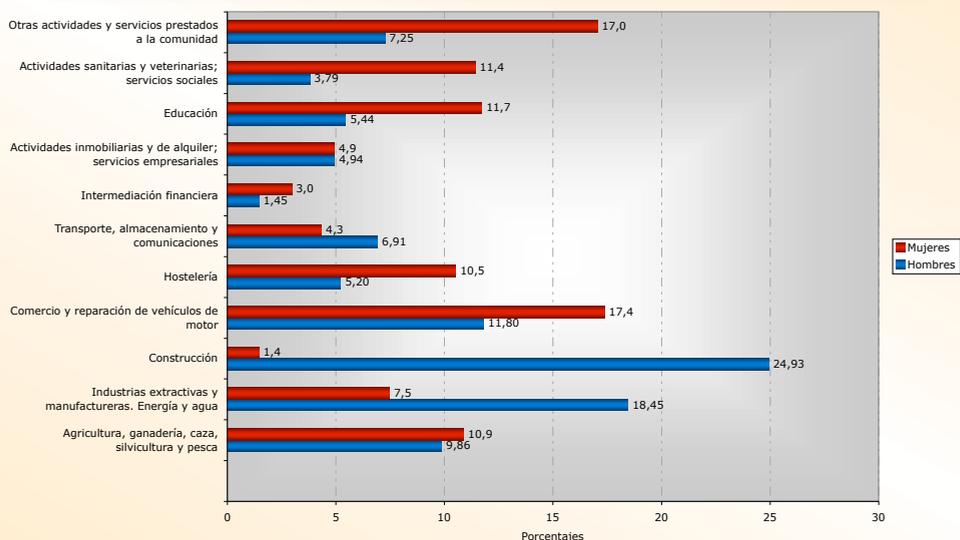
Elaboración propia.

Respecto a las variables ocupación, sector de la empresa en la que se trabaja y tareas de supervisión asumidas, cabe señalar que se observan pautas muy diferentes en cuanto a la presencia de la mujer en Andalucía. En primer lugar, es en los distintos niveles de ocupación donde se encuentran las mayores divergencias en la distribución por sexo (ver gráfico 2.1). En ocupaciones administrativas la presencia de la mujer es mucho más importante (17,69% frente a un 5,05%), mientras que en puestos de dirección ocurre todo lo contrario: la presencia femenina es muy reducida si la comparamos con el peso de los hombres (1,11% frente al 2,11%). Además, es intensa la presencia de la mujer en puestos de trabajo no cualificados del sector servicios, cuyo total asciende al 22,39% de las mujeres trabajadoras frente al 11,32% de los hombres. Estos últimos intensifican su presencia en ocupaciones relacionadas con la industria, sobre todo en los puestos cualificados.



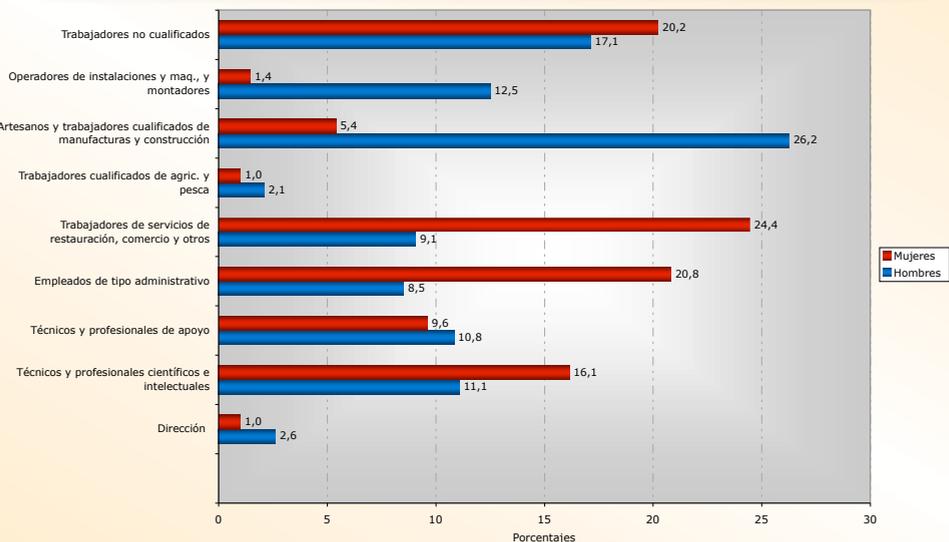
En cuanto a la segregación sectorial, tan sólo señalar, tal y como se observa en el gráfico 2.2, la especial acumulación del empleo femenino en sectores como educación, sanidad y otras actividades de servicios prestados a la comunidad, que acumulan el 42,69% del empleo femenino andaluz, frente al 14,24% del masculino. Sectores como hostelería, comercio y actividades inmobiliarias también cuentan con una importante presencia femenina, aunque menos intensa que los anteriores. En el resto de actividades es mayoritaria la presencia masculina.

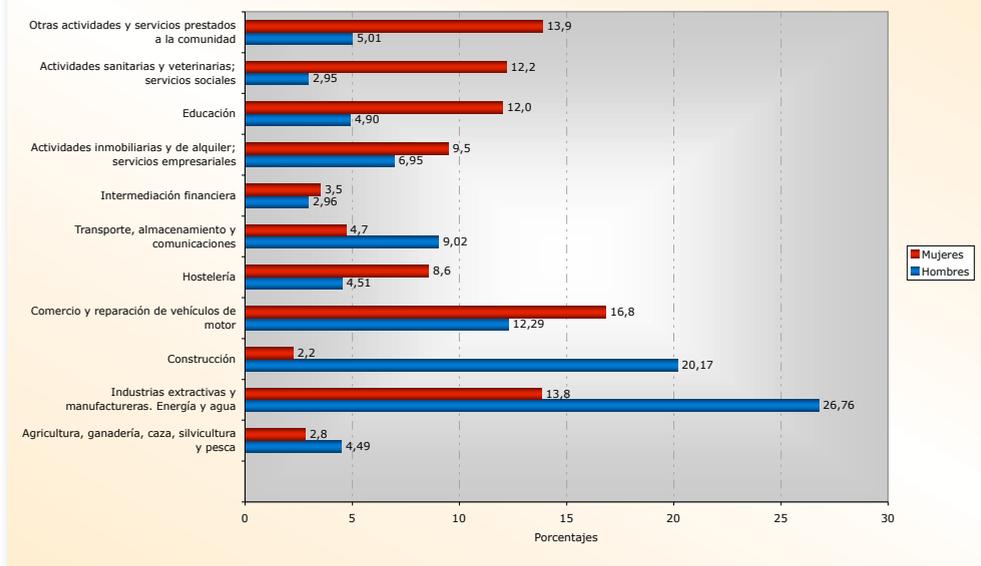
**Gráfico 2.2. Distribución de trabajadores en Andalucía por sector de actividad según el sexo. ECV 2006**



La segregación sectorial y ocupacional en España presenta un patrón similar al de Andalucía, como puede observarse en los gráficos 2.3 y 2.4.

**Gráfico 2.3. Distribución de trabajadores en España por ocupación según el sexo. ECV 2006**



**Gráfico 2.4. Distribución de trabajadores en España por sector de actividad según el sexo. ECV 2006**

Respecto a las tareas de supervisión, se observa que el porcentaje de las mujeres que ocupan puestos de trabajo con algún tipo de responsabilidad de supervisión o coordinación de empleados en la empresa u organismo en que trabaja es bastante menor al porcentaje de hombres con dichas tareas (un 12,13% frente a un 21,84%). El mismo diferencial se aprecia en España, si bien el porcentaje de individuos que ostenta tareas de supervisión es algo superior (26,44% y 16,87% para hombres y mujeres, respectivamente).

Todas estas características de “segregación” ayudan a explicar el diferencial de salarios entre hombres y mujeres. Por último, debido a que el ámbito de estudio de esta investigación es el sector privado (obviando, por tanto, el conjunto de las administraciones públicas, además del sector agrario), podría considerarse adecuado centrar el análisis de las diferencias en costes laborales entre hombres y mujeres en todos los sectores productivos señalados menos el sector educativo y el sanitario, por el carácter altamente público de ambos. Sin embargo, dada la alta concentración de mujeres ocupadas en estos dos sectores, su no consideración haría que los resultados obtenidos fueran muy poco representativos de la mujer media que trabaja en el mercado de trabajo andaluz. En cualquier caso, y para entender el efecto de la inclusión de ambos sectores en los resultados obtenidos, haremos también nuestros cálculos excluyendo ambos sectores; de modo que se presenta un análisis similar al que sigue, pero sin considerar estos dos sectores, en el Anexo C.

## 2.3 Estimación de las diferencias por género en el coste salarial

### 2.3.1 Metodología

El enfoque usual para analizar las diferencias salariales por género, componente principal del diferencial de costes laborales por género, se basa en la teoría de capital humano (Becker (1964); Mincer (1974)) y, concretamente, en la idea de que los salarios están ligados a la productividad. Según esto, en ausencia de discriminación entre hombres y mujeres, las diferencias en productividad deberían ser las que determinasen las diferencias salariales entre éstos. En este caso, la discriminación salarial aparecería cuando trabajadores con idénticas características en puestos de trabajo equivalentes obtuviesen distintas retribuciones. Esta idea es la que se sigue en todos los trabajos citados previamente y que, como se ha dicho antes, encuentran unas diferencias medias debidas a discriminación entre hombres y mujeres del 15%.

En este sentido, los ejercicios empíricos que tratan de estimar la discriminación salarial entre hombres y mujeres, cuantifican la diferencia salarial promedio entre géneros (el gap salarial) para, posteriormente, desagregar esta diferencia en dos partes, una primera o parte explicada, que recoge las diferencias en las características objetivas individuales de los trabajadores y de los puestos de trabajo, es decir, aquellas que aproximan la productividad, y un segundo componente, la parte “no explicada” del gap, que cuantifica las diferencias por género en las tasas de retorno a las anteriores características objetivas. Este último componente es el que habitualmente se relaciona con la discriminación, por corresponder con la parte de las diferencias salariales debidas a una distinta remuneración de una misma característica individual para hombres y mujeres.

Esta metodología de descomposición del gap salarial, conocida en la literatura como descomposición de Oaxaca-Blinder<sup>3</sup>, precisa de la estimación por separado de ecuaciones salariales para hombres (H) y mujeres (M), las cuales permiten analizar la existencia de diferencias en las retribuciones a cada una de las variables que determinan el salario. Estas diferencias en las retribuciones quedan recogidas en los coeficientes de la ecuación de salarios y en las divergencias entre los mismos para las dos ecuaciones estimadas (una para hombres y otra para mujeres). Así, suponiendo la estructura salarial masculina como la no discriminatoria, se podría comprobar que:

$$\overline{\ln W_H} - \overline{\ln W_M} = \overline{X'_H} \hat{\beta}_H - \overline{X'_M} \hat{\beta}_M = (\overline{X_H} - \overline{X_M})' \hat{\beta}_H + \overline{X'_M} (\hat{\beta}_H - \hat{\beta}_M) = A + B \quad (1)$$

Donde  $W$  se refiere al salario<sup>4</sup>;  $X$  es la matriz de variables explicativas que recoge los valores de aquellas características, tanto de los trabajadores como del puesto de tra-

<sup>3</sup> Oaxaca (1973), Blinder(1973).

<sup>4</sup> El uso de logaritmos en la variable dependiente salario al especificar el modelo está extendido en la literatura desde el trabajo seminal de Mincer (1974), que contrastó esta especificación como la más adecuada para las ecuaciones de salarios. Además, la diferencia en el logaritmo de salarios entre hombres y mujeres se puede comprobar analíticamente que equivale al diferencial salarial en tantos por uno entre los dos grupos.

bajo, que determinan la productividad; y  $\beta$  son los coeficientes de las regresiones, los cuales muestran las retribuciones a dichas características.

El diferencial promedio de salario,  $\overline{LnW_H} - \overline{LnW_M}$  se descompone, tal y como se expuso anteriormente, en dos términos:

[A] Recoge las diferencias entre géneros, en promedio, para cada una de las características, ponderadas por el coeficiente estimado para cada una de ellas en la ecuación de salarios masculina. En este primer término de la descomposición se obtienen estas diferencias a nivel agregado para el total de hombres y mujeres en la muestra de estimación. Podemos interpretar que estamos obteniendo la parte del diferencial salarial atribuida a las diferencias en dotaciones de capital humano entre hombres y mujeres.

[B] Agrega las diferencias en coeficientes (o retribuciones a las características) entre ambos grupos, ponderándolas por el peso de cada característica, siendo este peso la media de la característica para la mujer. En este segundo término, por tanto, se mide la diferencia en remuneración para cada una de las características de nuestro modelo. En consecuencia, como se explicó anteriormente, podemos considerar que está midiendo, en términos agregados, el grado de discriminación entre hombres y mujeres para el conjunto de las variables explicativas de nuestro modelo.

Esta descomposición se puede realizar considerando tanto que la estructura salarial masculina es la no discriminatoria, como considerando la estructura salarial media de toda la población. En este trabajo, vamos a utilizar esta segunda, esto es, la del conjunto de la muestra (hombres y mujeres), siguiendo a Oaxaca y Ransom (1994), por lo que las comparaciones en términos de remuneración serán con respecto al individuo medio de nuestra muestra.

Como se deduce de lo expuesto con anterioridad, para la estimación del diferencial retributivo entre hombres y mujeres es básica no sólo la estimación correcta de las ecuaciones de salarios sino, además, la estimación de dichas estructuras salariales por separado para hombres y mujeres. Para la correcta estimación de estas ecuaciones es fundamental tener en cuenta el *diferencial en participación* en el mercado laboral entre hombres y mujeres (Heckman, 1979).

En efecto, el salario de un trabajador se observa sólo si éste está empleado; por lo tanto, la muestra con la que se trabaja normalmente, que incluye sólo a trabajadores empleados, está censurada o seleccionada. Si intuitivamente se entiende que las características personales de las trabajadoras que incrementan la probabilidad de que participen en el mercado laboral, a su vez, afectan a su salario, cualquier estimación de las ecuaciones de salarios que omita la decisión de participación generará un error de especificación por variable omitida, obteniéndose una estimación sesgada de los coeficientes en la ecuación de salarios, si no se controlan adecuadamente estas diferencias en participación. Esto se solventa estimando el conocido modelo de selección de Heckman, que evita el sesgo

de selección muestral al introducir en la regresión el término de selección, mediante un proceso de estimación conjunta y por máxima verosimilitud. Por tanto, en este trabajo se tendrá en cuenta este problema de selección, tanto en la estimación, como a la hora de aplicar la descomposición de Oaxaca. Para ello se sigue la contribución de Neuman y Oaxaca (2003), que analizan el término de corrección y su descomposición en parte explicada y no explicada por características, asignando las diferencias predichas en términos de participación laboral entre hombres y mujeres a la parte correspondiente del diferencial observado de salarios por género.

En este trabajo utilizamos como una de las fuentes principales de información la Encuesta de Estructura Salarial. Esta encuesta, por su tamaño muestral y su diseño específico para cuantificar el salario, pudiera parecer la fuente óptima para abordar el análisis. Sin embargo, contiene únicamente información de los trabajadores, impidiendo por tanto abordar el problema aducido anteriormente de sesgos de selección muestral. A fin de eliminar el sesgo por omisión de los no participantes en la estimación de las ecuaciones salariales, es preciso contar con información tanto de aquéllos que trabajan como de aquéllos que no. A su vez, esta encuesta adolece de falta de información sobre características familiares de los individuos encuestados. Esta información familiar es determinante a la hora de modelar la decisión de participación, más si cabe si se pretende distinguir por sexo. Todo ello hace que de cara a medir correctamente las diferencias salariales entre hombres y mujeres en Andalucía, utilicemos como base de datos de referencia la Encuesta de Condiciones de Vida.

No obstante, y dado el pequeño tamaño muestral de la Encuesta de Condiciones de Vida, también mostraremos en lo que sigue los principales resultados obtenidos con la Encuesta de Estructura Salarial 2006, a fin de poder comparar, además, nuestros resultados con algunos estudios previos realizados sobre el objeto del presente estudio.

### 2.3.2 Resultados de la estimación

A fin de analizar el diferencial medio entre los salarios de hombres y mujeres siguiendo la metodología anteriormente expuesta, vamos a estimar un modelo de regresión controlando por selección muestral *á la Heckman* para los hombres y las mujeres incluidas en la muestra de trabajadores andaluces, usando los datos de la Encuesta de Condiciones de Vida de 2006. La variable dependiente en estos modelos de regresión será el salario total bruto por hora y trabajador, en logaritmos, y las variables explicativas de estos modelos son las descritas en el apartado 2.2<sup>5</sup>.

---

<sup>5</sup> Como se ha dicho antes, en este análisis se obvia el sector agrícola así como el conjunto de las administraciones públicas (excepto las ramas públicas de sanidad, servicios sociales y educación).

Los coeficientes de los modelos estimados se muestran en las tablas 2.2, 2.3 y 2.4. Estas tablas contienen, respectivamente, los resultados obtenidos para el conjunto de la muestra, hombres y mujeres considerados conjuntamente, resultados sólo para la muestra de salarios de hombres y, finalmente, los resultados de la muestra de salarios de mujeres. En estos modelos se han incluido como variables explicativas del salario las siguientes: el nivel educativo del trabajador; su experiencia (medida como número de años pasados en trabajo remunerado); si está contratado bajo un contrato temporal; si realiza tareas de supervisión; el tamaño de la empresa, clasificado éste en función del número de trabajadores; y, finalmente, una serie de variables no mostradas en las tablas pero que se encuentran disponibles para el lector interesado, y que controlan por el sector de actividad y el nivel de ocupación del trabajador.

<b>Tabla 2.2. Regresión de salarios para el total de la muestra. ECV 2006 *</b>				
<b>Modelo de selección de Heckman</b>		Nº observaciones	1.438	
<b>(modelo de regresión con selección muestral)</b>		Censuradas	611	
		No censuradas	827	
Log pseudolikelihood = -999,4427				
	Coefficiente	Error estandar robusto	z	P>  z
<b>Logaritmo del salario hora</b>				
Educación secundaria	0,095	0,047	2,000	0,045
Educación universitaria	0,276	0,072	3,820	0,000
Experiencia	0,013	0,005	2,380	0,017
Experiencia al cuadrado	0,000	0,000	-0,640	0,521
Contrato temporal	-0,121	0,032	-3,830	0,000
Supervisión	0,120	0,034	3,500	0,000
Empresas de entre 20 y 49 trabajadores	0,109	0,035	3,170	0,002
Empresas de 50 y más trabajadores	0,255	0,031	8,250	0,000
Constante	2,057	0,175	11,740	0,000
<b>Variable dicotómica: 1 participa/ 0 no participa</b>				
Edad	0,183	0,013	14,250	0,000
Edad al cuadrado	-0,002	0,000	-17,280	0,000
Educación secundaria	0,327	0,065	5,040	0,000
Educación universitaria	0,522	0,066	7,930	0,000
Casado o pareja de hecho	0,072	0,069	1,040	0,298
Hijos menores	-0,074	0,059	-1,240	0,215
Constante	-2,769	0,269	-10,290	0,000
Lambda	0,033	0,141		

Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 0,06 Prob > chi2 = 0,8121

Wald chi2(24) 860,220

Prob > chi2 0,000

\*Se incluyen controles por actividad y ocupación en la regresión de salarios, pero por simplicidad se omiten aquí.

Elaboración propia.

**Tabla 2.3. Regresión de salarios para los hombres. ECV 2006 \***

Modelo de selección de Heckman (modelo de regresión con selección muestral)		Nº observaciones	754	
		Censuradas	298	
		No censuradas	456	
Log pseudolikelihood = -451,6058				
	Coefficiente	Error estandar robusto	z	P>  z
<b>Logaritmo del salario hora</b>				
Educación secundaria	0,071	0,045	1,570	0,115
Educación universitaria	0,271	0,065	4,140	0,000
Experiencia	0,011	0,006	1,900	0,057
Experiencia al cuadrado	0,000	0,000	0,110	0,913
Contrato temporal	-0,118	0,041	-2,910	0,004
Supervisión	0,097	0,044	2,180	0,030
Empresas de entre 20 y 49 trabajadores	0,133	0,048	2,750	0,006
Empresas de 50 y más trabajadores	0,262	0,040	6,560	0,000
Constante	2,216	0,158	14,040	0,000
<b>Variable dicotómica: 1 participa/ 0 no participa</b>				
Edad	0,196	0,019	10,430	0,000
Edad al cuadrado	-0,003	0,000	-13,990	0,000
Educación secundaria	0,080	0,095	0,840	0,401
Educación universitaria	0,153	0,099	1,540	0,123
Casado o pareja de hecho	0,584	0,122	4,790	0,000
Hijos menores	0,109	0,089	1,220	0,222
Constante	-2,566	0,409	-6,270	0,000
Lambda	-0,145	0,070		

Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 3,96 Prob > chi2 = 0,0466

Wald chi2(24) 589,050

Prob > chi2 0,000

\*Se incluyen controles por actividad y ocupación en la regresión de salarios, pero por simplicidad se omiten aquí.

Elaboración propia.

Por otra parte, y para controlar por el posible sesgo de selección muestral, se estima conjuntamente una ecuación para la probabilidad de observar a cada individuo empleado o no. Esta ecuación debe depender del conjunto de variables que determinan el salario, pero, además, debe incluir algún indicador que influya en la decisión de trabajar o no. En nuestra especificación, estas variables son variables familiares, tales como si el individuo está casado o no, o si cuenta con hijos dependientes económicamente<sup>6</sup>. Por último, las tablas anteriormente citadas muestran el coeficiente del término que controla por la existencia de selección muestral, la conocida como lambda de Heckman y que si es significativamente distinta de cero nos está indicando que, efectivamente, la muestra de empleados no nos sirve para estimar correctamente las diferencias salariales entre hombres y mujeres.

<sup>6</sup> Hijos dependientes económicamente en la ECV son todos los menores de 16 años, y los que tienen 16 y más años pero menos de 25 y son económicamente inactivos.

<b>Tabla 2.4. Regresión de salarios para las mujeres. ECV 2006 *</b>				
Modelo de selección de Heckman (modelo de regresión con selección muestral)		Nº observaciones	684	
		Censuradas	313	
		No censuradas	371	
Log pseudolikelihood = -486,8683				
	Coefficiente	Error estandar robusto	z	P> z
<b>Logaritmo del salario hora</b>				
Educación secundaria	0,260	0,067	3,860	0,000
Educación universitaria	0,474	0,099	4,790	0,000
Experiencia	0,013	0,006	1,990	0,047
Experiencia al cuadrado	0,000	0,000	-1,080	0,278
Contrato temporal	-0,131	0,044	-3,000	0,003
Supervisión	0,135	0,055	2,460	0,014
Empresas de entre 20 y 49 trabajadores	0,106	0,048	2,180	0,029
Empresas de 50 y más trabajadores	0,215	0,045	4,790	0,000
Constante	1,426	0,180	7,920	0,000
<b>Variable dicotómica: 1 participa/ 0 no participa</b>				
Edad	0,192	0,020	9,500	0,000
Edad al cuadrado	-0,002	0,000	-10,520	0,000
Educación secundaria	0,613	0,100	6,140	0,000
Educación universitaria	0,952	0,106	8,970	0,000
Casado o pareja de hecho	-0,223	0,087	-2,560	0,010
Hijos menores	-0,254	0,080	-3,170	0,002
Constante	-3,409	0,412	-8,270	0,000
Lambda	0,277	0,074		

Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 12,51 Prob > chi2 = 0,0004

Wald chi2(24) 446,550

Prob > chi2 0,000

\*Se incluyen controles por actividad y ocupación en la regresión de salarios, pero por simplicidad se omiten aquí.

Elaboración propia.

En general estas tres tablas muestran que prácticamente todas las variables incorporadas al modelo son significativas, por lo que tienen un efecto significativo sobre el salario, además de mostrar el signo esperado en base a las predicciones de la teoría económica. Así, por ejemplo, se encuentra que a mayor nivel educativo mayor salario, siendo entre las mujeres el nivel de significatividad de esta variable mayor. En la tabla 2.4 observamos que las mujeres cuentan, en media, con un salario hora que es un 26% y un 47,4% superior para las que tienen estudios secundarios y universitarios, respectivamente, respecto a las que tienen estudios primarios. Por otra parte, obtenemos que la experiencia eleva el salario por hora alrededor de un 1,2% por año, tanto si se es hombre como si se es mujer. Tener un contrato temporal, por el contrario, reduce el salario total por hora un 11,8% en los hombres y un 13,1% en las mujeres. Las tareas de supervisión elevan el salario en un 9,7% o en un 13,5% según se sea hombre o mujer, respectivamente. Al mismo tiempo, el salario se va elevando conforme se incrementa el tamaño de la empresa en la que se ocupa el trabajador. En efecto, para empresas de más de 50 trabajadores el salario hora predicho para hombres es un 26,2% superior que para aquellos hombres que trabajan en empresas de menos de 20 trabajadores, mientras que este hecho supone una diferencia de un 21,5% para la mujer.

En cuanto a la decisión de participación en el mercado de trabajo, la probabilidad de participar, tal y como se puede comprobar en estas tres tablas, se incrementa con la edad para ambos sexos, y con el nivel de estudios, aunque en este caso el efecto sólo es significativo para las mujeres, siendo máximo el efecto en la participación laboral para las mujeres universitarias. En cuanto a las variables familiares, los hombres casados o que conviven con su pareja presentan una mayor probabilidad de participar, respecto a los no casados; mientras que tener hijos menores a cargo no parece presentar un efecto significativo sobre la probabilidad de participar para el conjunto de la muestra, una vez controladas el resto de variables. Sin embargo, las mujeres casadas y aquéllas con hijos menores a cargo presentan una probabilidad de participar menor que las mujeres no casadas y aquéllas que no tienen hijos.

Estos mismos ejercicios de estimación de los determinantes principales de la decisión de participación en Andalucía se recogen en el Anexo C para el conjunto de España (tablas C.1 a C.3). Se observan algunas diferencias reseñables cuando comparamos el comportamiento de las mujeres y los hombres andaluces con el obtenido para el conjunto de España, siendo estas diferencias las siguientes: el incremento en los niveles educativos tiene un efecto mayor sobre el salario para las mujeres andaluzas que para las españolas (47,4% mayor el salario de una universitaria que el de una trabajadora con estudios primarios en Andalucía, y 28,3% en España). Del mismo modo, la temporalidad en el contrato reduce el salario para una trabajadora andaluza de manera más importante que para una española, 13,1% frente al 9%. En el caso de los hombres, la principal diferencia la encontramos en las divergencias salariales en función del tamaño de la empresa en la que trabaja el asalariado. Trabajar en empresas de entre 20 y 49 trabajadores supone un salario un 13,3% superior al que se obtendría en una empresa de menos de 20 trabajadores en Andalucía, mientras que esta ratio es de un 6,4% para España. Si el trabajador se ocupa en una empresa de 50 trabajadores o más, el diferencial de salarios respecto a las empresas de menos tamaño se cifraría en un 26,2% para un andaluz y en un 17,8% para un español.

Una vez estimadas las regresiones de salarios utilizando la ECV, se puede proceder a realizar la descomposición de la diferencia salarial mediante la metodología de Oaxaca-Blinder descrita en el apartado 2.3.1. Los resultados para Andalucía y España se presentan en la tabla 2.5.

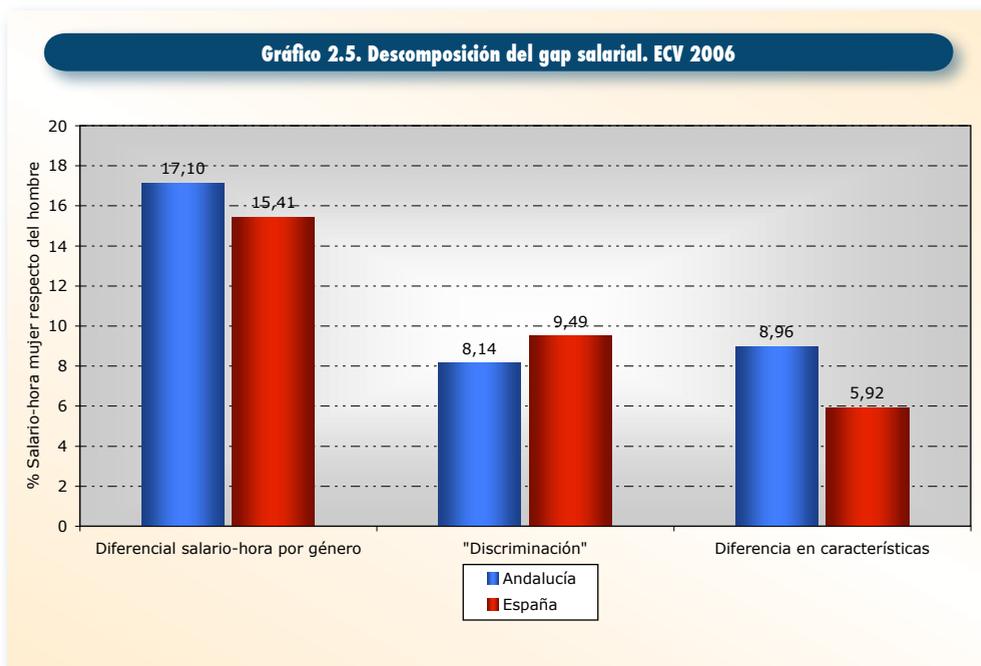
<b>Tabla 2.5. Descomposición de Oaxaca-Blinder del diferencial de salarios. ECV 2006</b>		
	Andalucía	España
<b>A. Diferencia salarial por género en % respecto al salario medio de un hombre</b>		
Total	17,10	15,41
Discriminación	8,14	9,49
Características	8,96	5,92
<b>B. En % del total de la diferencia</b>		
Total	100,00	100,00
Discriminación	47,59	61,60
Características	52,41	38,40

Elaboración propia.

En dicha tabla se observa como las diferencias salariales observadas en media para la muestra de trabajadores andaluces son del 17,1% en 2006. **La parte del diferencial salarial no explicada por las diferencias en características, parte que, como se explicó al principio, es la que usualmente se liga a discriminación salarial entre hombres y mujeres, se estima en torno al 8,14%.**

Para el conjunto de España, el diferencial en salarios medios es algo inferior al andaluz, en concreto se sitúa en el 15,4%. Sin embargo, se observa como la parte de estas diferencias que se debe a diferencias en características entre hombres y mujeres es inferior en el conjunto de España que lo que se obtiene para Andalucía.

Por ello, se puede llegar a la conclusión de que **la parte de las diferencias salariales debidas a discriminación, según nuestro modelo, es ligeramente superior en el conjunto de España de lo que se manifiesta en la muestra de trabajadores y trabajadores andaluces: 9,49% para España en 2006, frente a 8,14% para Andalucía en ese mismo año.** Por lo tanto, las mayores diferencias salariales observadas en Andalucía parecen deberse a mayores diferencias en las características de hombres y mujeres en esta región frente a las mayores similitudes en las mismas que se estiman para el conjunto de la nación.



A continuación, nos centraremos en la diferencia estimada entre hombres y mujeres andaluces que es puramente achacable a diferentes rendimientos de las características

explicativas del salario; esto es, a diferencias atribuibles a discriminación salarial entre hombres y mujeres<sup>7</sup>.

No obstante, para asegurarnos que dicha diferencia media del 8,14% se debe a discriminación salarial, es conveniente realizar un análisis adicional para comprobar que esta discrepancia no se debe a diferencias en productividad entre ambos géneros. Así pues, se ha realizado un análisis que trata de explicar la diferencia salarial atribuible a diferentes rendimientos de las características explicativas del salario por diferencias de productividad a nivel agregado. Para ello, tratamos de correlacionar estas diferencias estimadas con las diferencias observadas en productividad.

En concreto, y para ello, a partir de un modelo teórico sencillo que describe la producción de las empresas en base al uso de dos tipos de trabajadores, hombres y mujeres, y dentro de una función de producción de elasticidad de sustitución constante, se consigue obtener una expresión que nos permite estimar las diferencias en productividad entre ambos géneros. Una vez obtenidas, estas diferencias, que sólo pueden obtenerse a nivel de sectores, son puestas en correlación con las diferencias salariales (discriminación) para estos mismos sectores. La idea que subyace en este ejercicio es comprobar si las diferencias en salarios por género tienen un sustento en las diferencias en productividad no captadas por las ecuaciones salariales desarrolladas en esta sección. Los resultados iniciales vienen a indicar que no existe correlación entre ambas variables, por lo que podemos concluir que **las diferencias en los salarios no explicadas** en esta sección **no están motivadas por retribuciones diferentes a productividades diferentes**. En el Anexo A se desarrolla con todo detalle este ejercicio.

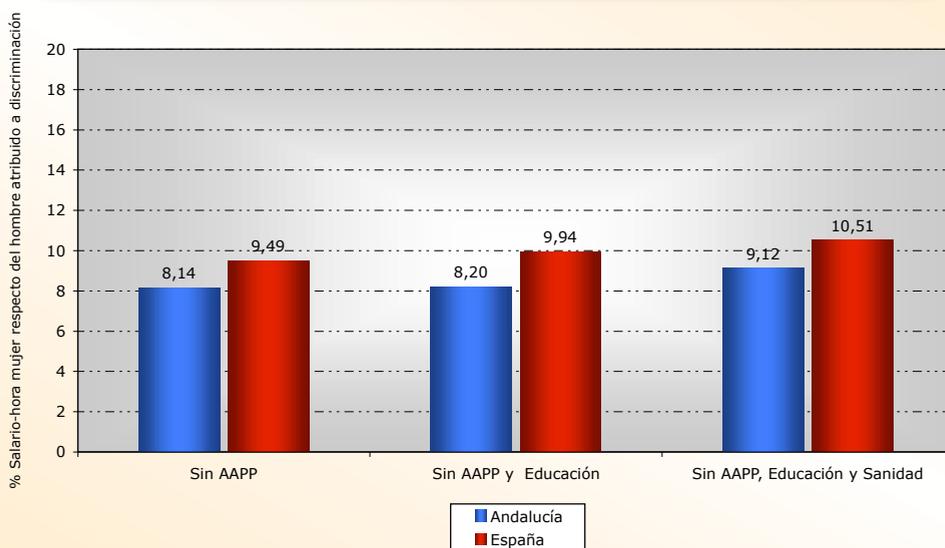
Una vez concluido el análisis de la discriminación salarial, en el Anexo C, tal y como se comentó anteriormente, se presentan los resultados del análisis sin incluir, primero, el sector de la educación y, segundo, los sectores educativo y sanitario<sup>8</sup>. En las tablas C.6 a C.17 de este anexo se recogen los resultados de los modelos de regresión estimados con estas submuestras, y en las tablas C.18 y C.19 del mismo, se presentan las descomposiciones correspondientes, recogidas a su vez en el gráfico 2.6. En este gráfico se puede comprobar como excluir los sectores educativo y sanitario tiene cierto efecto en

---

<sup>7</sup> Como nota de precaución, hay que indicar que esta parte del diferencial de salarios incluye también la parte no explicada por nuestro modelo de las diferencias observadas entre los salarios de hombres y mujeres. Por ello, esta parte del diferencial puede estar sobrevalorando la posible discriminación entre hombres y mujeres al incluir también las diferencias en características que no se hayan podido recoger en nuestro modelo por falta de información. Algunos ejemplos de estas variables omitidas pueden ser ciertas condiciones del puesto de trabajo, claramente ligadas a la productividad, como el tiempo efectivo de trabajo.

<sup>8</sup> Por “sector educativo” se alude a la división 80 de la CNAE-1993. El “sector sanitario” se refiere a la división 85 de la CNAE-1993, que incluye tanto los servicios sanitarios y veterinarios como los servicios sociales.

**Gráfico 2.6. Descomposición del gap salarial en Andalucía y España según los sectores incluidos. ECV 2006**



el componente discriminatorio estimado de las diferencias salariales observadas. Así, las diferencias salariales debidas a discriminación aumentan de manera remarcable, pasando de un 8,14% a un 9,12% para el conjunto de la muestra andaluza.

Por último, de cara a contrastar si los resultados presentados hasta aquí pueden verse afectados por el pequeño tamaño muestral de la Encuesta de Condiciones de Vida, en el siguiente apartado se presentan los resultados de analizar el diferencial de salarios y su descomposición utilizando la Encuesta de Estructura Salarial para el año 2006. El objetivo es, también, tener un mayor tamaño muestral para poder replicar el análisis realizado para distintos grupos de edad o niveles de estudios, lo cual la ECV no permite.

### 2.3.3 Resultados con la Encuesta de Estructura Salarial

La descomposición de las diferencias salariales entre hombres y mujeres también se ha llevado a cabo con los datos de la Encuesta de Estructura Salarial, en su versión del año 2006 (EES 2006). Sin embargo, como ya se indicó anteriormente, en este caso no es posible aplicar el modelo de Heckman que controla por la posible existencia de selección muestral, al no contar más que con información sobre la población empleada.

La información disponible en esta encuesta es muy amplia. Respecto a los salarios, tenemos información del salario base de cada trabajador, los complementos salariales

(con diferenciación entre complementos generales, específicos y variables), así como información sobre retenciones de IRPF y pagos a la Seguridad Social. La existencia de horas trabajadas semanales en la base de datos permite el cálculo de salarios por hora. El salario utilizado en nuestro análisis es el salario bruto total, que incluye el salario base, los complementos y las retenciones, así como los pagos a la Seguridad Social, en términos de salario hora.

En cuanto a las características asociadas al trabajador y que determinan en parte las diferencias salariales, se recogen las siguientes:

- Características del trabajador: se dispone de información sobre sexo, educación, antigüedad en la empresa, tipo de contrato (fijo o temporal y a tiempo completo o parcial).
- Características de la empresa: con información sobre tipo de control (público o privado), tipo de mercado hacia donde la empresa dirige la producción (local o regional, nacional, Unión Europea y resto del mundo) y tipo de convenio (centro de trabajo, empresa, interprovincial, de sector o nacional).
- Otras características de la empresa y/o del trabajador asociadas a la segregación: ocupación, sector de actividad, responsabilidad en el puesto de trabajo y tamaño del establecimiento.

En la tabla 2.6 se muestran los estadísticos descriptivos de la EES 2006 para Andalucía y España. Se pueden observar en ella algunas diferencias en las características asociadas al género de los trabajadores andaluces. Respecto a la educación podemos observar como, por lo general, las mujeres poseen un nivel educativo medio más elevado. Por ejemplo, el porcentaje de mujeres con estudios universitarios de primer y segundo ciclo es del 12,49% y el 10,63%, respectivamente, mientras que el peso de los hombres en estos niveles educativos es sensiblemente inferior, con un 6,14% y un 6,72%, respectivamente. Por el contrario, el porcentaje de mujeres con niveles de estudios primarios o inferiores es muy inferior al de los hombres.

En cuanto a los años medios de antigüedad en la empresa, éstos son superiores en el caso de los hombres, con 5,1 años frente a los 4,6 de las mujeres.

Por último, entre las características de los trabajadores, se aprecian diferencias en cuanto a la duración del contrato, ya que el peso de la contratación indefinida es menor entre los hombres, 54%, que entre las mujeres, 64,85%. Sin embargo, y en comparación con el conjunto de España, el peso de la contratación indefinida es claramente menor en Andalucía que en el conjunto del Estado. Además, se observan diferencias importantes en el tipo de jornada, con el 9,04% de los hombres y el 35,27% de las mujeres con contratos a tiempo parcial.

<b>Tabla 2.6. Descriptivos por sexo. Características de la Encuesta de Estructura Salarial 2006</b>						
	Andalucía			España		
	Total	Hombres	Mujeres	Total	Hombres	Mujeres
<b>Observaciones</b>						
Valor absoluto	16.515	10.925	5.590	184.422	114.826	69.596
%	100	66,15	33,85	100	62,26	37,74
<b>Salario mensual bruto (euros)</b>	1.393,50	1.537,45	1.133,00	1.596,65	1.781,46	1.315,67
<b>Características trabajador</b>						
<b>Estudios (% verticales)</b>						
Analfabetos o primarios incompletos	12,24	13,56	9,87	7,10	7,86	5,94
Estudios primarios	17,21	20,62	11,05	20,08	23,24	15,28
Secundaria básica	30,93	33,19	26,86	27,19	29,47	23,73
Secundaria superior	8,53	7,97	9,55	11,04	9,82	12,88
Formación profesional grado medio	6,15	4,90	8,40	6,99	5,95	8,57
Formación profesional grado superior	8,42	6,90	11,16	8,45	7,99	9,14
Universidad. Primer ciclo	8,40	6,14	12,49	8,13	6,10	11,23
Universidad. Segundo y tercer ciclo	8,11	6,72	10,63	11,01	9,56	13,22
<b>Experiencia (años de antigüedad)</b>	4,9	5,1	4,6	6,6	6,9	6,1
<b>Tipo de contrato</b>						
% Fijos	57,87	54,02	64,85	71,59	69,73	74,42
% Tiempo parcial	18,37	9,04	35,27	16,42	7,73	29,64
<b>Características empresa</b>						
<b>Mercado (% verticales)</b>						
Local o regional	70,11	70,81	68,82	57,88	56,49	59,99
Nacional	25,64	24,55	27,60	33,46	33,83	32,90
Unión Europea o mundial	4,26	4,63	3,58	8,67	9,68	7,12
<b>Convenios (% verticales)</b>						
Sector	30,71	27,88	35,84	37,65	35,49	40,9
Interprovincial, provincial, comarcal	56,85	60,55	50,15	52,59	53,83	50,7
Empresa o centro de trabajo	12,43	11,57	14,01	9,77	10,68	8,4
<b>Variables relacionadas con la segregación</b>						
<b>Ocupación (% verticales)</b>						
Dirección	1,29	1,62	0,70	2,13	2,72	1,22
Técnicos y profesionales científicos e intelectuales	9,11	6,71	13,45	9,09	6,93	12,36
Técnicos y profesionales de apoyo	10,32	9,61	11,60	14,15	13,28	15,48
Empleados de tipo administrativo	12,88	7,59	22,45	13,14	7,54	21,65
Trabajadores de servicios de restauración, comercio y otros	16,27	10,42	26,87	14,79	8,48	24,38
Trabajadores cualificados de agric. y pesca	0,35	0,53	0,02	0,25	0,39	0,04
Artisanos y trabajadores cualificados de manufacturas y construcción	20,18	30,07	2,29	18,75	28,87	3,37
Operadores de instalaciones y maq., y montadores	11,74	16,60	2,95	11,82	16,87	4,14
Trabajadores no cualificados	17,86	16,85	19,67	15,90	14,93	17,37
<b>Sectores (% verticales)</b>						
Industrias extractivas	0,17	0,25	0,03	0,16	0,23	0,04
Industria manufacturera	13,79	17,01	7,98	20,49	25,27	13,24
Energía eléctrica, gas y agua	0,46	0,60	0,20	0,28	0,36	0,14
Construcción	20,58	29,74	4,00	15,50	23,67	3,09
Comercio y reparación	21,70	19,32	26,00	19,94	17,99	22,91
Hostelería	7,29	5,62	10,32	6,80	5,10	9,37
Transporte, almacenamiento y comunicaciones	4,84	6,17	2,44	5,05	6,30	3,16
Intermediación financiera	2,71	2,43	3,21	2,76	2,54	3,09
Actividades inmobiliarias y de alquiler; servicios empresariales	14,04	10,27	20,86	15,67	11,43	22,10
Educación	4,25	2,51	7,40	3,49	2,08	5,64
Sanidad y servicios sociales	6,04	2,74	12,02	5,76	2,25	11,10
Otros servicios	4,13	3,35	5,54	4,10	2,78	6,11
<b>Responsabilidad (%)</b>	17,50	19,54	13,81	18,34	20,86	14,51
<b>Tamaño de establecimiento (% verticales)</b>						
De 1 a 9 trabajadores	30,01	30,00	30,03	26,74	26,68	26,82
De 10 a 49	33,71	36,76	28,19	31,95	35,08	27,20
De 50 a 199	17,47	18,14	16,25	17,53	18,04	16,76
200 y más	18,81	15,10	25,53	23,78	20,21	29,21

Elaboración propia.

Respecto a las características de las empresas, cabe destacar la mayor presencia de mujeres en empresas con convenios a nivel de sector. En el resto de características no existen diferencias notables.

Respecto a la ocupación, sector de la empresa, responsabilidad y tamaño del centro de trabajo, destacamos que se observan pautas muy diferentes en cuanto a la presencia de la mujer. En la ocupación, dada la estructura educativa de la mujer, ésta posee una mayor presencia en ocupaciones donde se exigen titulaciones universitarias así como en ocupaciones administrativas. En puestos de dirección la presencia de la mujer es muy inferior a la de los hombres (0,7% frente al 1,62%). Por último, es intensa la presencia de la mujer en los puestos de trabajo no cualificados del sector servicios, cuyo total suma el 26,87% de las mujeres trabajadoras frente al 10,42% de los hombres, y también en puestos de carácter administrativo (un 22,45% de mujeres frente a un 7,59% de hombres). Por el contrario, los hombres intensifican su presencia en ocupaciones relacionadas con la industria, sobre todo en los puestos cualificados.

En cuanto a la segregación sectorial, tan sólo señalar la acumulación de empleo femenino en sectores como educación, sanidad, comercio, actividades inmobiliarias y hostelería, con el 76,70% del empleo femenino andaluz, frente al 40,45% del masculino. En el resto de actividades es mayoritaria la presencia masculina.

Respecto a la responsabilidad, se observa que el porcentaje de mujeres que poseen puestos de trabajo con algún tipo de responsabilidad es inferior al porcentaje de hombres (un 13,81% frente a un 19,54%).

Por último, parece que, en comparación con los hombres, es mayor la presencia de trabajadoras en empresas de más de 200 trabajadores.

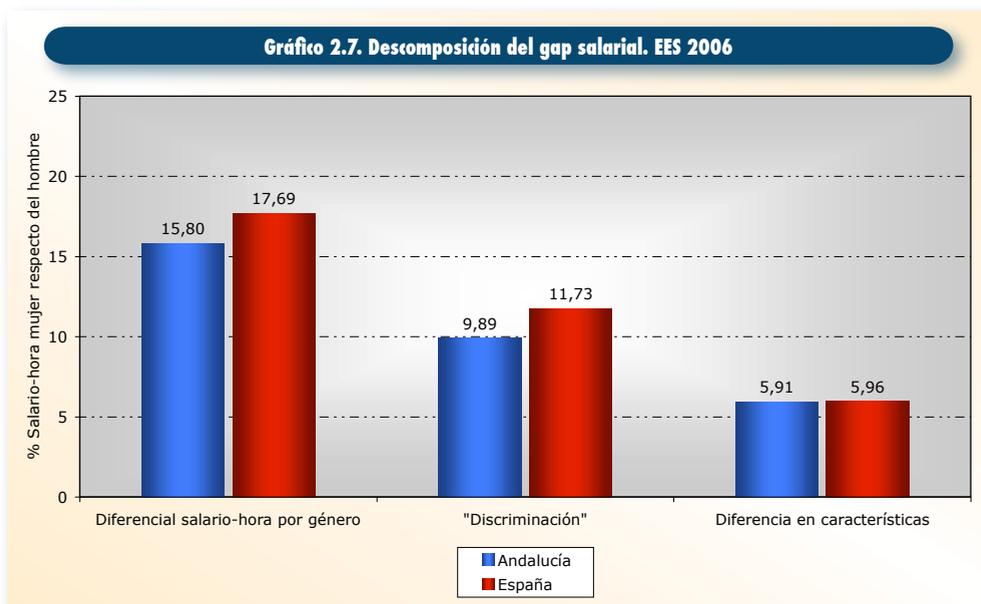
Al igual que se observaba en la Encuesta de Condiciones de Vida, encontramos que el nivel educativo y la experiencia son mayores en España que en Andalucía. Por el contrario, el nivel de temporalidad en el mercado de trabajo andaluz es superior, así como la presencia del contrato de trabajo a tiempo parcial, variable ésta con la que no se contaba en la encuesta anterior.

En el Anexo C, tablas C.4 y C.5, se ofrecen las regresiones en las que se basa la descomposición del diferencial de salarios con la EES 2006. Los resultados de estos ejercicios de estimación aparecen recogidos en la tabla 2.7 y en el gráfico 2.7, donde presentamos la descomposición de las diferencias estimadas de salarios entre hombres y mujeres, para Andalucía y España, para el año 2006.

El diferencial salarial para Andalucía usando la EES asciende al 15,80% para el año 2006, mientras que en España este diferencial alcanza el 17,69%. Si descomponemos con la metodología de Oaxaca-Blinder estas diferencias predichas en diferencias debidas a características distintas entre hombres y mujeres y en diferencias debidas a distintos

<b>Tabla 2.7. Descomposición de Oaxaca-Blinder del diferencial de salarios. EES 2006</b>		
	Andalucía	España
<b>A. Diferencia salarial por género en % respecto al salario medio de un hombre</b>		
Total	15,80	17,69
Discriminación	9,89	11,73
Características	5,91	5,96
<b>B. En % del total de la diferencia</b>		
Total	100,00	100,00
Discriminación	62,60	66,32
Características	37,40	33,68

Elaboración propia.



rendimientos de cada una de estas características, esto es, a discriminación, obtenemos que este último componente supone el 62,60% y el 66,32%, respectivamente, de las diferencias en Andalucía y España. Es decir, las diferencias que podemos atribuir a causas discriminatorias son en Andalucía de casi el 10%, y en España del 11,7%, respecto al salario medio del hombre<sup>9</sup>.

<sup>9</sup> Se han realizado también estimaciones con la EES del año 2002, con el fin de analizar la posible variación de los resultados. Dado que la muestra para el año 2002 no coincide con la de 2006, para llevar a cabo la comparación ha sido necesario adaptar la muestra de 2006 a una comparable con la de 2002. Los resultados que obtenemos son que, con muestras comparables, en Andalucía el diferencial salarial se reduce ligeramente entre ambos años, pasando del 14,54% al 13,91%; si bien, del montante total, la parte no explicada por nuestro modelo, esto es, aquella que puede ser atribuida a discriminación salarial entre hombres y mujeres, ha descendido en Andalucía del 10,24% en el año 2002 al 8,35% en el año 2006.

El diferencial que permanece inexplicado se sitúa tanto en Andalucía como en España en valores ligeramente superiores a los obtenidos con la Encuesta de Condiciones de Vida (recuérdese que en este caso el diferencial estimado debido a discriminación es del 8,14% y del 9,49%, respectivamente).

Como se comentó con anterioridad, el mayor tamaño muestral de la EES nos permite replicar el análisis para distintos grupos de edad y niveles de estudios, lo cual con la ECV no es posible. A continuación, en las tablas 2.8 y 2.9 se presentan los resultados para distintos grupos poblacionales, que se utilizarán después en la agregación de todos los tipos de costes. Si bien no son coherentes con el total, calculado con la ECV, son los únicos que se pueden estimar a ese nivel de desagregación.

La tabla 2.8 muestra la discriminación por grupos de edad. Podemos observar como la discriminación crece al aumentar la edad media de los trabajadores. Así, para aquellos trabajadores con menos de 31 años, la discriminación es de un 8,11%, para aquellos que se sitúan entre los 31 y 45 años, un 8,76%, y para los que superan los 45 años esta ratio alcanza el 11,09%.

<b>Tabla 2.8. Descomposición del diferencial de salarios por grupos de edad en Andalucía. EES 2006</b>				
	Todos	Menores de 31	Entre 31 y 45	Mayores de 45
<b>A. Diferencial de salarios por género en % respecto al salario medio de un hombre</b>				
Total	15,80	10,60	11,28	26,05
Discriminación	9,89	8,11	8,76	11,09
Características	5,91	2,49	2,52	14,97
<b>B. En % del total de la diferencia</b>				
Total	100,00	100,00	100,00	100,00
Discriminación	62,60	76,51	77,64	42,55
Características	37,40	23,49	22,36	57,45

Elaboración propia.

La tabla 2.9 muestra las diferencias entre trabajadores con distintos niveles educativos. Observamos que la discriminación salarial entre hombres y mujeres es mayor entre aquéllos con niveles educativos universitarios (10,28%), mientras que es menor para aquéllos con niveles medios de educación (8,47%). Los trabajadores con estudios primarios muestran una discriminación que alcanza el 9,85%.

<b>Tabla 2.9. Descomposición del diferencial de salarios por nivel educativo en Andalucía. EES 2006</b>				
	Todos	Primarios	Secundarios	Universitarios
<b>A. Diferencial de salarios por género en % respecto al salario medio de un hombre</b>				
Total	15,80	19,89	20,75	24,15
Discriminación	9,89	9,85	8,47	10,28
Características	5,91	10,04	12,28	13,87
<b>B. En % del total de la diferencia</b>				
Total	100,00	100,00	100,00	100,00
Discriminación	62,60	49,54	40,83	42,56
Características	37,40	50,46	59,17	57,44

Elaboración propia.

Ambos patrones son coherentes con los resultados teóricos y empíricos que demuestran que la desigualdad salarial entre trabajadores crece con la experiencia y con la educación. En el primer caso, Farber y Gibbons (1996) desarrollaron un modelo teórico en el que se demostraba que a medida que se eleva la experiencia de los trabajadores, las diferencias salariales entre trabajadores con iguales niveles educativos también crecen. Los resultados empíricos para multitud de países muestran que este patrón se repite mayoritariamente.

En cuanto al nivel educativo, nuevos resultados teóricos y empíricos muestran que el crecimiento de las diferencias salariales acompaña al crecimiento de la educación (Katz y Kearny, 2005a y b, y Lemieux, 2006a y b). Más aún, actuales teorías sobre la polarización del mercado de trabajo en los Estados Unidos muestran que las diferencias salariales por nivel de estudio tienen forma de “U” respecto al nivel educación, siendo mayores para los extremos educativos y menores en el caso de niveles educativos intermedios.



### 3. DIFERENCIAS POR GÉNERO EN LOS COSTES NO SALARIALES

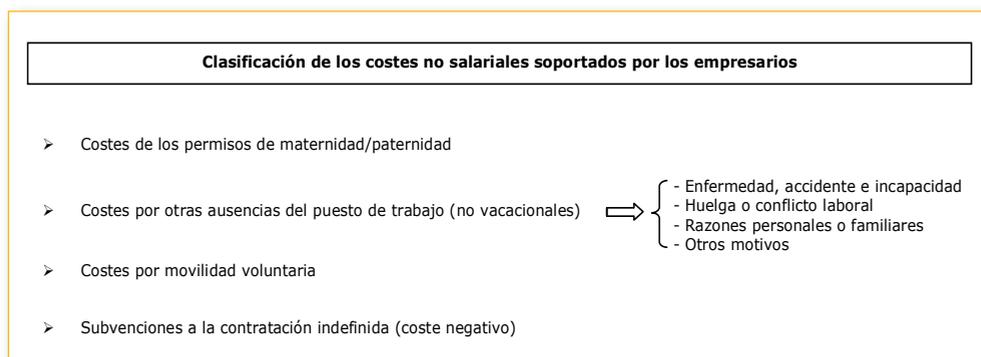
#### 3.1 Introducción

En esta sección analizamos las diferencias en los costes no salariales por razón de género. Los costes no salariales son aquellos que suponen un pago para el empresario, asociado a su relación laboral con los trabajadores, pero que no están incluidos en los pagos salariales a los mismos.

La existencia de estos costes no salariales está estrechamente ligada a los derechos laborales recogidos en la legislación laboral española, como es el caso de aquellos costes que surgen como consecuencia del permiso de maternidad/paternidad o como consecuencia del derecho a la huelga. Además, existen otros costes no salariales que pueden aparecer asociados a otros motivos ajenos a la propia actividad laboral. En este segundo caso, merecen señalarse tanto los costes que generan las ausencias de los trabajadores de su puesto de trabajo (no vacacionales), ya sea por razones justificadas (por ejemplo, enfermedad) o no justificadas, como los costes asociados a la baja contractual voluntaria del trabajador (que se denominará en adelante “movilidad voluntaria”). Nuestro objetivo en esta tercera sección del trabajo consiste en analizar la posible existencia de diferencias en estos costes por razón de género.

En este trabajo, los costes laborales no salariales se clasifican en tres tipos: maternidad/paternidad, movilidad voluntaria y ausencias del puesto de trabajo. Además, vamos a analizar dentro de esta sección las subvenciones a la contratación indefinida, que, a los efectos de este trabajo, es una partida que reduce los costes salariales. Por tanto, tales subvenciones deben restarse del resto de costes asociados al trabajador.

Esquemáticamente, los costes no salariales satisfechos por los empresarios son los siguientes:



Cada uno de estos costes exige un tratamiento diferencial si el objetivo es analizar la posible existencia de diferencias por género. Tanto los costes por maternidad o paternidad como los costes asociados a la movilidad voluntaria, dependen en su mayor parte del coste de búsqueda de un sustituto/trabajador que cubra la vacante, así como de la pérdida de producción mientras se cubre la misma. En ninguno de estos casos el empresario incurre en el pago de un salario sin contraprestación, bien porque éste sea asumido por la Seguridad Social o bien porque no exista ya la relación laboral que obligue a ello. Por el contrario, en el caso del coste derivado de las ausencias del puesto de trabajo, el principal coste radica en el sueldo pagado sin que exista contraprestación por parte del trabajador, es decir, la producción perdida. Por último, respecto a las subvenciones a la contratación indefinida, la cuantía recibida por el empresario reducirá, como se ha indicado antes, el total de costes laborales.

Cada uno de los costes se ha analizado por separado, dada la diferente naturaleza y casuística de los mismos. No obstante, la forma en que se cuantifica cada uno de estos costes es similar. Se calculará el coste esperado para la empresa en cada caso, distinguiendo entre los asociados a trabajadoras y aquellos asociados a trabajadores. Este coste esperado es el resultado de multiplicar la probabilidad de incurrir en dicho coste, por la duración del suceso asociado al mismo y, finalmente, por el salario, del trabajador o la trabajadora. En este último término se tendrá en cuenta una banda de variación que permita cuantificar las diferencias utilizando distintos escenarios salariales que incluirán, o no, la discriminación cuantificada en el apartado anterior.

De este modo, valorando cada uno de estos costes no salariales de manera aislada, podemos determinar en qué medida las diferencias salariales no explicadas por el modelo pueden ser atribuidas a diferencias entre hombres y mujeres en dichos costes no salariales.

En los siguientes apartados se realizan los análisis necesarios para conocer la existencia de diferencias en estos costes por razón de género. En cada caso resulta necesario afrontar el problema de la estimación de las diferencias desde varios frentes. Ninguna de las diferencias entre los costes puede estimarse mediante un solo paso o procedimiento. Es por ello que cada uno de los análisis ha resultado de un compendio de estudios parciales. Así, por ejemplo, para la estimación de los costes asociados al permiso de maternidad/paternidad ha sido necesaria la estimación de la probabilidad de que exista dicho permiso, en primer lugar, y del coste del mismo, en segundo lugar. También en el análisis de los costes por ausencias del puesto de trabajo ha sido necesario evaluar conjuntamente tres dimensiones: la probabilidad de la ausencia, el tiempo de duración de la misma y su coste diario. Todo ello nos lleva a remarcar la necesaria complejidad de nuestras estimaciones al abordarse al mismo tiempo varias cuestiones diferentes de las causas que originan los costes.

Los resultados son, no obstante, bastante clarificadores. Mientras que, por un lado, el permiso de maternidad/paternidad y las ausencias del puesto de trabajo elevan el coste medio de contratación de una mujer, los costes totales no salariales son más elevados para el hombre debido a su mayor probabilidad de abandono del puesto de trabajo, esto es, de movilidad voluntaria. Este mayor coste para el hombre resulta, a su vez, incrementado por el hecho de que las subvenciones presentan un diferencial positivo para las mujeres. El resultado final de este análisis es que el conjunto de costes laborales no salariales no supone un mayor precio esperado que un empresario tenga que abonar por la contratación de una mujer.

Estos resultados constituyen, por tanto, una primera evidencia, seguramente necesaria de más estudios que profundicen algunos aspectos, pero que muestra claramente como no es cierto que la mujer recibe un menor salario para compensar un mayor coste no salarial que debe soportar el empresario. Esto es motivado por el necesario prorrateo que debe hacerse de los costes empresariales generados por esta razón; es decir, el coste del permiso de maternidad debe entenderse en el conjunto del total de meses o años que la trabajadora permanece en la empresa. Este prorrateo reduce considerablemente el precio que una empresa debe satisfacer por esta contingencia en términos de salarios medios.

En lo que resta de sección explicaremos los costes laborales no salariales analizados, la estrategia de estimación de las diferencias por razón de género y los resultados obtenidos.

## 3.2 Costes de los permisos de maternidad/paternidad

### 3.2.1 Descripción

El permiso por maternidad o paternidad representa un coste para el empresario asociado principalmente al coste de búsqueda de un sustituto. A este coste habría que agregarle, además, aquél asociado a las diferencias en productividad entre la persona de permiso y aquélla que ha sido contratada para su sustitución, lo que denominamos coste de sustitución.

Mientras que el primero de estos costes puede ser estimado, por el contrario, se considera que no es posible estimar de forma coherente y razonable el diferencial de productividad entre el trabajador de permiso y el sustituto, esto es, el coste de sustitución. A continuación se argumentan, a grandes rasgos, las tácticas que seguir y las decisiones tomadas para estimar el coste de los permisos de maternidad y paternidad.

#### A) Coste de búsqueda

Este componente del coste puede ser valorado en función de la existencia de precios de mercado aplicados a la búsqueda de candidatos para un puesto vacante.

Por ello, una estrategia inicial para calcular el coste de búsqueda puede ser la de asumir como coste las tarifas existentes para contratar a una empresa especializada en recursos humanos o bien el coste de contratación vía Empresas de Trabajo Temporal (ETT). A falta de la necesaria información sobre costes de búsqueda, consideramos que este coste puede ser un buen indicador, aunque seguramente imperfecto, de lo que económicamente supone para una empresa buscar a un sustituto.

#### B) Coste de sustitución

La experiencia tanto laboral como en la empresa es un activo del trabajador. Esta dotación de capital humano asociado al trabajador implica que su sustitución en el puesto de trabajo derive en cambios en los niveles de productividad, dada las diferencias en estas dotaciones entre distintos trabajadores. Para poder medir estas diferencias sería necesario evaluar tanto las diferencias en dichas dotaciones entre sustituto y sustituido, como las variaciones en los niveles de productividad de las empresas.

No obstante, esta información no existe tal y como sería necesario para poder llevar a cabo una estimación con unos requisitos mínimos de confianza. Por este motivo, respecto al coste de oportunidad derivado de las diferencias en productividad entre sustituto y sustituido, consideramos que con la información disponible no es posible realizar una valoración objetiva. Esta consideración implícitamente supone que estos costes son similares para cada género.

El permiso de maternidad/paternidad, hasta hace relativamente poco tiempo, era patrimonio exclusivo del sexo femenino. La ampliación del permiso al padre obligaría a extender el análisis mediante el cálculo de los costes asociados a la paternidad, lo que seguramente reducirá aun más las diferencias en costes entre hombres y mujeres. No obstante, dado que en 2006 los permisos por paternidad aún no existían, el proceder va a consistir tan sólo en el cálculo del coste para una trabajadora<sup>10</sup>.

La estimación de los costes por permisos de maternidad debe realizarse en términos medios o esperados para el empresario. En otras palabras, el coste de un permiso maternal debe estar ponderado por la probabilidad de que un empresario tenga que asumir tal contingencia. No hacerlo sobrevaloraría este coste. Por ejemplo, supongamos que una empresa contrata a una mujer. Si ésta tiene menos de treinta años, la probabilidad de que disfrute de un permiso de maternidad en los próximos años es elevada. No obstante, como el hecho de que una mujer se acoja a un permiso maternal es un coste fijo asociado a su contratación, el empresario suele prorratear este coste a lo largo de toda la vida laboral de la mujer, o al menos en la duración de su contrato dentro de la empresa,

<sup>10</sup> El permiso de paternidad entró en vigor en marzo de 2007, por lo que no era un derecho laboral en el año 2006 para aquellos trabajadores que entonces fueron padres.

y no sólo en un instante determinado. Así, por tanto, lo más adecuado en este punto es calcular el valor esperado de este coste.

### 3.2.2 Valoración del coste

El coste que una empresa asume por la búsqueda de un trabajador que está de permiso por maternidad puede ser valorado por parte de ésta desde dos perspectivas, según se cubra al trabajador que se encuentra de permiso:

- A) Cobertura interna del puesto: sería el caso en el que la propia empresa es la que asume el coste mediante la puesta en movimiento de los recursos económicos y humanos de la misma. El coste en este caso sería complejo de medir dada la dificultad de desvincular de la estructura de costes de la empresa aquéllos asignados en exclusiva a la sustitución del permiso.
- B) Cobertura externa del puesto: en este caso la empresa asume un coste contratando a empresas de recursos humanos y/o ETTs que se hacen cargo de la actividad a cambio de un precio de mercado.

Aunque ambos costes pueden diferir, en términos agregados es razonable que no existan condiciones de arbitraje. En equilibrio, por tanto, ambos costes, el interno y el externo, deben ser idénticos. Si no ocurriera de esta manera, el coste mayor debería reducirse mientras el menor tendría que incrementarse hasta que se igualasen. Si, por ejemplo, los costes asumidos por las empresas fueran menores que los asumidos contratando a una empresa externa, la segunda alternativa no existiría, o bien, tendrían que bajar los precios cobrados hasta igualarlos al coste interno de búsqueda. Por el contrario, aquellas empresas cuyos costes internos de búsqueda fueran superiores al coste de contratación de un trabajador a través de ETTs o empresas de recursos humanos, terminarían contratando a éstos. Por ello, asumimos como coste de búsqueda las tarifas medias aplicadas por empresas de recursos humanos y ETTs.

Para obtener un valor de los costes de búsqueda se opta por llevar a cabo dos aproximaciones diferentes. Conjuntamente, éstas ofrecerán como resultados intervalos de costes en los que será posible situar los costes de búsqueda. La primera de estas aproximaciones utiliza las tarifas cobradas por las ETTs a las empresas por contratación y sustitución de sus trabajadores. La segunda de las aproximaciones trabaja con los ingresos de estas empresas junto con el número de operaciones de intermediación realizadas por las mismas, para, dadas estas cifras, estimar una tarifa media cobrada que permita ser valorada en términos del salario medio de un trabajador.

La tabla 3.1 contiene la información obtenida a partir de las tarifas aplicadas por cinco importantes empresas de trabajo temporal. Según esta información, el coste de búsqueda de un trabajador temporal asciende, en media y para el caso de los permisos maternales, al 37,38% del salario medio.

**Tabla 3.1. Coste de búsqueda del permiso por maternidad**

	% Sobre el salario medio (1)	Tiempo vacante (meses) (2)	Coste sobre el salario (%) (1)*(2)
Coste del permiso por maternidad	37,38	4	149,52

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de los ETIs.

En el permiso maternal, al buscarse un sustituto que permanezca en la empresa al menos cuatro meses, el coste debe ser abonado otras tantas veces. Esto implica que, si la sustitución de una trabajadora de permiso maternal supone un 37,38% de un salario mensual por mes de permiso, para el conjunto de la misma el coste que tendría que abonar una empresa se situaría en 1,49 veces el salario medio.

Como se indicó anteriormente, a partir de los ingresos de las ETIs y del volumen de operaciones es posible estimar una segunda aproximación del coste de búsqueda. El análisis de las cuentas de resultados de las ETIs elevan los ingresos obtenidos en España por las mismas, por cada contrato gestionado, a casi 19.000 euros<sup>11</sup>. Esta cantidad se acerca al sueldo medio anual español para el año 2006, que según la Encuesta de Estructura Salarial del INE fue de 17.732 euros. Por este motivo, es factible suponer que las ETIs facturan unos ingresos medios aproximados a un sueldo mensual por cada contrato gestionado. En este caso, esta aproximación valora el coste por debajo del obtenido en la primera estimación para los permisos por maternidad.

En este caso, y asumiendo que esta valoración determina un coste total mensual para el empresario de un mes salarial, obtenemos como intervalo para el coste del permiso por maternidad el definido por el 100% y el 149,5% de un sueldo mensual.

### 3.2.3 Diferencias de género en el coste de los permisos de maternidad

Una vez que han sido establecidos los costes que le supone a un empresario el permiso maternal en términos de un sueldo medio, el siguiente paso exige el cálculo del coste esperado del permiso maternal. De forma sencilla, el coste esperado del permiso de maternidad se obtiene como la probabilidad de que una mujer disfrute un permiso multiplicado por el coste de sustitución calculado en el anterior epígrafe.

La probabilidad de que una trabajadora se encuentre en esta situación es posible calcularla a partir de la EPA del INE. El uso de esta encuesta frente a otras, como la Encuesta sobre el Tiempo de Trabajo, viene motivado por el hecho de que en la primera el tamaño muestral es considerablemente mayor, lo que ofrece un menor error en las estimaciones realizadas.

<sup>11</sup> [www.ciett.org](http://www.ciett.org).

Como es sabido, la EPA ofrece información sobre las características laborales y personales de una muestra amplia de residentes en España. Entre otras muchas cuestiones, en la EPA se pueden encontrar los motivos de ausencia del puesto de trabajo durante la semana anterior a la que se realiza la entrevista. Así, la pregunta 5 del apartado B (Relación con la actividad económica) del cuestionario, versa sobre la razón por la que teniendo un empleo remunerado la semana anterior no acudió a éste. En esta pregunta, destacan las respuestas 2 y 3. La primera de ellas corresponde a la existencia de un permiso por maternidad, mientras que la segunda alude a una excedencia por maternidad. Desgraciadamente, el bajo número de registros correspondientes a mujeres de permiso maternal para Andalucía nos obliga a realizar este análisis desde la perspectiva nacional. Se asume que la probabilidad estimada en las próximas líneas de estar de permiso maternal es similar a la que se obtendría a nivel regional.

Utilizando los datos del primer trimestre de 2006 es posible, elevándolos mediante el uso de factores de elevación, calcular el número y porcentaje de trabajadoras con permiso y/o excedencia de maternidad. La tabla 3.2 muestra estos resultados.

<b>Tabla 3.2. Trabajadoras que por algún motivo no acudieron al trabajo en la semana de referencia</b>			
	Trabajadoras	% Sobre ausencias totales	% Sobre asalariadas
<b>Asalariadas</b>	6.718.486		100
No acudieron al trabajo por:			
No sabe	245	0,04	0
Vacaciones o días de permiso	196.307	33,76	2,92
Permiso por nacimiento de un hijo	56.762	9,76	0,84
Excedencia por nacimiento de un hijo	9.044	1,56	0,13
Enfermedad, accidente o incapacidad temporal del encuestado	293.810	50,53	4,37
Jornada de verano, horario variable, flexible o similar	8.721	1,5	0,13
Actividades de representación sindical	487	0,08	0,01
Mal tiempo	2.332	0,4	0,03
Paro parcial por razones técnicas o económicas	1.098	0,19	0,02
Haber recibido enseñanza o formación fuera del establecimiento	2.202	0,38	0,03
Razones personales o responsabilidades familiares	2.716	0,47	0,04
Otras razones	7.757	1,33	0,12
<b>Total</b>	581.481	100	8,65

Fuente: EPA, primer trimestre de 2006 (INE). Elaboración propia.

Un total de 581.481 mujeres asalariadas no acudieron a su empleo la semana anterior a pesar de tenerlo y de ser remunerado. Esto supone un 8,65% del total de mujeres asalariadas para dicho trimestre. De este total, el 9,76% fue por un permiso maternal, mientras que el 1,56% por excedencia por nacimiento de un hijo. En consecuencia, 65.806

trabajadoras asalariadas, un 0,97% del total, no trabajaron la semana de referencia según la encuesta por ambos motivos relacionados con la maternidad.

Este porcentaje puede ser considerado, por lo tanto, como la probabilidad de que una mujer, en un momento determinado, esté disfrutando de un permiso maternal. Si realmente se quiere medir la probabilidad mensual de un permiso maternal es necesario tener en cuenta que la probabilidad expuesta en las líneas anteriores está condicionada a la duración de dicho permiso. Hay que diferenciar el hecho de solicitar el permiso de maternidad del hecho mismo del permiso. Mientras el primero es un hecho puntual, y que es el que nos interesa ya que buscamos la probabilidad de un permiso, el segundo está amplificado por la duración del mismo. En otras palabras, una misma mujer respondería afirmativamente durante cuatro meses consecutivos que disfruta de un permiso maternal. Esto no implica, por ello, que haya solicitado el permiso cuatro veces. Por este motivo, la probabilidad de que una mujer se encuentre de permiso en un mes determinado será el porcentaje de permisos maternales dividido por el número de meses que dura dicho permiso. Por lo tanto, la probabilidad de que en un momento dado una mujer se beneficie de un permiso por maternidad será la probabilidad de que una mujer asalariada esté de permiso dividida por 4. Esto lleva a una probabilidad mensual del 0,24% de que una trabajadora se acoja al permiso maternal.

A partir de esta probabilidad, es posible estimar el coste que representa un permiso maternal, en términos relativos a su salario, como la probabilidad de que una mujer solicite un permiso multiplicado por el coste que supone el mismo. La tabla 3.3 muestra los resultados de dicho cálculo.

<b>Tabla 3.3. Coste del permiso maternal para una empresa. % Sobre el salario mensual</b>			
	Coste de un permiso sobre el salario (%)	Probabilidad del permiso (%)	Coste medio sobre el salario (%)
	(1)	(2)	(1)*(2)
Máximo	149,5	0,24	0,36
Mínimo	100	0,24	0,24

Fuente: EPA, primer trimestre de 2006 (INE). Elaboración propia.

Así, para una empresa, **la contratación de una mujer implica asumir un coste esperado entre el 0,36% y el 0,24% de un salario medio mensual del año 2006.**

Para ampliar la información así como para aumentar el detalle de nuestros resultados es posible estimar estas mismas probabilidades según grupos de edad y nivel de estudios. En la tabla 3.4 y los gráficos 3.1 a 3.4 se muestran los resultados clasificando a las asalariadas por nivel de estudios y grupos de edad.

Puede comprobarse que, por grupos de edad, como es razonable, existen grandes diferencias entre aquéllas con hasta 45 años y las pertenecientes al grupo de edad superior, para las que este coste es prácticamente cero. En el caso de la educación, la probabilidad es significativamente mayor a medida que se eleva el nivel educativo<sup>12</sup>.

**Tabla 3.4. Probabilidad de un permiso maternal por grupo de edad y nivel de estudios**

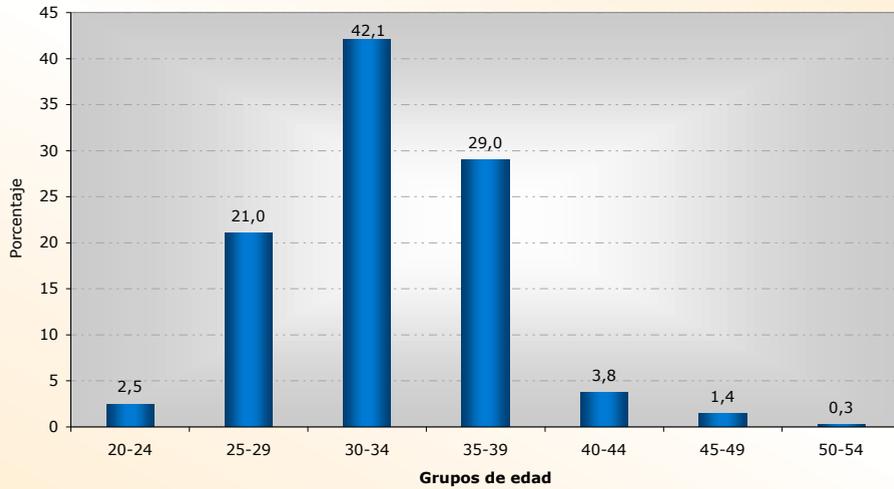
	Probabilidad (%)	Probabilidad Mensual (%)	Coste del permiso (%)	
			Máximo	Mínimo
<b>Grupo de edad</b>				
Menos de 30 años	0,85	0,211	0,316	0,211
Entre 30 y 45 años	1,62	0,405	0,606	0,405
Más de 45 años	0,09	0,021	0,032	0,021
<b>Nivel de estudios</b>				
Primarios	0,37	0,0925	0,138	0,0925
Secundarios	0,88	0,22	0,328	0,22
Universitarios	1,23	0,308	0,46	0,308

Fuente: EPA, primer trimestre de 2006 (INE). Elaboración propia.

En la tabla 3.4 se muestran los porcentajes que sobre el salario mensual medio puede suponer el permiso maternal por tramos de edad y nivel de estudios, una vez determinadas las probabilidades. Así, para una mujer con menos de 30 años, el coste esperado oscila entre el 0,21% y el 0,32%; para una mujer entre los 30 y 45 años entre el 0,41% y el 0,61%; y para una mujer mayor de 45 años entre el 0,02% y el 0,03%. Por niveles de estudios, estos porcentajes son, para una mujer con estudios primarios, del 0,09% de mínimo y el 0,14% de máximo; para una mujer con estudios medios de entre el 0,22% y el 0,33%; y para una mujer con estudios universitarios de entre el 0,31% y el 0,46%.

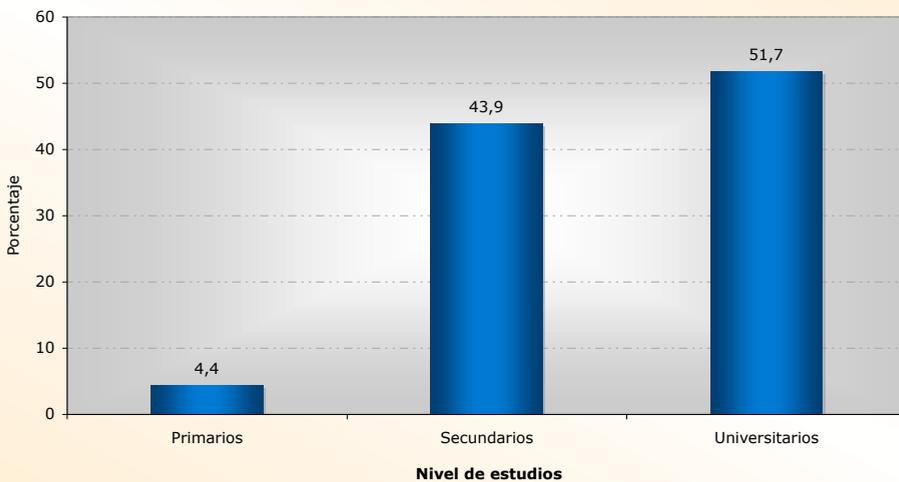
<sup>12</sup> En este resultado se esconde un sesgo de selección. Las mujeres más educadas poseen una mayor probabilidad de participar en el mercado de trabajo que aquéllas con niveles educativos inferiores. Por este motivo, es mucho más probable que encontremos a mujeres con estudios universitarios con permisos maternales que las que poseen estudios medios o primarios.

**Gráfico 3.1. Distribución de los permisos maternales entre asalariadas por tramos de edad**



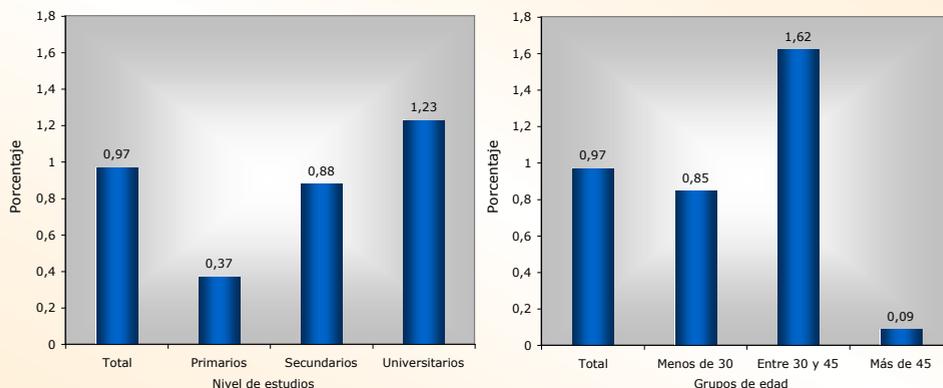
Fuente: EPA, primer trimestre de 2006 (INE).

**Gráfico 3.2. Distribución de los permisos maternales entre asalariadas por nivel educativo**



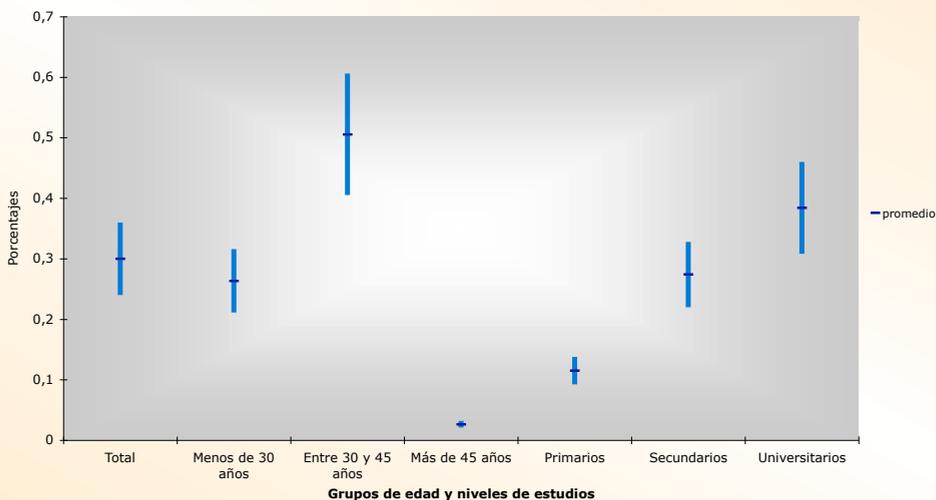
Fuente: EPA, primer trimestre de 2006 (INE).

**Gráfico 3.3. Probabilidad de permiso maternal por grupos de edad y nivel de estudios**



Fuente: EPA, primer trimestre de 2006 (INE).

**Gráfico 3.4. Costes esperados del permiso maternal sobre el salario medio mensual. Porcentajes sobre el salario medio (máximos, mínimos y promedios)**



Fuente: EPA, primer trimestre de 2006 (INE).

### 3.3 Costes por otras ausencias del puesto de trabajo (no vacacionales)

#### 3.3.1 Descripción

El coste por otras ausencias del puesto de trabajo (no vacacionales) engloba aquellos costes que suponen para el empresario la ausencia temporal, por diversas razones, del trabajador de su puesto de trabajo (excluido el permiso de maternidad/paternidad que se ha tratado en el apartado anterior). Este coste es doble: por un lado, el coste de oportunidad por la merma de beneficios derivada de la ausencia del trabajador y, en segundo lugar, el coste derivado del salario pagado y no justificado. Para calcular el total de este coste se estimará primero el coste que supone el salario pagado y no justificado y, sobre éste, se aplicará una corrección al alza que vendrá determinada por la ratio que supone el excedente bruto de explotación de las empresas andaluzas no agrarias sobre el total de las remuneraciones abonadas<sup>13</sup>. Esta corrección trata de captar el coste de oportunidad para la empresa por el beneficio no obtenido en ausencia del trabajador.

Se asume que las diferencias por razón de género dependen de las diferentes probabilidades de ausentarse, así como de los diferentes salarios retribuidos a los trabajadores por razón de género. Es por ello que la estimación de los costes por otras ausencias del puesto de trabajo dependerá de las diferencias de género en la probabilidad de ausentarse y de las diferencias en las retribuciones; todo ello valorado en términos de días medios de ausencia por razón de género.

Respecto a esta última cuestión, el tiempo medio de ausencia, mediante el uso de los microdatos de la EPA realizaremos una medición en términos porcentuales de la diferencia en el tiempo de ausencia medio por sexo. Aunque los datos no nos permiten realizar una valoración en términos absolutos de esta diferencia, sí es posible mediante modelos de regresión censurados poder realizar con garantías esta estimación en términos relativos, que en definitiva es la que interesa.

Por último, de este análisis de costes del absentismo se excluyen los costes derivados de la huelga o de los conflictos laborales en la empresa que implican la pérdida de horas de trabajo. Esto es así porque se asume que el coste motivado por huelga o conflicto laboral no debe presentar diferencias por razón de género una vez que se ha controlado por el sector de actividad.

#### 3.3.2 Valoración del coste

Al igual que en los costes por maternidad, la valoración del coste del absentismo de un trabajador debe realizarse en términos medios o esperados. Un empresario, al contra-

<sup>13</sup> Para la estimación de este factor de corrección se utilizará la ratio entre el excedente bruto de explotación y la remuneración de asalariados calculados para los sectores no agrarios en el Marco Input-Output de Andalucía para el año 2005 (publicado por el Instituto de Estadística de Andalucía).

tar, se enfrenta a la posibilidad de que el trabajador incurra en el absentismo y, por ello, en unos costes adicionales. Por este motivo, el empleador asume nuevamente un coste esperado que hay que sumar al salario y al resto de costes no salariales.

En el caso de las otras ausencias del puesto de trabajo (no vacacionales), el coste esperado viene determinado por tres factores. En primer lugar, por la probabilidad de que el trabajador incurra en dicha situación. Cuanto mayor sea esta probabilidad, mayor será el coste esperado por parte del empresario. En segundo lugar, por el período medio en días de absentismo. A mayor período, mayor coste. Por último, por el coste diario de no acudir al puesto de trabajo, que dependerá del coste de oportunidad derivado de la no producción así como de la remuneración satisfecha por un trabajo no realizado.

A diferencia del permiso por maternidad, en este caso no se asume el coste de búsqueda de un sustituto, ya que esta contingencia se supone imprevista y, en general, de poca trascendencia en días perdidos.

El coste medio esperado del absentismo puede expresarse, por tanto, como:

$$E(a)=p(a)\cdot t(a)\cdot c(a),$$

Donde,  $E(a)$  se define como el coste medio esperado por el empresario del absentismo de un trabajador,  $p(a)$  como la probabilidad de que un trabajador incurra en el absentismo,  $t(a)$  como el período medio en días de absentismo y, finalmente,  $c(a)$  como el coste de absentismo por día. Por lo tanto,  $E(a)$  resulta de multiplicar la probabilidad de ausentarse ( $p(a)$ ) por el valor económico de dicha falta ( $t(a)\cdot c(a)$ ).

Las diferencias por coste/hora pueden ser definidas como una función de las diferencias en los salarios pagados asociado a las diferencias en productividad. Sobre este respecto, las diferencias en coste/hora por razón de género dependen de los resultados en los apartados correspondientes de este trabajo sobre discriminación salarial y diferencias en productividad por razón de género.

Para llevar a cabo este análisis es necesario disponer de dos conjuntos de datos. Un primer conjunto para estimar la diferencia en la probabilidad de ausentarse entre hombres y mujeres, y otro para estimar el tiempo medio de la ausencia y las diferencias nuevamente entre hombres y mujeres. Estos análisis pueden realizarse a partir de los microdatos de la EPA. No obstante, para la estimación del tiempo medio de ausencia serán necesarios algunos supuestos para alcanzar con éxito tal objetivo. Otro handicap es la escasa información existente para realizar este análisis a nivel regional, ya que para ciertas características la muestra se reduce considerablemente<sup>14</sup>. Es por ello que los re-

<sup>14</sup> El uso de la EPA frente a otras encuestas como la Encuesta sobre el Tiempo de Trabajo se basa en el mayor tamaño muestral de la primera, lo que permite una mayor confianza en las estimaciones realizadas. Así, mientras en la EPA la muestra alcanza los 155.333 registros, la Encuesta sobre el Tiempo de Trabajo sólo posee 60.493. Dado que según ambas encuestas los trabajadores en absentismo no superan un pequeño porcentaje del total, cualquier análisis econométrico será más fiable si usamos una muestra más numerosa.

sultados que se muestran en este análisis se basan en el conjunto nacional de la muestra. Se supondrá, por tanto, que los valores medios nacionales son una buena aproximación para el verdadero valor regional.

- *El absentismo en la EPA*

La EPA, como ya se adelantó en el apartado anterior, dispone de información sobre los motivos por los cuáles un trabajador no acudió a su puesto de trabajo la semana de referencia, así como sobre el tiempo que duró esta ausencia. Al igual que en el permiso maternal, los datos utilizados corresponden al primer trimestre de 2006. Para dicho trimestre la encuesta dispone de información sobre 155.333 personas. De éstas, 51.254 eran asalariados, un 42,98% mujeres. Las características de los trabajadores incluidos en el análisis que a continuación se detalla pueden comprobarse en la tabla 3.5.

En lo que respecta al absentismo, a partir de las preguntas realizadas es posible conocer si el trabajador se ausentó de su puesto de trabajo durante la semana de referencia. Así, la pregunta 29 de la sección C del cuestionario de la EPA pregunta las razones por las que en la semana de referencia no se trabajó el número de horas habituales. Las razones que se permiten contestar son 19, de las cuáles 15 responden al hecho de trabajar menos horas de las habituales, 3 al de trabajar más horas, y una se refiere a “no sabe”. De las 15 respuestas por las cuáles se explica que el número de horas trabajadas o efectivas en la semana de referencia es inferior al habitual, existen tres relacionadas con el absentismo. Estas tres respuestas se corresponden con “Enfermedad, accidente o incapacidad temporal” (respuesta 04), “razones personales o responsabilidades familiares” (respuesta 14) y “otras causas” (respuesta 15).

Así, durante la semana anterior a la encuesta el 4,52% de los trabajadores se ausentaron de su puesto de trabajo por enfermedad, accidente o incapacidad temporal, por razones personales, o bien sin motivo justificado. Por sexo, el porcentaje de hombres que se ausentaron fue del 3,94%, mientras que entre las mujeres fue del 5,30%. Es decir, 1,36 puntos porcentuales más para las segundas.

El número medio de horas de ausencia fue de 28,73 horas. En este punto la encuesta adolece de una falta de información importante. Ante la pregunta de cuántas horas distintas a las habituales se trabajó la semana anterior, sólo conocemos con exactitud las horas de aquéllos cuya ausencia se prolongó por debajo de una semana completa. Por el contrario, respecto a aquellos trabajadores que se ausentaron al menos el máximo de horas habituales de la semana, no es posible conocer durante cuánto tiempo se prolongó dicha situación. Sólo conocemos que la semana de referencia no acudieron a su puesto de trabajo. Concretando, tenemos dos grupos de trabajadores entre los que se ausentaron: aquéllos que lo hicieron por una cantidad de horas inferior a las que comprende una semana completa, y aquéllos en los que la ausencia se prolongó durante una semana o más. Por ello, no es posible estimar las horas medias de ausencia y su diferencia por género a partir de esta información.

Esto no implica la imposibilidad de estimar las diferencias por género en el tiempo medio de ausencia. Dos son las razones: la primera, porque es posible suponer que el tiempo de ausencia superior a una semana se corresponde habitualmente, como se verá, a cuestiones de salud (podemos suponer que no existen, a priori, razones de género para entender grandes diferencias en el período de ausencia por estos motivos); la segunda, porque en el análisis se utilizarán herramientas econométricas que tengan en cuenta el hecho de desconocer el período de ausencia más allá de una semana.

El siguiente paso es conocer las diferencias en la probabilidad de absentismo y las diferencias en las horas de ausencia.

<b>Tabla 3.5. Descriptivos de los datos utilizados de la EPA, primer trimestre 2006</b>		
	Muestra	Población*
<b>Total asalariados</b>	51.254	15.886.640
Se ausentaron	2.317	689.698
<b>Número medio de horas de absentismo</b>		
Horas de absentismo	28,73	28,93
Menos del 100% semanal	11,78	12,67
La semana completa	36,03	36,2
<b>Porcentaje de los asalariados</b>		
Se ausentaron	4,52	4,34
Mujeres	42,98	42,29
Padres	14,31	12,48
Madres	10,59	9,51
Edad		
16-19 años	2,19	2,01
20-24 años	9,5	9,33
25-29 años	13,67	15,85
30-34 años	13,44	16,26
35-39 años	13,9	14,64
40-44 años	14,03	13,26
45-49 años	12,88	11,17
50-54 años	9,73	8,35
55-59 años	6,9	5,92
60-64 años	3,43	2,92
65-70 años	0,34	0,31
Sector Público	21,84	18,02
Nivel de estudios		
Primarios	14,39	14,37
Secundarios	50,73	51,06
Universitarios	34,88	34,56
Contrato temporal	31,43	33,33
Tiempo parcial	12,55	12,49

\* Utilizando los elevadores de la encuesta.

Elaboración propia.

- *Diferencias de género en la probabilidad de absentismo*

Se ha comentado anteriormente que, a nivel descriptivo, según la EPA una mujer posee una probabilidad superior a un hombre de ausentarse de su puesto de trabajo. Esta diferencia es de un 1,36% a la semana. Sin embargo, dicha diferencia está condicionada a multitud de características de los trabajadores, como, por ejemplo, el tipo de contrato, el nivel educativo, la edad, etc. El trabajo en este epígrafe consiste en intentar “aislar” al máximo posible qué parte es sólo atribuible al género del trabajador. Para ello, un modelo de elección binaria, por ejemplo el modelo *Probit*, permite estimar qué parte de la probabilidad de ausentarse de un trabajador es determinada por el género del mismo, frente al resto de las características.

La tabla 3.6 muestra el resultado de la estimación de este modelo. Esta estimación ha sido realizada tanto para el conjunto de los asalariados (total), como para cada uno de los seis grupos entre los cuáles dividimos la muestra (tres por tramos de edad y tres por nivel de estudios). Hay que resaltar que los coeficientes no implican directamente cambios en la probabilidad. Para que estos coeficientes reflejen exactamente qué diferencias de probabilidad existen en ausentarse entre hombres y mujeres es necesario, a partir de dichos coeficientes, calcular los llamados efectos marginales en la probabilidad. La tabla 3.7 muestra estos efectos marginales tan sólo para el coeficiente asociado al sexo.

Los resultados muestran que una mujer, una vez que se controla por el resto de características, posee una probabilidad superior a la del hombre de ausentarse de su puesto de trabajo. Esta probabilidad, tal y como refleja la tabla 3.7, es un 1,53% mayor. La diferencia obtenida es significativa al 1%.

Las diferencias son significativas para las mujeres y los hombres mayores de 30 años, y con estudios secundarios o universitarios. Para el resto de grupos las diferencias no son significativas. En términos de probabilidad, las diferencias son mayores para la cohorte de edad comprendida entre los 30 y los 45 años y para los individuos con estudios universitarios.

Entre otras variables destacamos que en el sector público la probabilidad de la ausencia es mayor que en el sector privado. También se ausentan más los trabajadores con contrato a tiempo completo frente a aquellos con contrato a tiempo parcial, aunque sólo para aquellos trabajadores con estudios primarios. Por último, se ausentan más los trabajadores con contrato indefinido y no encontramos efectos significativos en el hecho de ser padres o madres, salvo para las madres con estudios primarios.

### 3. Diferencias por género en los costes no salariales

<b>Tabla 3.6. Modelo Probit de la probabilidad de absentismo</b>							
Variable dependiente: variable dicotómica (1 = se ausentó la semana de referencia, 0 = no se ausentó)							
	Total	Menos de 30	Entre 30 y 45 años	Más de 45 años	Primarios	Secundarios	Universitarios
Sexo	0,166*** [0,024]	0,00806 [0,046]	0,245*** [0,035]	0,167*** [0,051]	0,0631 [0,077]	0,119*** [0,034]	0,265*** [0,042]
Madre	0,0508 [0,035]		-0,00645 [0,063]	0,0523 [0,047]	0,253** [0,081]	0,00667 [0,050]	0,0384 [0,068]
Padre	-0,0107 [0,034]		0,0846 [0,077]	-0,0203 [0,043]	-0,0823 [0,065]	-0,0239 [0,049]	0,0616 [0,073]
Grupos de edad							
20-24 años	-0,0344 [0,085]	-0,0363 [0,087]			-0,313 [0,236]	0,0447 [0,097]	
25-29 "	0,0613 [0,083]	0,067 [0,087]			-0,327 [0,226]	0,138 [0,096]	0,216* [0,104]
30-34 "	0,16 [0,082]				-0,206 [0,208]	0,235* [0,095]	0,317** [0,104]
35-39 "	0,155 [0,082]		0,00488 [0,038]		-0,0553 [0,190]	0,147 [0,096]	0,411*** [0,105]
40-44 "	0,127 [0,082]		-0,0153 [0,041]		0,0639 [0,181]	0,162 [0,096]	0,297** [0,109]
45-49 "	0,177* [0,084]				0,0646 [0,178]	0,226* [0,100]	0,340** [0,114]
50-54 "	0,206* [0,086]			0,025 [0,040]	0,0825 [0,177]	0,259* [0,104]	0,351** [0,122]
55-59 "	0,359*** [0,087]			0,177*** [0,043]	0,204 [0,176]	0,416*** [0,108]	0,540*** [0,124]
60-64 "	0,547*** [0,090]			0,361*** [0,050]	0,351* [0,178]	0,719*** [0,117]	0,651*** [0,138]
65-70 "	0,458** [0,160]			0,284* [0,142]	0,0991 [0,292]	0,856** [0,316]	0,740** [0,236]
Sector público	0,107*** [0,025]	-0,0234 [0,081]	0,0598 [0,039]	0,165*** [0,037]	0,101 [0,078]	0,126*** [0,037]	0,0866* [0,039]
Nivel de estudios							
Secundarios	-0,0374 [0,029]	0,0921 [0,098]	-0,0456 [0,057]	-0,0559 [0,038]			
Universitarios	-0,192*** [0,033]	-0,0875 [0,106]	-0,152* [0,062]	-0,253*** [0,046]			
Contrato temporal	-0,0729*** [0,023]	-0,135** [0,046]	-0,00823 [0,035]	-0,104* [0,044]	-0,0662 [0,054]	-0,0608 [0,032]	-0,102* [0,046]
Tiempo parcial	-0,0810* [0,032]	-0,0718 [0,066]	-0,0696 [0,050]	-0,103 [0,055]	-0,291*** [0,080]	-0,0481 [0,044]	0,0197 [0,060]
Constante	-1,748*** [0,087]	-1,881*** [0,144]	-1,704*** [0,076]	-1,496*** [0,060]	-1,554*** [0,184]	-1,802*** [0,097]	-2,191*** [0,108]
n	51.254	12.994	21.201	17.055	7.376	25.999	17.879

Errores estándar entre corchetes.

\* p < 0,1; \*\* p < 0,01; \*\*\* p < 0,001.

Fuente: EPA, primer trimestre de 2006 (INE). Elaboración propia.

**Tabla 3.7. Modelo Probit de la probabilidad de absentismo. Efectos marginales en la probabilidad de ausentarse**

Variable dependiente: variable dicotómica (1 = se ausentó la semana de referencia, 0 = no se ausentó)	
Total	0,0153
Grupos de edad	
Menos de 30	0,0005
Entre 30 y 45 años	0,0222
Más de 45 años	0,0196
Nivel de estudios	
Primarios	0,0071
Secundarios	0,0112
Universitarios	0,0207

Fuente: EPA, primer trimestre de 2006 (INE). Elaboración propia.

- *Tiempo medio de ausencia del puesto de trabajo*

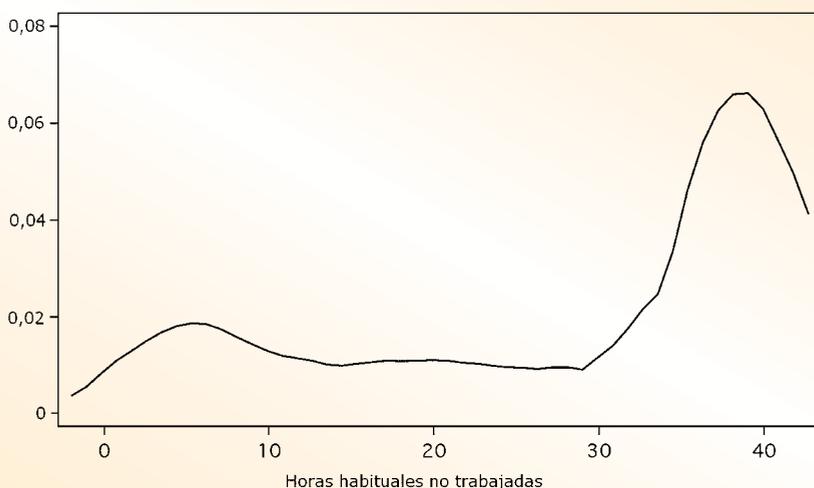
En cuanto al tiempo medio de ausencia del puesto de trabajo, la EPA ofrece la posibilidad de estimar el número medio de horas de ausencia para los trabajadores españoles<sup>15</sup>, así como sus diferencias por razón de género.

Además de esta información, la EPA ofrece datos sobre el número de horas pactadas por el trabajador (o el convenio, en su caso), las horas habituales de trabajo y las efectivamente trabajadas en la semana de referencia. Utilizando las dos últimas, es posible calcular el número de horas perdidas por el trabajador, dado el caso en el que se den las tres causas que asimilamos al absentismo.

Una vez calculadas las horas perdidas, en el gráfico 3.5 se muestra la distribución de las mismas entre los asalariados que se ausentaron en la semana de referencia por las razones 04, 14 y 15 señaladas anteriormente. Este gráfico muestra una particularidad de los datos de la encuesta, y que ya fue descrita en apartados anteriores. Como puede comprobarse, la distribución de las horas perdidas en la semana de referencia está censurada por la derecha. Como se explicó, esto viene motivado por la manera en que la encuesta realiza la pregunta. En este sentido, el cuestionario no contiene una pregunta que se refiera directamente a las horas no trabajadas, sino que ese dato se obtiene a partir de la diferencia entre las horas habituales dedicadas al trabajo principal y las horas efectivas dedicadas al trabajo principal en la semana de referencia. Si el trabajador se ausentó

<sup>15</sup> La muestra para Andalucía no es lo suficientemente elevada para resolver con éxito esta estimación y, por tanto, seguiremos usando los resultados para el conjunto de España para estimar el coste del absentismo en Andalucía. Sin duda, sería muy conveniente profundizar en este análisis y para ello sería vital contar con una encuesta diseñada a tal efecto y que cubra de manera satisfactoria el conjunto del mercado de trabajo andaluz.

**Gráfico 3.5. Densidad de las horas habituales no trabajadas. EPA, primer trimestre de 2006**



Fuente: Elaboración propia.

toda la semana, su respuesta será que las horas efectivas trabajadas fueron cero. Por el contrario, aquellos trabajadores que no perdieron la totalidad de la semana reportarán una cantidad inferior a la del total de horas habituales de la semana.

Como se vio en la tabla 3.5, en la muestra disponemos de información sobre 2.317 trabajadores que se ausentaron en la semana de referencia por las razones que consideramos absentismo a los efectos de este trabajo. De éstos, el 71,98% lo hicieron durante toda la semana. El resto lo hizo por un número inferior al total de horas habituales.

De este 71,98% no disponemos, por lo tanto, de las horas perdidas, ya que sólo conocemos que la semana anterior se ausentó por la totalidad de horas. Es por ello que la distribución está censurada en aquella parte que corresponde al número de horas habituales de los trabajadores.

Este hecho afecta a las horas perdidas semanales, como se puede comprobar en la tabla 3.8. La media de horas perdidas a la semana asciende a 28,73 entre el total de los asalariados que incurrieron en absentismo. Para aquellos trabajadores que se ausentaron una parte de las horas habituales semanales, la media de horas perdidas cae hasta las 11,78.

Respecto a las razones consideradas como absentismo, existen claras diferencias. La que más horas implica de pérdida, tanto en el conjunto de la muestra como en aquéllos que no agotan el total de las horas semanales, son las razones basadas en enfermedad,

accidente o baja temporal, con 33,84 y 15,56 horas, respectivamente; en segundo lugar, las razones personales, que implican una pérdida de 13,96 y 12,16 horas por persona a la semana, respectivamente; y, en último lugar, “otras causas”, con una pérdida de 11,32 y 9,40 horas, respectivamente.

<b>Tabla 3.8. Horas medias perdidas por ausencia en la semana de referencia</b>				
	Total causas	Enfermedad, accidente ...	Razones personales	Otras causas
<b>Horas perdidas para el total de asalariados que se ausentaron en la semana de referencia</b>				
Total	28,73	33,84	13,96	11,32
Hombres	29,57	35,49	14,33	12,12
Mujeres	27,98	32,43	13,75	10,23
Significatividad	**	***		*
<b>Horas perdidas por aquellos que se ausentaron menos del 100% de las horas habituales semanales</b>				
Total	11,78	15,56	12,16	9,4
Hombres	12,48	16,25	12	10,48
Mujeres	10,96	14,69	12,25	7,86
Significatividad	**			**

Nota: \*\*\* diferencia significativa al 1%, \*\* entre un 1 y 5%, \* entre un 5 y 10%.

Fuente: EPA, primer trimestre de 2006 (INE). Elaboración propia.

La tabla 3.8, además, ofrece información sobre las horas medias perdidas por sexo. Tanto en el caso de ausencia por enfermedad, accidente o baja temporal, como en el caso de otras causas, es el hombre el que habitualmente se ausenta por más tiempo de su puesto de trabajo. En cuanto a la ausencia por razones personales o responsabilidades familiares, las diferencias no resultan significativas.

No obstante, estas diferencias por sexo pueden venir motivadas por otras características personales, las cuales tienen diferentes valores entre los dos sexos. Por ello, sería interesante estimar el efecto que el sexo tiene sobre las horas perdidas una vez descontadas otras variables tales como la edad, el tipo de contrato, etc.

El problema que se presenta, como ya se comentó, es el de la censura. Para ello se procede a la estimación de un modelo *Tobit* (Tobin, 1958). Estos modelos permiten corregir, basándose en la existencia de información que desconocemos más allá de la censura, el posible sesgo del coeficiente estimado<sup>16</sup>.

La tabla 3.9 muestra los resultados de la estimación. Resulta interesante observar que el coeficiente asociado al sexo posee un signo positivo. Esto parece contradecir el análisis descriptivo previo de la tabla 3.8. Este resultado implica que las mujeres poseen, una vez que se controla adecuadamente por todas sus características, un mayor número medio de horas de absentismo que un hombre. El valor del coeficiente para el total de la

<sup>16</sup> Se ofrece una breve descripción del modelo Tobit en el Anexo B.

muestra implica que el tiempo medio de ausencia de una mujer supera al de un hombre en al menos un 43%.<sup>17</sup>

Las diferencias por grupos de edad son evidentes, de manera que a mayor edad mayor es la diferencia entre hombres y mujeres. Por niveles de estudio, son las trabajadoras con estudios primarios las que poseen una mayor diferencia con respecto a los hombres, mientras que esta diferencia es menor para las mujeres de estudios universitarios y aproximadamente igual para los trabajadores con estudios medios.

- *Diferencias en retribuciones*

La diferencia en costes por absentismo por razón de género, como se avanzó al principio del presente apartado, depende de las diferencias entre hombres y mujeres en tres variables: probabilidad de ausentarse, tiempo medio de ausencia y retribuciones. Esta última diferencia, las diferentes retribuciones según el sexo, depende de nuestros resultados sobre discriminación, los cuales fueron estimados en la sección 2.

### 3.3.3 Diferencias de género en el coste por absentismo

Para el cálculo de las diferencias por razón de género en los costes por absentismo, es necesario realizar una serie de pasos previos, algunos sustentados en supuestos. Para comenzar, el coste medio de absentismo por trabajador es explicado por la expresión anteriormente descrita  $E(a)=p(a)\cdot t(a)\cdot c(a)$ , donde  $p(a)$  es la probabilidad de incurrir en absentismo,  $t(a)$  es el tiempo medio de ausencia y  $c(a)$  es el coste medio por hora, día o mes de absentismo y que asociamos al salario.

Supongamos que definimos el coste esperado para una trabajadora y un trabajador como  $E(a,m)$  y  $E(a,h)$ , respectivamente. Así, el coste esperado para ambos géneros es  $E(a,m)=p(a,m)\cdot t(a,m)\cdot c(a,m)$  y  $E(a,h)=p(a,h)\cdot t(a,h)\cdot c(a,h)$ , respectivamente. Las diferencias de los costes medios esperados entre ambos géneros puede calcularse como:

$$D(a)=Ln(E(a,m))-Ln(E(a,h)),$$

donde  $Ln$  hace referencia al logaritmo neperiano. En este caso,  $D(a)$  expresa en términos relativos (tantos por uno) la diferencia en los costes medios esperados por absentismo según el género. Esta expresión puede extenderse de forma sencilla a:

$$D(a)=Ln(p(a,m)/p(a,h)) + Ln(t(a,m)/t(a,h)) + Ln(c(a,m)/c(a,h)).$$

Así, si por ejemplo  $D(a)=0,25$ , nos diría que el coste medio esperado por ausencia del puesto de trabajo de una mujer es un 25% mayor que el de un hombre. Dicho valor

<sup>17</sup> Hay que recordar que la variable dependiente está medida en términos de logaritmos. Esto determina que la lectura de los coeficientes deba hacerse como diferencias en tantos por uno.

**Tabla 3.9. Estimación de las horas perdidas en la semana de referencia. Modelo Tobit**

Variable dependiente: logaritmo de horas perdidas							
	Total	Menos de 30	Entre 30 y 45 años	Más de 45 años	Primarios	Secundarios	Universitarios
Sexo	0,434*** [0,120]	0,332 [0,252]	0,379* [0,182]	0,546** [0,209]	1,051** [0,334]	0,253 [0,163]	0,562** [0,210]
Grupos de edad							
20-24 años	-0,094 [0,505]	-0,321 [0,483]			-0,093 [1,268]	-0,387 [0,581]	
25-29 "	-0,253 [0,485]	-0,627 [0,478]			-0,425 [1,107]	-0,771 [0,572]	0,253 [0,627]
30-34 "	-0,306 [0,479]				0,43 [1,004]	-0,617 [0,566]	-0,141 [0,617]
35-39 "	-0,316 [0,480]		0,043 [0,207]		-0,923 [0,882]	-0,208 [0,575]	-0,418 [0,613]
40-44 "	-0,316 [0,480]		0,033 [0,213]		0,24 [0,854]	-0,5 [0,570]	-0,531 [0,637]
45-49 "	-0,277 [0,481]				0,015 [0,827]	-0,33 [0,575]	-0,574 [0,648]
50-54 "	0,521 [0,497]			0,772** [0,253]	0,956 [0,838]	0,108 [0,604]	0,755 [0,700]
55-59 "	0,376 [0,497]			0,640* [0,258]	0,724 [0,820]	0,177 [0,627]	0,417 [0,694]
60-64 "	0,973 [0,526]			1,248*** [0,320]	1,456 [0,858]	0,249 [0,663]	1,782* [0,874]
65-70 "	0,339 [0,881]			0,67 [0,804]	- -	-1,606 [1,273]	1,270 [1,328]
Sector público	0,378** [0,145]	0,498 [0,452]	0,604** [0,217]	0,176 [0,229]	-0,291 [0,472]	0,522* [0,216]	0,456* [0,219]
Nivel de estudios							
Secundarios	-0,339 [0,175]	0,151 [0,532]	-0,018 [0,313]	-0,551* [0,246]			
Universitarios	-1,191*** [0,197]	-0,118 [0,581]	-1,054** [0,334]	-1,458*** [0,301]			
Contrato temporal	-0,624*** [0,130]	-0,767** [0,246]	-0,26 [0,186]	-1,133*** [0,260]	-1,146*** [0,295]	-0,466** [0,174]	-0,656** [0,248]
Tiempo parcial	-0,768*** [0,179]	-0,807* [0,347]	-0,559* [0,263]	-1,048** [0,333]	-2,705*** [0,454]	-0,697** [0,239]	0,028 [0,340]
Constante	5,435*** [0,486]	5,090*** [0,609]	4,703*** [0,358]	5,575*** [0,295]	5,212*** [0,800]	5,286*** [0,552]	4,021*** [0,598]
n	2.317	390	900	1.027	441	1.191	685

Errores estándar entre corchetes.

\*  $p < 0,1$ ; \*\*  $p < 0,01$ ; \*\*\*  $p < 0,001$ .

Fuente: EPA, primer trimestre de 2006 (INE). Elaboración propia.

es la suma de las diferencias porcentuales de las tres expresiones de las que se compone  $D(a)$ .

Pero este 25% debe expresarse en función de un valor medio de referencia, para obtener lo que supone para un empresario el coste esperado del absentismo. Es decir, dicho 25% debe ponerse en términos del salario medio de un trabajador. El siguiente paso es, pues, expresar dicha diferencia en términos de salario medio.

El coste medio del absentismo sobre el salario medio puede calcularse como:

$$CM(a)=E(a)/c(a),$$

donde, recordemos,  $c(a)$  es el salario medio de un trabajador. Esta expresión puede simplificarse como:

$$CM(a)=p(a)\cdot t(a).$$

Para finalizar, las diferencias medias esperadas en términos porcentuales en el coste de absentismo entre los dos géneros sobre el salario medio se calcula multiplicando las diferencias porcentuales en costes medios por el peso que éstos tienen sobre el salario medio. Es decir,  $D(a)\cdot CM(a)$ .

Con la Encuesta sobre el Tiempo de Trabajo del INE, la cual ofrece información sobre el total de horas perdidas por un trabajador al año por absentismo, podemos calcular  $CM(a)$ , esto es, el coste medio del absentismo sobre el salario medio. Según la citada encuesta, el total de horas perdidas por absentismo ronda las 57 horas medias anuales por trabajador, o lo que es igual, 4,75 horas mensuales<sup>18</sup>. Supongamos que las horas medias trabajadas en el mes son 160. Esto implica que el coste mensual sobre el salario medio,  $CM(a)$ , sería de un 2,96% del mismo.

Para calcular  $D(a)$  simplemente trabajamos con los resultados de los epígrafes anteriores. El primer término de  $D(a)$ ,  $\text{Ln}(p(a,m)/p(a,h))$ , es simplemente el logaritmo de 1,0153. Así, dado que la probabilidad de que una mujer se ausente del puesto de trabajo es superior a la de un hombre en un 1,53%, la ratio  $p(a,m)/p(a,h)$  es igual a dicho número. Por lo tanto, el logaritmo sería igual a 0,0151.

En segundo lugar,  $\text{Ln}(t(a,m)/t(a,h))$  es, al igual que en el caso anterior, el cociente entre los tiempos medios por razón de género, y que dadas nuestras estimaciones nos daría un resultado de  $\text{Ln}(1,434)=0,3604$ .

Por último,  $\text{Ln}(c(a,m)/c(a,h))$  refleja simplemente la parte del coste de absentismo que depende de la discriminación salarial entre hombres y mujeres, donde  $c(a,m)$  es el

<sup>18</sup> El hecho de que 57 sean las horas medias por trabajador implica que incorporan la probabilidad de la ausencia y el tiempo medio de ausencia. Es por ello que este valor es el resultado de multiplicar  $p(a)$  por  $t(a)$ .

salario medio de la trabajadora y  $c(a,h)$  el del hombre. Por lo tanto, con una discriminación salarial del 8%, la ratio entre ambos salarios sería de 0,92. El logaritmo de este valor es igual a  $-0,085$ .

La suma de las tres expresiones nos ofrece un valor de 0,2906, en términos anuales. Es decir, el coste medio del absentismo de una mujer sería de un 29,06% mayor que el de un hombre. Esta diferencia viene motivada en gran parte por el mayor tiempo de ausencia. Puesto en términos de un salario medio mensual, es decir, multiplicado por 2,96%, la diferencia en el coste medio de absentismo en términos de un salario medio sería de 0,0086, es decir, de un 0,86%.

La tabla 3.10 resume los resultados tanto para el conjunto de la población como para los distintos grupos en los que dividimos a ésta. Así, las dos primeras líneas resumen las diferencias en probabilidades de absentismo y las diferencias en tiempo medio de ausencia estimadas en las regresiones anteriores. La primera columna plantea diversos escenarios de discriminación salarial, que van desde el 12% al 7%. Se ha elegido este intervalo concreto porque nuestros resultados, como se mostró en la sección 2, oscilan entre ambos números dependiendo del grupo poblacional que tratemos.

Puede comprobarse que, para el conjunto de la población, **una discriminación situada entre el 8% y el 9% daría un resultado de diferencia de costes por absentismo de entre un 0,86% y un 0,83% sobre el salario medio mensual.**

Tabla 3.10. Diferencia del coste de absentismo								
% Respecto al salario medio								
	Total	Menos de 30 años	Entre 30 y 45 años	Más de 45 años	Primarios	Secundarios	Universitarios	
$p(a,m)/p(a,h)$	1,0153	1,0005	1,0222	1,0196	1,0071	1,0112	1,0207	
$t(a,m)/t(a,h)$	1,434	1,332	1,379	1,546	2,051	1,253	1,562	
Discriminación salarial por género	-12	0,734	0,472	0,638	0,969	1,769	0,322	1,002
	-11,5	0,750	0,488	0,655	0,985	1,786	0,339	1,019
	-11	0,767	0,505	0,671	1,002	1,802	0,356	1,036
	-10,5	0,784	0,522	0,688	1,019	1,819	0,372	1,052
	-10	0,800	0,538	0,704	1,035	1,835	0,389	1,069
	-9,5	0,816	0,555	0,721	1,052	1,852	0,405	1,085
	-9	0,833	0,571	0,737	1,068	1,868	0,421	1,102
	-8,5	0,849	0,587	0,753	1,084	1,884	0,438	1,118
	-8	0,865	0,603	0,769	1,100	1,900	0,454	1,134
	-7,5	0,881	0,619	0,785	1,116	1,916	0,470	1,150
-7	0,897	0,635	0,801	1,132	1,932	0,486	1,166	

Tiempo medio de ausencia = 57,5 horas anuales.

Fuente: Elaboración propia a partir de las estimaciones realizadas.

Evidentemente, las diferencias en costes son mayores para aquellos grupos en los cuales las diferencias en probabilidades y tiempos de ausencia son más elevadas. Respecto a las probabilidades, las mayores diferencias corresponden a los trabajadores de entre 30 y 45 años, aunque su menor diferencia en los tiempos medios de ausencia determina una menor diferencia en costes frente al conjunto de la muestra. Respecto a las diferencias por tiempo de ausencia, destaca el grupo de trabajadores con estudios primarios, en donde el coste medio esperado alcanza el 1,9%.

No obstante, hay que subrayar que, dentro de los escenarios propuestos, el máximo de diferencias en costes medios esperados por absentismo entre hombres y mujeres es del 1,93%, muy lejos del que corresponde con el total estimado para la discriminación salarial. **Así, los costes medios esperados de absentismo no pueden explicar las diferencias salariales entre hombres y mujeres en las empresas andaluzas.**

## 3.4 Costes por movilidad voluntaria

### 3.4.1 Descripción

El coste por movilidad voluntaria es aquel coste que surge debido a la baja voluntaria de un trabajador de forma permanente en la empresa. La estrategia para estimar este coste es similar a la utilizada en el coste por el permiso de maternidad/paternidad.

Al igual que en el caso del permiso citado, a la movilidad voluntaria se le asocian dos tipos de costes, a saber: el coste de búsqueda de un nuevo trabajador para que cubra el puesto que se queda vacante, y el coste de sustitución derivado de las diferentes productividades existentes entre el trabajador que se marcha de la empresa y el que llega a sustituirlo.

En primer lugar, abordaremos el coste de búsqueda. Este coste, al igual que en el caso del permiso maternal, será obtenido a partir de las tarifas de las ETTs. Se considera, pues, que la existencia de un precio de mercado simplifica y soluciona el problema de la estimación de los costes de búsqueda. Sin embargo, será necesario incluir una hipótesis más para poder aplicar esta tarifa. Mientras que en el permiso maternal tiene sentido contratar a un sustituto y pagar por ello, en la baja voluntaria no se contrata a un sustituto temporal, sino a un trabajador en lo que dure el contrato que se quiere cubrir. En este caso, supondremos que el coste de búsqueda se asocia al coste que genera la vacante, en el sentido de los recursos que hay que poner en marcha para cubrirla. Asumimos que el coste diario de sustitución sería similar al que habría que pagar a una empresa de recursos humanos por cada día de sus servicios. Nuevamente asociamos este coste a las tarifas que las ETTs cobran por su servicio.

En segundo lugar, la empresa se enfrenta también a un coste de sustitución. Sin embargo, con la información disponible en la actualidad, no es factible la valoración de las diferencias en los costes derivados de las diferentes productividades.

Una diferencia importante de la valoración de las diferencias de costes por género en el caso de la movilidad voluntaria respecto al coste por permiso maternal, reside en el hecho de que para el coste por movilidad voluntaria es necesario valorar la mayor o menor probabilidad de causar una baja voluntaria según el género<sup>19</sup>. Una vez calculadas estas probabilidades, hay que aplicarlas a los costes de búsqueda para obtener la valoración de las diferencias de género en el coste por movilidad voluntaria.

Para estimar las diferentes probabilidades de baja voluntaria por género hemos recurrido a técnicas econométricas; en concreto, la estimación se realiza mediante el uso de modelos de elección discreta. La fuente estadística utilizada es la Muestra Continua de Vidas Laborales, que se nutre de los registros de la Seguridad Social.

### 3.4.2 Valoración del coste

Al describir el coste por movilidad voluntaria se ha advertido que guarda similitudes en su estimación respecto al coste de los permisos de maternidad. Gran parte de lo apuntado al tratar la valoración de este último coste en el apartado 3.2.2 puede traerse a colación aquí. Por ello, nos limitaremos a señalar en el presente apartado las peculiaridades de la valoración del coste por movilidad voluntaria.

Para ofrecer un valor de los costes de búsqueda también se opta por llevar a cabo dos aproximaciones diferentes. La primera utiliza las tarifas cobradas por las ETTs a las empresas por contratación y sustitución de trabajadores. La segunda trabaja con los ingresos de estas empresas y con el número de operaciones de intermediación realizadas para estimar una tarifa media.

La tabla 3.11 contiene la información obtenida a partir de las tarifas aplicadas por cinco importantes ETTs. Según esta información, el coste de búsqueda de un trabajador temporal asciende, en media, a un 69,8% del salario mensual pagado al trabajador. Es decir, la tarifa que debe abonar una empresa por la transferencia temporal de un trabajador es, en media, casi un 70% del salario del trabajador contratado.

Se supone que el coste de búsqueda debe ser el que, teniendo la vacante, estaríamos dispuestos a ofrecer a una empresa de recursos humanos para que encuentre un sustituto<sup>20</sup>. Una vez se resuelva la vacante la empresa ya no asume costes de búsqueda. Esto implica que se abonará el coste de una sustitución proporcional al período de

<sup>19</sup> Recuérdese que en el año 2006 no estaba todavía vigente el permiso por paternidad. Por tanto, al ser el coste esperado del permiso de un trabajador por paternidad igual a cero, la diferencia en el coste de maternidad entre ambos géneros es simplemente el coste esperado de una trabajadora en dicha contingencia.

<sup>20</sup> Esta hipótesis se sostiene si se supone que un coste superior o inferior al facturado por las ETTs implique una situación de arbitraje.

vacante. Este período es, aproximadamente, de 14 días en Andalucía (véase Álvarez de Toledo *et al.*, 2009). Por otro lado, hemos calculado que la tarifa mensual exigida por una ETT por su servicio es un 69,8% del salario medio de la persona que se quiere contratar. Por lo tanto, si asumimos que esta tarifa es un precio de mercado adecuado para valorar el coste de búsqueda de un sustituto, suponemos que éste debe ser igual al período medio de la vacante, en meses, por el coste medio mensual. Dicho en términos numéricos, la 14/31 parte del 69,8% de un salario. Es decir, un 31,2% de un salario.

**Tabla 3.11. Coste de búsqueda de un trabajador**

	% Sobre el salario medio (1)	Tiempo vacante (meses) (2)	Coste sobre el salario (%) (1)*(2)	Incluido EBE2 (%)
Baja por movilidad voluntaria	69,8	0,451	31,2	68,2

<sup>1</sup> Álvarez de Toledo *et al.* (2009).

<sup>2</sup> Excedente Bruto de Explotación.

Fuente: Datos de los ETTs. Marco Input-Output de Andalucía 2005 (IEA). Elaboración propia.

A esta cantidad hay que sumar los ingresos no producidos durante el período de la vacante. Asumimos que estos ingresos no realizados deben ser igual al valor del salario medio mensual elevado por el peso que el excedente bruto de explotación tiene sobre el salario medio. Para ello recurrimos a los datos macroeconómicos recogidos en el Marco Input-Output del año 2005, elaborado por el Instituto de Estadística de Andalucía. La tabla 3.12 recoge estas grandes cifras. Las remuneraciones de asalariados ascendieron a 58.254 millones de euros en 2005, mientras que el excedente bruto de explotación alcanzó los 47.900 millones. Esto representa que por cada euro abonado al trabajador, el excedente del empresario fue de 0,82 euros.

**Tabla 3.12. Remuneración salarial y excedente bruto de explotación**

Sector no agrario	
Concepto	Millones de euros
Remuneración de asalariados	58.254,18
Excedente bruto de explotación	47.900,82
EBE/Remuneración	0,82

Fuente: Marco Input-Output de Andalucía 2005 (IEA). Elaboración propia.

Por esta razón, en la quinta columna de la tabla 3.11 se suma al coste de búsqueda de un sustituto el excedente empresarial dejado de percibir durante los 14 días de media que dura la vacante. Así, el coste medio de búsqueda asociado a la movilidad voluntaria para un empresario asciende al 68,2% de un sueldo medio mensual.

En cuanto a la segunda aproximación al coste de búsqueda, a partir de los ingresos de las ETTs y su volumen de operaciones<sup>21</sup>, hemos estimado que la tarifa de estas empresas es aproximadamente un sueldo mensual por cada contrato gestionado. En este caso, esta aproximación valora el coste por encima del obtenido en la primera estimación para el caso de las bajas voluntarias. Suponemos que esto es debido a que en la facturación total se incluyen otros servicios relativos a la gestión de recursos humanos asociados a la contratación.

Según esta segunda aproximación, el coste total mensual para el empresario sería de un mes salarial más la 14/31 parte del 82%, esto es, un 137% de un sueldo mensual.

En conclusión, a partir de los resultados obtenidos en las dos aproximaciones realizadas, definimos un intervalo para el coste por movilidad voluntaria comprendido entre el 68,2% y el 137% de un sueldo mensual.

### 3.4.3 Diferencias de género en el coste por movilidad voluntaria

Los costes esperados por movilidad voluntaria pueden obtenerse como el producto de la probabilidad de que un trabajador deje voluntariamente su puesto de trabajo por el coste de búsqueda y sustitución de la vacante.

Para estimar la diferencia de género en la probabilidad de que un trabajador abandone voluntariamente la empresa es necesario llevar a cabo la estimación de un modelo econométrico mediante el cual sea posible expresar esta probabilidad en términos de una serie de variables que representen las características de un trabajador, entre ellas el sexo.

El modo correcto de realizar este análisis es a través de la estimación de modelos de elección discreta<sup>22</sup>. Estos modelos explican las decisiones tomadas por la población que compone el objeto de estudio en función de ciertas características de los individuos y/u otras variables relevantes. Concretamente, estos modelos nos permiten entender qué características de los trabajadores determinan que éstos puedan darse de baja voluntaria. Para ello necesitamos una muestra de datos que nos ofrezca información suficiente sobre trabajadores que se han dado de baja voluntaria antes de la finalización de su contrato, así como sobre sus características.

<sup>21</sup> En el apartado 3.2.2, correspondiente a la valoración del coste de los permisos de maternidad, se afirmó que los ingresos obtenidos en España por las ETTs, por cada contrato gestionado, se elevan a casi 19.000 euros. Esta cantidad, se acerca al sueldo medio anual español para el año 2006, que según la Encuesta de Estructura Salarial del INE fue de 17.732 euros. Por este motivo, suponemos que las ETTs facturan unos ingresos medios aproximados a un sueldo mensual por cada contrato gestionado.

<sup>22</sup> Una breve explicación de estos modelos se encuentra en, por ejemplo, Cameron y Trivedi (2005).

La base de datos óptima para la realización de este análisis es la Muestra Continua de Vidas Laborales (MCVL), que se elabora a partir de los registros de la Seguridad Social. En esta base de datos se recogen las vidas laborales de un 4% de la población que en un año tuvieron relación con la Seguridad Social, tanto por cotizaciones laborales, como por otras razones (prestaciones recibidas bien sean por desempleo o bien por otros motivos, como jubilación, viudedad, etc.). Dentro de esta base de datos existe información sobre un gran número de variables, entre las que se incluye los contratos que han sido dados de baja en un año determinado y el motivo de ésta.

La MCVL se publica ininterrumpidamente de forma anual desde 2004. La muestra que se va a utilizar es la del año 2008, mientras que el grupo de referencia viene definido por los trabajadores andaluces que, teniendo contrato a lo largo de 2006, en algún momento del mismo causaron baja voluntaria en la empresa.

La muestra seleccionada a partir de los ficheros de la MCVL asciende a 87.385 relaciones laborales en Andalucía. No representa esta cantidad al número de trabajadores sino a las distintas relaciones laborales entre una empresa y un trabajador existentes en ese momento. Esto es así debido a que cada registro representa un contrato de trabajo y, por lo tanto, no se excluye que un mismo trabajador pueda tener a lo largo del año varios contratos con diferentes empresas. Así, el número de trabajadores en la muestra es de 40.563, de los cuáles el 57,7% eran hombres y el resto mujeres. De los contratos recogidos para el año 2006, el 8,9% fueron dados de baja voluntariamente por los trabajadores, de los cuáles el 65,7% fueron firmados por hombres y el resto por mujeres. La tabla 3.13 ofrece los principales descriptivos de la muestra.

<b>Tabla 3.13. Descriptivos de la MCVL 2008 usados para el análisis de la probabilidad de baja voluntaria *</b>			
	Contratos	Trabajadores	Contratos finalizados en baja voluntaria
Total	87.385	40.563	7.766
% Hombres	57,6	57,7	65,7
% Mujeres	42,4	42,3	34,3

\* Datos referidos a 2006.

Elaboración propia.

Con esta información se está en disposición de estimar la probabilidad condicionada de la movilidad voluntaria de un contrato de trabajo. Entre las variables disponibles para dicho análisis en la MCVL destacan el sexo, el sueldo, que en dicha muestra es aproximado por la base de cotización, la duración del contrato medido como el tiempo transcurrido desde la fecha de alta del contrato de trabajo, el régimen de cotización, la ocupación del trabajador, el tipo de contrato (a tiempo completo o parcial y de carácter indefinido o temporal), el sector de actividad (tres dígitos CNAE), el tipo de empresa (pública o privada), su tamaño y la edad del trabajador.

En la tabla 3.14 se muestran las estimaciones de la especificación *Probit* para explicar las diferencias en la probabilidad de que un trabajador se dé de baja voluntaria. Para una mayor simplicidad se han obviado los coeficientes de aquellas variables cuya información no es relevante en esta parte del estudio, mostrándose sólo una selección de las mismas.

En dicha tabla se muestran los resultados tanto para el conjunto de la muestra como para los grupos de edad y niveles de estudios considerados en este trabajo.

Concretamente, el signo negativo del coeficiente asociado al sexo indica que, dado que esta variable toma el valor cero en el caso de los hombres y uno en el caso de las mujeres, la probabilidad de una baja voluntaria es menor para las segundas. Además, se observa que esto es así para cualquiera de los grupos analizados.

Respecto al resto de variables, señalar que el sueldo, aproximado por la base de cotización, no determina la probabilidad de la baja. Tampoco la duración del contrato es significativa, salvo en los menores de 30 años. En cambio, sí es significativo el grupo de cotización, siendo menor la probabilidad de la baja voluntaria cuanto menor es la cualificación de la ocupación del trabajador. La edad, finalmente, reduce la probabilidad de la movilidad, aunque concentrado sobre todo en los trabajadores más jóvenes y con estudios primarios.

**Tabla 3.14. Análisis de la movilidad voluntaria. Modelo Probit. Resumen**

Variable dependiente: dicotómica 1 = baja voluntaria, 0 = resto							
	Total	Menos de 30 años	Entre 30 y 45 años	Más de 45 años	Primarios	Secundarios	Universitarios
Sexo	-0,199*** [0,020]	-0,121*** [0,030]	-0,239*** [0,032]	-0,332*** [0,056]	-0,173*** [0,035]	-0,214*** [0,026]	0,562** [0,210]
Base de cotización (miles de euros)	-1,61x10 <sup>-5</sup> [0,005]	0,0007 [0,0009]	-1,49x10 <sup>-5</sup> [0,0008]	-0,0010 [0,002]	-0,00109* [0,0006]	-0,0001 [0,0003]	0,0012 [0,002]
Duración del contrato (años)	-0,0076 [0,009]	-0,0769** [0,03]	0,0162 [0,03]	-0,0038 [0,021]	-0,0049 [0,006]	-0,0114 [0,022]	0,0278 [0,025]
Edad	-0,0148** [0,005]	-0,129* [0,062]	-0,0247 [0,057]	0,0210 [0,074]	-0,0239** [0,007]	-0,0049 [0,008]	-0,0166 [0,033]
Edad al cuadrado	-3,57x10 <sup>-6</sup> [0,000]	0,0025* [0,001]	0,0001 [0,001]	-0,0003 [0,001]	0,0001 [0,000]	-0,0001 [0,000]	0,0001 [0,000]
n	56.441	18.918	23.095	12.062	20.395	32.485	2.908

Errores estándar entre corchetes.

\*  $p < 0,1$ ; \*\*  $p < 0,01$ ; \*\*\*  $p < 0,001$ .

Fuente: MCVL 2008, datos referidos a 2006 (MTIN). Elaboración propia.

La tabla 3.15 muestra los efectos marginales asociados al sexo. La probabilidad de que una mujer se dé de baja voluntariamente es un 2,3% inferior a la de un hombre. Dicha probabilidad oscila entre el 2,2% y el 2,54% en función de la cohorte analizada, siendo mayor esta diferencia para los trabajadores con estudios universitarios y menor para aquellos con estudios primarios.

**Tabla 3.15. Modelo Probit de la movilidad voluntaria.  
Efectos marginales en la probabilidad asociados al sexo**

Variable dependiente: dicotómica 1 =baja voluntaria, 0=resto	
Total	-0,0230
Menos de 30	-0,0228
Entre 30 y 45 años	-0,0280
Más de 45 años	-0,0228
Primarios	-0,0220
Secundarios	-0,0240
Universitarios	-0,0254

Fuente: MCVL 2008, datos referidos a 2006 (MTIN). Elaboración propia.

Con estos resultados es posible estimar las diferencias en los costes esperados por movilidad voluntaria entre hombres y mujeres (tabla 3.16). Dado que el coste de la movilidad voluntaria, calculado anteriormente, se sitúa entre un máximo del 137% de un sueldo mensual y un mínimo del 68,2%, y dado un diferencial en la probabilidad del 2,3% en contra de los hombres, **el coste medio esperado de la movilidad voluntaria para un empresario es entre un 3,15% y un 1,57% sobre el salario medio mensual inferior en el caso de una mujer.**

El resto de las filas de la tabla 3.16 representan los intervalos de costes para los diferentes grupos de edad y niveles de estudios.

**Tabla 3.16. Diferencias de género en el coste por movilidad voluntaria (% sobre el salario mensual)**

		Coste de una baja s/ el salario (%)	Diferencia en la probabilidad de la baja*	Diferencial en el coste medio sobre el salario (%)*
Total	Máximo	137	-2,3	-3,15
	Mínimo	68,2		-1,57
Edad				
	Menos de 30 años			
	Máximo	137	-2,28	-3,12
	Mínimo	68,2		-1,56
Entre 30 y 45 años	Máximo	137	-2,80	-3,84
	Mínimo	68,2		-1,91
Más de 45 años	Máximo	137	-2,28	-3,12
	Mínimo	68,2		-1,56
Estudios				
	Primarios			
	Máximo	137	-2,2	-3,01
	Mínimo	68,2		-1,50
Secundarios	Máximo	137	-2,4	-3,29
	Mínimo	68,2		-1,64
Universitarios	Máximo	137	-2,54	-3,48
	Mínimo	68,2		-1,73

(\*) El signo negativo representa que tanto la probabilidad como el coste son inferiores para las mujeres.

Fuente: Elaboración propia a partir de las estimaciones realizadas.

### 3.5 Subvenciones a la contratación indefinida

El siguiente componente del coste no salarial considerado es la valoración de las diferencias por género motivadas por las subvenciones a la contratación indefinida de trabajadores a tiempo completo. En este caso se van a utilizar datos de subvenciones que se refieren al año 2002 y que provienen de García Pérez y Rebollo (2009). En cualquier caso, las cuantías medias y la distribución de las ayudas no han cambiado en exceso desde entonces hasta 2006.<sup>23</sup>

Al igual que en el conjunto del análisis, la participación de las ayudas a la contratación indefinida en el salario medio de los hombres y de las mujeres, así como en la discriminación, debe entenderse en términos medios o esperados.

Así, por tanto, el efecto de las subvenciones en los salarios medios de los trabajadores depende de la probabilidad de que un empresario en un momento determinado reciba una determinada bonificación o subvención por la contratación indefinida de una persona. Por lo tanto, este beneficio por la contratación depende del porcentaje de trabajadores que estando en nómina en la empresa tienen derecho a recibir dicha subvención. Más concretamente, los trabajadores por los cuáles los empresarios tienen derecho a percibir una bonificación serán aquéllos que hayan sido contratados a tiempo completo, al menos, en el año anterior y en el actual al que se hace el estudio, ya que la duración de la bonificación es de dos años.

Así, entre 2005 y 2006 se formalizaron en Andalucía 65,3 y 76,4 miles de contratos indefinidos, respectivamente a hombres y mujeres, y que, por la definición otorgada en la norma, eran aquéllos que poseían derecho a ayuda. Por lo tanto, estas cifras implicaron en 2006, el 4,22% y el 7,67% de los asalariados totales. Estos porcentajes pueden considerarse, a falta de un modelo que lo estime de manera precisa, como una aproximación a la probabilidad para un trabajador de generar una ayuda por contratación indefinida.

La ayuda media en 2002 para la contratación de un trabajador por tiempo indefinido fue de 5.554,4 y 5.871,2 euros anuales para hombres y mujeres, respectivamente, incluyendo esta cuantía tanto la subvención concedida directamente por la Junta de Andalucía como la bonificación en la cotización a la Seguridad Social, que concede el Ministerio de Trabajo<sup>24</sup>. Esto representa una diferencia en la subvención media recibida de en torno al 5,6% a favor de las mujeres. A su vez, estas cifras representan el 18,44% y el 24,73% de los salarios medios respectivos para los trabajadores y el 20,11% y el 21,25% del salario medio de los asalariados en Andalucía.

<sup>23</sup> De hecho, las correspondientes a 2002 ascienden a 3.607 euros, mientras que a partir de enero de 2005 se cifran en 3.500 euros para mujeres, jóvenes, mayores de 45 años y colectivos vulnerables. Estas cifras se duplican en zonas territoriales muy determinadas y preferentes como el Bajo Guadalquivir, Bahía de Cádiz, etc.

<sup>24</sup> Esta bonificación está calculada para el salario medio de un trabajador andaluz en el año 2002.

Consideramos que las diferencias por género de las ayudas recibidas son:

$$D_{sub} = Sub(m) - Sub(h),$$

donde  $Sub(m)$  es el peso de las subvenciones concedidas por cada contrato indefinido a una mujer sobre el salario medio de los asalariados y  $Sub(h)$  el peso de las subvenciones concedidas por cada contrato indefinido a un hombre sobre el salario medio de los asalariados.

Así:

$$Sub(m) = pr(m) \cdot SUB(m) + (1 - pr(m)) \cdot 0 = pr(m) \cdot SUB(m),$$

donde  $pr(m)$  es la probabilidad de recibir una subvención para una asalariada en el año 2006 y  $SUB(m)$  es el peso o porcentaje que la subvención supone sobre el salario de aquéllas que la reciben.

A su vez:

$$Sub(h) = pr(h) \cdot SUB(h) + (1 - pr(h)) \cdot 0 = pr(h) \cdot SUB(h).$$

De este modo si  $Sub(m) = 7,67\% \cdot 21,25\% = 1,63\%$  y a su vez  $Sub(h) = 4,22\% \cdot 20,11\% = 0,85\%$ , entonces podemos argumentar que, en Andalucía, **la subvención media representa para las mujeres un 1,63% del salario medio de una asalariada, y para los hombres un 0,85% del salario medio de un asalariado. Por tanto, las diferencias por género de las ayudas recibidas son de un 0,78% a favor de las mujeres.**

La tabla 3.17 resume este resultado y lo ofrece desagregado para los tres grupos de edad considerados en el presente estudio. No se incorpora a este análisis la descomposición por grupos de estudios al no disponer de esta información desagregada para dicha clasificación.

La diferencia es máxima para aquellos trabajadores con una edad comprendida entre los 31 y 45 años. El motivo es el menor peso que representan estas subvenciones sobre el salario medio de un hombre y, por el contrario, el máximo peso que representan sobre el de una mujer.

**Tabla 3.17. Porcentaje que sobre el salario medio suponen las diferencias en bonificaciones a un contrato indefinido**

	Diferencias por género y por edades		
	% del salario medio para un hombre	% del salario medio para un mujer	Diferencia
Total	0,85	1,63	0,78
Menores de 30 años	0,78	1,57	0,79
Entre 31 y 45 años	0,61	2,28	1,67
Mayores de 45 años	0,95	2,13	1,18

Fuente: Elaboración propia a partir de los registros de García Pérez y Rebollo Sanz (2009).

### 3.6 Resumen: diferencias en los costes no salariales por género

En esta sección del trabajo hemos analizado las diferencias por razón de género entre distintos costes de carácter no salarial. Los principales resultados obtenidos se resumen en que los costes derivados de los permisos de maternidad y de otras ausencias del puesto de trabajo (no vacacionales) son superiores para las mujeres, mientras que el coste causado por la movilidad voluntaria es superior para los hombres. Las subvenciones a la contratación indefinida arrojan un diferencial positivo para las mujeres asalariadas andaluzas; es decir, suponen una reducción del coste para las mujeres superior que para los hombres.

La tabla 3.18 recoge los resultados obtenidos para cada tipo de coste no salarial. Se puede observar que **las mujeres presentan en total unos costes no salariales inferiores a los hombres**. Así, aunque el coste por maternidad y el derivado del absentismo sean superiores, son compensados con creces por el menor coste que las mujeres presentan en la movilidad voluntaria. Además, el diferencial positivo en el caso de las subvenciones a la contratación indefinida, aleja aun más los costes no salariales de las mujeres respecto a los de los hombres.

Tabla 3.18 Diferencias por género en los costes laborales no salariales en Andalucía		
Coste hombres - coste mujeres (en % sobre el salario medio del hombre)		
	Intervalo de oscilación del diferencial	
	Mínimo	Máximo
Maternidad	-0,36	-0,24
Absentismo	-0,87	-0,83
Movilidad Voluntaria	1,57	3,15
Bonificaciones (reduce el coste)	-0,78	
Total	1,12	2,86

Fuente: Elaboración propia a partir de las estimaciones realizadas.

Por último, podría pensarse que, dado que algunos de los costes no salariales estimados dependen del salario, que está afectado por la discriminación salarial, quizás las diferencias entre los hombres y las mujeres se reduzcan si suponemos que existe igualdad salarial entre los dos géneros. En la tabla 3.19 se muestran los resultados de las diferencias por razón de género en los costes no salariales, suponiendo ausencia de discriminación salarial<sup>25</sup>. Podemos observar que, aun bajo este supuesto, las mujeres siguen presentando un coste no salarial menor, aunque las diferencias respecto de los hombres se reducen.

<sup>25</sup> Dada la metodología aplicada en el cálculo de los distintos costes, la ausencia de discriminación sólo afecta al coste derivado del absentismo y a las bonificaciones a la contratación indefinida.

<b>Tabla 3.19 Diferencias por género en los costes laborales no salariales en Andalucía suponiendo ausencia de discriminación salarial entre hombres y mujeres</b>		
Coste hombres - coste mujeres (en % sobre el salario medio del hombre)		
	Intervalo de oscilación del diferencial	
	Mínimo	Máximo
Maternidad	-0,36	-0,24
Absentismo	-1,11	-1,11
Movilidad Voluntaria	1,57	3,15
Bonificaciones (reduce el coste)	-0,71	
<b>Total</b>	<b>0,81</b>	<b>2,51</b>

Fuente: Elaboración propia a partir de las estimaciones realizadas.



## 4. RESULTADOS

Las tablas 4.1 a 4.4 recogen las diferencias de género asociadas a los distintos costes salariales y no salariales estimados en las secciones anteriores, así como la compensación a dichos costes que suponen, en términos esperados, las diferencias en la bonificación por contratación indefinida entre hombres y mujeres. Estas tablas presentan, por tanto, un resumen de todos los resultados obtenidos en el presente estudio, detallando para cada partida las diferencias entre hombres y mujeres en los distintos costes laborales que asumen las empresas. En las tablas 4.1 y 4.3 se muestran las diferencias salariales en términos porcentuales de un salario medio mensual, mientras que en las tablas 4.2 y 4.4 se muestra la misma información en términos absolutos, esto es, en euros por mes de trabajo. Por último, la tabla 4.5 muestra las diferencias en costes no salariales entre hombres y mujeres, es decir, en todos aquellos costes que no son el salario del trabajador y que podrían estar motivando una diferencia de costes entre hombres y mujeres. Cada una de estas tablas presenta los máximos y mínimos estimados para cada uno de los costes, cuando así haya sido considerado, así como los resultados asociados a las dos fuentes diferentes de datos utilizadas para la estimación de la discriminación salarial.

Además, en el Anexo D se incluyen cuatro tablas análogas a las 4.1, 4.2, 4.3 y 4.4, pero bajo el supuesto de no discriminación salarial entre hombres y mujeres. En estas tablas se compara cómo serían los costes no salariales si no hubiese discriminación salarial.

Para la correcta lectura de las tablas hay que tener en cuenta que un valor positivo implica que el coste asociado a la rúbrica considerada en esa determinada casilla es mayor para el hombre. En el caso de que el signo sea negativo, implica que dicho coste es superior para las mujeres. Así, por ejemplo, en el caso del coste del permiso maternal, el signo negativo ejemplifica el hecho de que este coste es superior para las trabajadoras. Asimismo, el signo negativo del coste de absentismo determina que los costes asociados a las mujeres por estas causas son superiores a los de los trabajadores de sexo masculino. Por el contrario, el signo positivo en el resto de partidas, salvo en la de bonificaciones, nos indica que los hombres poseen costes salariales mayores así como costes asociados a la movilidad voluntaria también superiores. Para finalizar, el signo negativo asociado a las bonificaciones nos indica que éstas son superiores para las trabajadoras, lo que, al ser restado en el coste laboral total (ya que no es un coste, sino un ingreso para la empresa), supone un mayor coste diferencial para los trabajadores de sexo masculino, al entrar esta partida en el cálculo con signo positivo.

Así pues, en 2006, y según se observa en la tabla 4.1, el coste laboral total de una mujer (incluidas las bonificaciones) fue entre un 9,26% y un 11% inferior al de un

hombre de características similares, en términos de un sueldo mensual medio andaluz de 2006. Estas cantidades son las calculadas para una discriminación salarial obtenida a partir de la Encuesta de Condiciones de Vida de en torno al 8,14%. Si en vez de utilizar esta encuesta se emplea la Encuesta de Estructura Salarial, el intervalo asciende a entre el 11,01% y el 12,75% del sueldo medio andaluz. Dado que técnicamente la estimación preferida en este estudio es la primera de ellas, se considera que el principal resultado es que **las trabajadoras andaluzas cuestan a las empresas entre un 9,26% y un 11% menos que un trabajador de iguales características, pero de sexo masculino.**

En euros, estos porcentajes se traducen a cantidades fácilmente identificables. Así, **una trabajadora andaluza cuesta a su empresa entre 140,5 y 166,8 euros mensuales menos** que un trabajador de similares características. Esto es así si se utilizan los datos de la Encuesta de Condiciones de Vida. Si en lugar de ésta, se usan los datos de la Encuesta de Estructura Salarial, las diferencias se elevan a un intervalo de entre 167,1 y 193,3 euros mensuales. Nuevamente la estimación preferida en este trabajo es la primera de ellas.

En ambos casos, no obstante, **la principal diferencia reside en lo que se ha llamado discriminación salarial**, y que explica por sí solo gran parte de las diferencias en coste. El permiso de maternidad supone sólo entre el 0,24% y el 0,36% del salario medio, como se observa en las tablas 4.1 y 4.3, siendo éste el coste que presenta un valor más reducido. El absentismo laboral explica algo más de las diferencias en costes laborales, oscilando su valor entre el 0,83% y el 0,87% del salario medio.

En cuanto a la movilidad voluntaria y las bonificaciones, ambos factores elevan el coste que supone contratar a un hombre. En el caso de la primera, ésta representa entre el 1,57% y el 3,15% del salario medio. Sin embargo, las bonificaciones sólo suponen un coste del 0,78%.

Por grupos de edad, existen algunas diferencias interesantes que merece la pena resaltar. El intervalo de edad en el que se alcanza el máximo diferencial en costes laborales entre hombres y mujeres corresponde a los trabajadores de más de 45 años. Para este colectivo, un trabajador cuesta aproximadamente entre un 12,8% y un 14,4% más que una trabajadora de iguales características. Esto es debido a dos razones. La primera, porque la discriminación salarial alcanza el 11%. La segunda, porque la movilidad voluntaria aporta otros tres puntos en el máximo. A pesar de que en ese tramo de edad el coste por absentismo es el máximo para las mujeres (entre el -1% y el -1,04%), éste es más que compensado por una intensa movilidad voluntaria entre los hombres, lo que eleva el coste de éstos para las empresas.

Por niveles de educación, las diferencias en costes laborales son mayores para las trabajadoras universitarias. Esto viene motivado tanto por una mayor discriminación salarial, que alcanza en este colectivo el 10,3%, como por una superior movilidad de

los trabajadores de sexo masculino. Por el contrario, entre los trabajadores con estudios secundarios, el coste diferencial por género es menor, motivado principalmente por una menor discriminación salarial entre estos trabajadores.

En términos monetarios, y dado que los salarios crecen con la experiencia laboral y con el nivel de estudios, los grupos con un mayor diferencial de coste en euros son aquellos con más de 45 años y quienes poseen estudios universitarios. La diferencia en costes laborales puede llegar a ser, en este último grupo, de hasta 324 euros al mes. Entre los trabajadores con más de 45 años en general, el diferencial puede llegar a ser de hasta 273 euros al mes. La mínima diferencia es para aquellos trabajadores de menos de 31 años, cuya diferencia en costes laborales escasamente supera los 110 euros mensuales.

Finalmente, la tabla 4.5 muestra un resumen sólo para los costes no salariales. **Dado que los costes derivados de la movilidad voluntaria tienen un peso mayor que el resto de costes, el coste no salarial es superior para los hombres.** Así, estos costes son superiores para los hombres entre unos 24 y 48 euros al mes. Además, el diferencial positivo para las mujeres respecto a las subvenciones a la contratación indefinida, refuerza este resultado de mayores costes no salariales para los hombres. La suma total de los cuatro componentes de costes no salariales considerados arroja como resultado un diferencial de entre 17 y 43 euros al mes de mayores costes para los hombres. Incluso sin considerar a las bonificaciones por contratación indefinida, las mujeres siguen presentando un menor coste laboral no salarial (entre 5,2 y 31,5 euros menos al mes). Por consiguiente, atendiendo a estos resultados, **no se ha encontrado evidencia, por tanto, que apoye la idea de que la discriminación salarial sea una compensación del mayor coste no salarial del trabajo femenino respecto al masculino.**

**Tabla 4.1. Diferencias por género en los costes laborales en Andalucía.  
Porcentaje sobre el salario medio. Año 2006**

			Encuesta de Condiciones de Vida		Encuesta de Estructura Salarial	
Costes salariales	Diferencial salarial	I.a	17,1		15,8	
	Características	I.b	8,96		5,91	
	Discriminación	I.c	8,14		9,89	
			Mínimo	Máximo	Mínimo	Máximo
Costes no salariales	Maternidad	II	-0,36	-0,24	-0,36	-0,24
	Absentismo	III	-0,87	-0,83	-0,87	-0,83
	Movilidad voluntaria	IV	1,57	3,15	1,57	3,15
	Bonificaciones	V	-0,78		-0,78	
<b>Total</b>	<b>I.c+II+III+IV-V</b>		<b>9,26</b>	<b>11,00</b>	<b>11,01</b>	<b>12,75</b>

Nota: un signo positivo (negativo) en cualquiera de los costes significa que éste es superior en el hombre (la mujer). Un signo negativo (positivo) en las bonificaciones significa que estas son superiores para las mujeres (hombres).

Fuente: Elaboración propia a partir de las estimaciones realizadas.

**Tabla 4.2. Diferencias por género en los costes laborales en Andalucía.  
Euros al mes, sobre el salario medio del hombre. Año 2006**

			Encuesta de Condiciones de Vida		Encuesta de Estructura Salarial	
Costes salariales	Diferencial salarial	I.a	259,37		239,65	
	Características	I.b	135,91		89,64	
	Discriminación	I.c	123,47		150,01	
			Mínimo	Máximo	Mínimo	Máximo
Costes no salariales	Maternidad	II	-5,46	-3,64	-5,46	-3,64
	Absentismo	III	-13,12	-12,63	-13,12	-12,63
	Movilidad voluntaria	IV	23,80	47,78	23,80	47,78
	Bonificaciones	V	-11,83		-11,83	
<b>Total</b>	<b>I.c+II+III+IV-V</b>		<b>140,52</b>	<b>166,80</b>	<b>167,07</b>	<b>193,35</b>

Nota: un signo positivo (negativo) en cualquiera de los costes significa que éste es superior en el hombre (la mujer). Un signo negativo (positivo) en las bonificaciones significa que estas son superiores para las mujeres (hombres).

Fuente: Elaboración propia a partir de las estimaciones realizadas.

**Tabla 4.3. Diferencias por género en los costes laborales en Andalucía según grupos de edad y nivel de estudios. Porcentaje sobre el salario medio. Año 2006**

		Encuesta de Estructura Salarial												
		Total	Grupos de edad						Nivel de estudios					
			Menores de 31 años		Entre 31 y 45 años		Más de 45 años		Primarios		Secundarios		Universitarios	
		Min.	Máx.	Min.	Máx.	Min.	Máx.	Min.	Máx.	Min.	Máx.	Min.	Máx.	
Costes salariales	I.a	15,8	10,6	11,3	26,1	19,9	20,8	24,2						
	I.b	5,9	2,5	2,5	15,0	10,0	12,3	13,9						
	I.c	9,9	8,1	8,8	11,1	9,9	8,5	10,3						
Costes no salariales	II	-0,4	-0,2	-0,3	-0,2	-0,6	-0,4	0,0	0,0	-0,1	-0,3	-0,2	-0,5	-0,3
	III	-0,9	-0,8	-0,6	-0,6	-0,7	-0,7	-1,0	-1,0	-1,8	-0,5	-0,4	-1,0	-1,0
	IV	1,6	3,2	1,6	3,1	1,9	3,8	1,6	3,1	1,5	3,0	3,3	1,7	3,5
	V	-0,8	-0,8	-1,7	-1,2	-0,8	-0,8	-0,8	-0,8	-0,8	-0,8	-0,8	-0,8	-0,8
	<b>Total</b>	<b>11,0</b>	<b>12,8</b>	<b>9,5</b>	<b>11,2</b>	<b>11,0</b>	<b>13,2</b>	<b>12,8</b>	<b>14,4</b>	<b>10,2</b>	<b>11,8</b>	<b>11,9</b>	<b>11,3</b>	<b>13,2</b>

Nota: un signo positivo (negativo) en cualquiera de los costes significa que éste es superior en el hombre (la mujer). Un signo negativo (positivo) en las bonificaciones significa que estas son superiores para las mujeres (hombres).

Fuente: Elaboración propia a partir de las estimaciones realizadas.



**Tabla 4.5. Diferencias por género en los costes laborales no salariales en Andalucía. Año 2006**

	Porcentaje sobre el salario medio		Euros al mes, sobre el salario medio del hombre	
	Mínimo	Máximo	Mínimo	Máximo
Maternidad	-0,36	-0,24	-5,46	-3,64
Absentismo	-0,87	-0,83	-13,12	-12,63
Movilidad voluntaria	1,57	3,15	23,80	47,78
Bonificaciones	-0,78		-11,83	
<b>Total</b>	<b>1,12</b>	<b>2,86</b>	<b>17,05</b>	<b>43,33</b>

Nota: un signo positivo (negativo) en cualquiera de los costes significa que éste es superior en el hombre (la mujer). Un signo negativo (positivo) en las bonificaciones significa que estas son superiores para las mujeres (hombres).

Fuente: Elaboración propia a partir de las estimaciones realizadas.



## 5. CONCLUSIONES

El objetivo de este trabajo ha sido el análisis de las diferencias en los costes laborales por razón de género en las empresas andaluzas. Para ello se diferencia el análisis de los costes salariales del de los costes no salariales y, dentro de este último grupo, las diferentes contingencias laborales que los generan.

El análisis considera los principales componentes del coste laboral total que pueden variar según el género: los costes salariales, los derivados del permiso de maternidad, los costes por movilidad voluntaria de los trabajadores (el provocado por tener que sustituir a aquéllos que voluntariamente abandonan la empresa), y el coste del absentismo. Finalmente, de cara a tener una medida completa del diferencial de costes entre mujeres y hombres para las empresas, también se incluyen los beneficios derivados de las subvenciones otorgadas a las empresas por la transformación de los contratos temporales en fijos.

En la primera fase de este análisis, se cuantifica la diferencia salarial entre hombres y mujeres en Andalucía que no es explicada por características observables.

En efecto, pueden existir diferencias entre los salarios de hombres y mujeres que se deban, simplemente, a que sus características observables son distintas (la más común es el grado de experiencia laboral previa de hombres y mujeres: la antigüedad). Las empresas ya ajustan adecuadamente estas diferencias remunerando de manera gradual, por ejemplo, en función de la experiencia.

Por el contrario, las diferencias salariales que no se pueden achacar a diferentes características observables sino a una distinta remuneración de dichas características, o a otras características no observables, sí que se pueden denominar propiamente como discriminación salarial.

Los resultados indican que, para un trabajador medio andaluz, las diferencias salariales atribuibles propiamente a discriminación se encuentran entre el 8,14% y el 9,89% del salario medio mensual. Esta diferencia es algo menor que la encontrada para el conjunto de España, que está entre el 9,49% y el 11,73% del salario medio español.

**LA DISCRIMINACIÓN SALARIAL DE LA MUJER EN ANDALUCÍA SE SITÚA ENTRE EL 8,1% Y EL 9,9% DEL SALARIO MEDIO ANDALUZ**

En un principio, se puede pensar que estas diferencias salariales no debidas a diferencias objetivas entre los trabajadores, tratan de compensar los supuestos mayores costes

no salariales de las mujeres frente a los hombres. Así pues, en una segunda fase, el estudio analiza si el menor salario para la mujer compensa dichos mayores costes no salariales de las trabajadoras.

Sin embargo, las estimaciones realizadas apuntan justo en el sentido contrario, ya que los costes no salariales (donde se incluyen los costes por permiso de maternidad, movilidad voluntaria y absentismo) son también más elevados para los hombres.

**LOS COSTES NO SALARIALES SON MAYORES PARA LOS HOMBRES: ENTRE UN 1,1% Y UN 2,9% SUPERIORES A LOS COSTES NO SALARIALES DE LAS MUJERES**

Esto es así porque los costes que se producen en las empresas por tener que sustituir a aquéllos que voluntariamente abandonan su trabajo son significativamente mayores para los hombres que para las mujeres. El resto de costes no salariales sí que son algo mayores para las mujeres, pero son más que compensados por el coste anteriormente aducido de movilidad voluntaria.

**EL HOMBRE CUESTA ENTRE UN 1,6% Y UN 3,2% MÁS POR MOVILIDAD VOLUNTARIA QUE LA MUJER, SIENDO ÉSTE EL COSTE NO SALARIAL MÁS IMPORTANTE**

En suma, tanto los costes salariales como los no salariales son superiores en los hombres frente a las mujeres. Como consecuencia de esta primera evidencia, no es posible derivar, por tanto, que el menor salario de la mujer, lo que tradicionalmente se denomina discriminación salarial, sea la compensación lógica del empresario por el mayor coste no salarial de la misma.

**TANTO LOS COSTES SALARIALES COMO LOS NO SALARIALES SON SUPERIORES EN LOS HOMBRES FRENTE A LAS MUJERES**

En definitiva, una vez que se tienen en cuenta todos y cada uno de los componentes de los costes, salariales y no salariales, se da respuesta al objetivo del estudio que era calcular las diferencias en los costes laborales por razón de género en las empresas andaluzas: estas diferencias se cuantifican en un mayor coste laboral del hombre que oscila entre un 9% y casi un 13% más que una trabajadora.

## UN TRABAJADOR CUESTA ENTRE UN 9% Y UN 13% MÁS QUE UNA TRABAJADORA

Hay que tener en cuenta que las decisiones de los empresarios están basadas en su percepción de la realidad, y que su percepción es la del alto coste del empleo femenino. Afirmación ésta asumida por todos y en ningún momento puesta en cuestión. De ahí la importancia del estudio: los datos rompen con la idea asentada sobre el coste laboral de la mujer y ponen en cuestión la adopción de decisiones que hasta la fecha se vienen tomando. En la medida que este estudio contribuya a acercar la realidad a los empresarios y a las administraciones se contribuirá también a mejorar la eficiencia de sus decisiones.

Otros resultados interesantes que se pueden encontrar en el estudio son los siguientes:

- El importe medio de la discriminación salarial de la mujer se valora en 123,5 €/mes.
- El coste medio del permiso de maternidad supone un coste adicional de la mujer, por contrato de trabajo, que se valora entre 3,6 y 5,5 €/mes.
- Las ausencias del puesto de trabajo suponen un coste medio que es entre 12,6 y 13,1 €/mes mayor en la mujer.
- La movilidad voluntaria supone un coste para el empresario que se valora entre 23,8 y 47,8 €/mes mayor en el hombre que en la mujer.
- La subvención media por contratación indefinida es 11,8 €/mes mayor en la mujer.
- El coste laboral total es entre 140,5 y 166,8 €/mes mayor en el hombre.
- Si no existiese discriminación salarial, el coste del hombre para el empresario seguiría siendo superior al de la mujer: entre 12,3 y 38,1 €/mes mayor.



## ANEXO A. ANÁLISIS DE LA PRODUCTIVIDAD

El análisis de la productividad puede resultar relevante para el estudio del gap salarial por razón de género. La teoría del capital humano indica que las retribuciones de los trabajadores vienen en parte motivadas por su dotación de habilidades, tanto adquiridas, ya sea por la educación o por la experiencia entre muchas otras, como innatas. Estas habilidades determinan que una mayor productividad de los trabajadores pueda ser remunerada de tal manera que refleje diferencias salariales entre los diferentes trabajadores.

El análisis del gap salarial debe recoger este hecho. Es por ello que en las regresiones realizadas para la descomposición de las diferencias salariales entre hombres y mujeres, una parte importante de ésta aparece como explicada por las características de los trabajadores, en especial, la educación y la experiencia potencial. Queda, no obstante, parte de los determinantes de la productividad sin incluir, ya que no existe una información detallada sobre las habilidades desempeñadas por los trabajadores en sus puestos de trabajo, ni tampoco indicadores que nos permitan evaluar aunque sea de forma indirecta las mismas<sup>26</sup>.

La principal consecuencia de este argumento es que parte de lo que en un análisis se considera discriminación salarial puede estar motivado por las características objetivas no incluidas en la regresión que pueden, a su vez, estar reflejando diferencias en productividad entre hombres y mujeres.

Técnicamente es prácticamente imposible obtener una medida directa de las diferencias en las productividades de hombres y mujeres. Tan sólo en el caso en el que se suponga que los salarios son expresiones directas y sin distorsiones de la productividad de un individuo, sería posible dicha estimación. Por este motivo, y más aún si el objetivo es extraer de las diferencias salariales aquélla que es motivada por las diferencias no observables en productividad, no es posible utilizar los propios salarios como variables en el análisis.

No obstante, se pueden adoptar aproximaciones indirectas. En estos casos, como es habitual, es necesario realizar algunos supuestos sin los cuáles no sería posible realizar un análisis, ni siquiera aproximado. Una vez hechos estos supuestos, se podrá obtener una primera medida (relativa, indirecta y por tanto imperfecta) de las diferencias en productividad entre hombres y mujeres.

---

<sup>26</sup> En el caso de disponer de todas las características de los trabajadores y del puesto de trabajo previsiblemente este análisis sería innecesario. Las limitaciones de la información disponible sobre las variables que puedan afectar a la productividad de los trabajadores aconsejan, por tanto, plantear esta aproximación.

• *Los supuestos y el modelo*

Para este análisis de las diferencias en productividad dentro de las empresas se ha usado información no salarial, como la productividad media de las empresas, el uso de capital o el peso por género entre los trabajadores de las empresas. Además es necesario plantear los supuestos que se describen a continuación.

*Supuesto 1: la eficiencia de un trabajador es la misma para dicho trabajador independientemente de la empresa en la que esté, pero no del sector en el que desarrolle su actividad dicha empresa.*

Es decir, se supone que, por ejemplo, un trabajador del metal es igualmente productivo, bajo condiciones similares objetivas, en cualquier empresa de dicho sector. Aunque esto es más cierto cuanto más detallada sea la clasificación sectorial, también es razonable pensar que puede ser más o menos cierto para niveles de clasificación menos exigentes.

Si este supuesto es asumido, se puede extraer una consecuencia lógica. Para un hombre y una mujer, sus productividades medias son similares para cualquier empresa de un mismo sector. Es decir, si existe la posibilidad de medir cuál es la productividad media de un hombre y una mujer en un sector  $J$ , es posible suponer que esta productividad media es la misma para cualquier empresa de dicho sector. Bajo este supuesto primordial se va a desarrollar el ejercicio de estimación de las diferencias en productividad que requiere de dos supuestos más.

*Supuesto 2: el producto de una empresa  $i$  del sector  $j$  puede definirse como una función de producción Cobb-Douglas con dos factores, capital físico ( $K$ ) y trabajo ( $L$ ), y con una Productividad Total de los Factores ( $A$ ).  $\alpha$  será la elasticidad del producto respecto al capital, por lo que, para cumplir con los rendimientos constantes a escala y marginales decrecientes, este parámetro debe estar en el círculo  $(0,1)$  y la elasticidad del producto respecto al factor trabajo deberá ser  $(1-\alpha)$ .*

De este modo se define la función de producción como:

$$Y_{ij} = AK_{ij}^{\alpha} L_{ij}^{1-\alpha} \quad (1)$$

*Supuesto 3: el factor trabajo es la puesta en conjunto de, a su vez, dos factores, trabajo masculino ( $H$ ) y femenino ( $M$ ). Además, la elasticidad de sustitución entre hombres y mujeres no es perfecta. Ello nos lleva a que el factor trabajo puede expresarse por medio de una función CES. Finalmente, también se supondrá que la eficiencia de hombres y mujeres pueda ser diferente aunque, como se ha descrito, común para todas las empresas del sector.*

De esta manera se define  $L$  como:

$$L_{ij} = \left[ B_j H_{ij}^{\rho} + C_j M_{ij}^{\rho} \right]^{\frac{1}{\rho}}, \quad (2)$$

donde  $B_j$  y  $C_j$  son las eficiencias respectivas de hombres y mujeres en el sector  $j$ . El parámetro  $\rho$  mide la elasticidad de sustitución entre hombres y mujeres, tal que si  $\sigma$  es la elasticidad, ésta puede expresarse como:

$$\sigma = \frac{1}{1 - \rho}$$

Si  $\rho$  es cero, la elasticidad de sustitución es uno y se tendrá que el factor trabajo puede expresarse como una función *Cobb-Douglas* respecto a la cantidad de hombres y mujeres. Si  $\rho$  fuera uno, se tendría que  $L$  es una combinación lineal de los factores, por lo que entre ellos existiría sustitución perfecta. Si  $\rho$  fuera infinito, no existiría posibilidad de sustituir hombres por mujeres y se supondría que  $L$  se determina mediante una función de Leontieff.

De esta manera, la función de producción de una empresa quedaría representada por:

$$Y_{ij} = AK_{ij}^\alpha \left[ B_j H_{ij}^\rho + C_j M_{ij}^\rho \right]^{\frac{1-\alpha}{\rho}} \quad (3)$$

Nuevamente, los parámetros de interés son  $B$  y  $C$ , ya que nos indican en qué medida el uso de hombres y/o mujeres puede elevar el producto sin incrementar la cantidad de los mismos.

El objetivo ahora es, a partir de (3), obtener una expresión estimable que nos permita discernir el valor relativo de las eficiencias de hombres y mujeres, que, en teoría, puede afectar al gap salarial.

Para ello se toman primeras derivadas respecto a  $H$  y  $M$ , obteniendo así las productividades marginales de hombres y mujeres:

$$\begin{aligned} \frac{\partial Y_{ij}}{\partial H_{ij}} &= (1 - \alpha) AK_{ij}^\alpha \left[ B_j H_{ij}^\rho + C_j M_{ij}^\rho \right]^{\frac{1-\alpha}{\rho} - 1} B_j H_{ij}^{\rho-1} \\ \text{y} \\ \frac{\partial Y_{ij}}{\partial M_{ij}} &= (1 - \alpha) AK_{ij}^\alpha \left[ B_j H_{ij}^\rho + C_j M_{ij}^\rho \right]^{\frac{1-\alpha}{\rho} - 1} C_j M_{ij}^{\rho-1} \end{aligned}$$

Bajo condiciones de competencia perfecta en los mercados de bienes y trabajo, deberían igualarse ambas expresiones al salario respectivo de hombres y mujeres<sup>27</sup>.

<sup>27</sup> En el caso de que fuera así, es fácil comprobar que las diferencias en logaritmos de los salarios de hombres y mujeres puede expresarse como:

$$\text{Ln}w(H)_{ij} - \text{Ln}w(M)_{ij} = (\text{Ln}B_j - \text{Ln}C_j) - (1 - \rho) \text{Ln} \frac{H_{ij}}{M_{ij}}$$

Esta expresión no representa otra cosa que la demanda relativa de trabajadores por razón de género. Sin ningún otro elemento distorsionador, el gap salarial sólo puede deberse a diferencias en productividad (primer término de la parte de la derecha), o bien a la oferta relativa (segundo término de la parte de la derecha).

Si se calcula la media ponderada de la productividad marginal para hombres y mujeres en función del peso en la empresa que cada uno de los grupos representa, se obtendrá la productividad marginal media de la empresa:

$$p_{ij} = \frac{(1-\alpha)AK_{ij}^{\alpha} [B_j H_{ij}^{\rho} + C_j M_{ij}^{\rho}]^{\frac{1-\alpha}{\rho}}}{L_{ij}}$$

y que a su vez puede expresarse de forma más compacta como:

$$p_{ij} = (1-\alpha)Ak_{ij}^{\alpha} [B_j h_{ij}^{\rho} + C_j m_{ij}^{\rho}]^{\frac{1-\alpha}{\rho}}, \quad (4)$$

donde los factores en minúsculas representan valores per cápita.

Tomando logaritmos a ambos lados de (4) se obtiene:

$$Lnp_{ij} = Ln(1-\alpha) + LnA + \alpha Lnk_{ij} + \frac{1-\alpha}{\rho} Ln[B_j h_{ij}^{\rho} + C_j m_{ij}^{\rho}]$$

Sacando factor común en la expresión entre corchetes:

$$Lnp_{ij} = Ln(1-\alpha) + LnA + \alpha Lnk_{ij} + \frac{1-\alpha}{\rho} Ln \left[ \frac{B_j}{C_j} \left( \frac{H_{ij}}{M_{ij}} \right)^{\rho} + 1 \right] C_j m_{ij}^{\rho} \quad (5)$$

Supuesto 4:  $\left[ \frac{B_j}{C_j} \left( \frac{H_{ij}}{M_{ij}} \right)^{\rho} + 1 \right]$  no es excesivamente mayor que uno.

Esto implica que  $Ln \left[ \frac{B_j}{C_j} \left( \frac{H_{ij}}{M_{ij}} \right)^{\rho} + 1 \right] C_j m_{ij}^{\rho} \approx \frac{B_j}{C_j} \left[ \frac{H_{ij}}{M_{ij}} \right]^{\rho} + \rho Lnm_{ij} + LnC_j$ , por lo que (5) quedaría como:

$$Lnp_{ij} = Ln(1-\alpha) + LnA + \alpha Lnk_{ij} + \frac{1-\alpha}{\rho} \frac{B_j}{C_j} \left[ \frac{H_{ij}}{M_{ij}} \right]^{\rho} + \frac{(1-\alpha)}{\rho} Ln(C_j) + (1-\alpha)Lnm_{ij}$$

Reordenando, se obtiene la expresión:

$$Lnp_{ij}^* = \mu + \phi_j + \alpha Lnk_{ij}^* + \beta_j \left( \frac{H_{ij}}{M_{ij}} \right)^{\rho} \quad (6)$$

donde  $\mu = Ln(1-\alpha) + LnA$ ,  $\phi_j = \frac{(1-\alpha)}{\rho} Ln(C_j)$ ,  $\beta_j = \frac{1-\alpha}{\rho} \left( \frac{B_j}{C_j} \right)$ ,  $Lnp_{ij}^* = Lnp_{ij} - Lnm_{ij}$  y  $Lnk_{ij}^* = Lnk_{ij} - Lnm_{ij}$ .

En definitiva, la expresión a estimar es:

$$\text{Ln}p_{ij}^* = \mu + \phi_j + \alpha \text{Ln}k_{ij}^* + \beta_j \left( \frac{H_{ij}}{M_{ij}} \right)^\rho + \varepsilon_{ij} \quad (7)$$

Un parámetro importante es, como se ha descrito antes, la elasticidad de sustitución entre hombres y mujeres. La idea previa de que para un mismo puesto de trabajo un hombre pueda ser sustituido por una mujer sin que existan cambios algunos en los niveles de producción, lo que implica que  $\sigma=1$ , puede ser en términos agregados una suposición arriesgada.

Ello es así por varias razones. Si bien cuando se comparan dos trabajadores idénticos salvo por el género no se espera que haya diferencias en sus respectivas productividades cuando asumen puestos de trabajo similares con similares responsabilidades; cuando se comparan dos trabajadores cuyas diferencias no son sólo el género, lo anterior no tiene por qué cumplirse. Un grupo de trabajadoras tiene una composición por edades, estudios, ocupación, etc... diferente a la de los hombres. Ello implica que necesariamente la sustitución de trabajadores entre géneros no sea tan fácil como podría intuirse en términos macroeconómicos. El efecto composición entre la fuerza laboral masculina y femenina afecta al valor agregado de la elasticidad de sustitución siendo ésta diferente a uno.

Por ello se asume que  $\sigma \neq 1$ , o que  $\rho \neq 0$ , lo que hubiera impedido la estimación de (7).

Es más, para poder estimar (7) se debe calibrar este parámetro que no va a ser estimado. Para ello, se va a realizar una estimación previa de la función (4) con alguna simplificación necesaria en este momento pero que no repercutirá en las estimaciones posteriores.

En particular, se estimará mediante técnicas de regresión no lineal la expresión:

$$\text{Ln}p_{ij} = \text{Ln}(1 - \alpha) + \text{Ln}A + \alpha \text{Ln}k_{ij} + \frac{(1 - \alpha)}{\rho} [Bh_{ij}^\rho + (1 - B)m_{ij}^\rho], \quad (8)$$

donde la eficiencia de las mujeres se ha obligado a ser simétrica a la de los hombres. Además, se elimina el subíndice  $j$  para indicar que se estiman valores “medios” para la economía y todos sus sectores. Este supuesto trata de simplificar al máximo la estimación de una función no lineal como es (8).

De ahí se obtiene un valor de  $\rho$  que se usará para calibrar las series que se utilizarán para estimar (7). Para ello se supondrá momentáneamente que  $B$  y  $C$  son comunes para el conjunto de la economía. Ello implica que el parámetro estimado será la media para el conjunto de la economía andaluza.

Los resultados se muestran en la tabla A.1. En ella se muestra que el parámetro  $\rho$  tiene un valor significativo de 0,53, o lo que es lo mismo, la elasticidad de sustitución es de 2,12. El parámetro  $\alpha$  tiene un valor de 0,26, muy cercano al tradicional valor de 0,3 que se le asume tradicionalmente.

<b>Tabla A.1. Estimación de la función CES para Andalucía</b>				
	<b>Coefficiente</b>	<b>Error estandar</b>	<b>Estadístico (t)</b>	<b>P&gt;t</b>
A	9,79	0,19	51,7	0
$\alpha$	0,26	0,02	12,65	0
B	0,8	0,04	21,51	0
$\rho$	0,53	0,24	2,23	26
R-squared	0,28			
n	690			
F(3,686)	89,64			

Fuente: Marco Input-Output de Andalucía 2005 (IEA). Elaboración propia.

Una vez calibrado el parámetro  $\rho$ , se estima (7). Los resultados se encuentran en la tabla A.2. Se han incluido, además de las variables explícitas en dicha ecuación, el porcentaje de trabajadores a tiempo parcial, la titularidad de la empresa y si ésta pertenece a un grupo de empresas. El gráfico A.1. muestra la representación de los coeficientes. Se recuerda que estos resultados muestran las diferencias en niveles de productividad sobre un valor medio.

Los resultados nos detallan que los sectores en los que mayores son las diferencias en productividad son, en código CNAE-93, las divisiones 65-67, 55 y 93. Estos sectores son intermediación financiera, seguros y actividades auxiliares, servicios de hostelería y servicios personales. En el extremo contrario se sitúan las divisiones 45, 37 y 28, que corresponden a construcción, reciclaje y fabricación de productos metálicos.

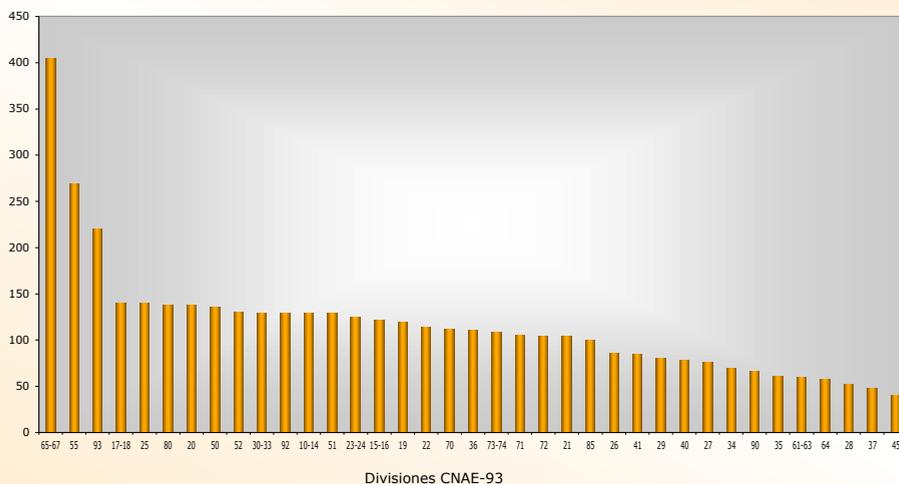
<b>Tabla A.2. Estimación de los coeficientes relativos de productividad e índice sectorial</b>			
	<b>Coefficiente</b>	<b>t-student</b>	<b>Índice sectorial (Total=100)</b>
<b>Divisiones CNAE-93</b>			
10-14	0,78	2,83	128,8
15-16	0,73	9,96	120,9
17-18	0,85	4,13	140,5
19	0,72	2,16	119,1
20	0,83	3,4	137,7
21	0,63	4,76	104,6
22	0,69	4,84	114,2
23-24	0,76	6,51	125,3
25	0,84	6,8	139,9
26	0,52	7,13	85,4
27	0,46	3,28	76,4
28	0,31	6,11	52
29	0,49	3,21	80,7
30-33	0,78	6,3	129,2
34	0,42	3,04	69
35	0,37	4,84	61,1
36	0,67	4,57	110,3
37	0,28	1,34	47,2
40	0,47	1,96	77,8
41	0,51	1,28	84,4
45	0,24	11,15	40,4
50	0,82	6,78	135,8
51	0,78	10,92	128,7
52	0,79	7,19	130,3
55	1,62	3,17	268,7
61-63	0,36	7,51	59,2
64	0,34	1,08	57,2
65-67	2,44	3,08	404,6
70	0,68	3,15	112
71	0,64	1,95	105,5
72	0,63	4,5	104,8
73-74	0,65	12,43	108
80	0,83	2,18	138
85	0,6	5,73	99,5
90	0,4	4,33	65,6
92	0,78	5,13	129,1
93	1,33	3,1	219,8
<b>Otras variables</b>			
Parcial (%)	-0,94	-8,14	
Titularidad*	-0,19	-1,54	
Grupo**	0,38	6,76	
Capital	0,24	14,22	
Constante	12,35	11,12	
R cuadrado			0,76
n			846
F			32,74

\* Titularidad hace referencia a si la empresa es pública.

\*\* Grupo hace referencia a si la empresa pertenece a un grupo de empresas.

Fuente: Marco Input-Output de Andalucía 2005 (IEA). Elaboración propia.

**Gráfico A.1. Índice sectorial de productividad relativa (Hombres/Mujeres)  
(Total=100)**

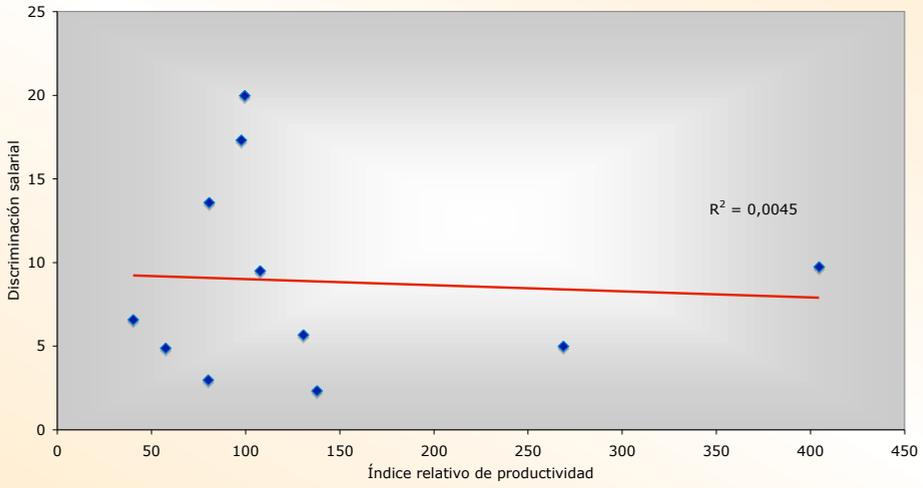


Fuente: Marco Input-Output de Andalucía 2005 (IEA).

El paso final consiste en comprobar si existe correlación entre las diferencias en productividad y la discriminación a nivel de sectores. Para ello se ha vuelto a estimar la discriminación salarial aunque para varios sectores. El nivel de agregación de los mismos ha sido el de grupos de actividad, ya que más desagregación implicaba la inexistencia de datos suficientes para obtener resultados fiables.

El coeficiente de correlación entre ambas variables está en torno a 0,5%. Por ello, aunque esta hipótesis requeriría de un estudio bastante más específico, se puede concluir en base a esta aproximación empírica al tema, que no parece existir una relación clara entre el indicador de diferencias en productividad y la discriminación salarial. Es decir, la parte de las diferencias salariales que se consideraron en la Sección 2 como debidas a discriminación entre hombres y mujeres no parece responder a diferencias en productividad. Por consiguiente, estas diferencias salariales por razón de género se mantienen como no explicadas, o al menos no explicadas por las diferencias en productividad estimadas en este Anexo.

**Gráfico A.2. Correlación entre el Índice relativo de productividad hombre-mujer y la discriminación por sectores**



Fuente: Elaboración propia a partir de las estimaciones realizadas.



## ANEXO B. MODELO TOBIT

Los modelos *Tobit* (Tobin, 1958) se definen como aquellos en los cuáles la variable dependiente es una combinación de una variable dicotómica y otra que se observa de forma continua en un espacio determinado. Por tanto, la variable dependiente es observada tan sólo en una parte de su distribución. El resto de la distribución de la variable está censurada en un valor y por ello la estimación realizada mediante cualquier modelo econométrico debe tomar en cuenta esta información.

Así, la variable  $y^*$  estará censurada en un valor,  $a$ , de la siguiente forma:

$$\begin{aligned}y^* &= \alpha + \beta x + u \\ \text{pero} \\ y &= y^*, \text{ si } y^* \leq a \\ y &= a, \text{ si } y^* > a\end{aligned}$$

En este caso se diría que la variable está censurada a la derecha del valor  $a$ . En el caso de que la variable esté censurada a la izquierda del valor  $a$ , la especificación sería:

$$\begin{aligned}y^* &= \alpha + \beta x + u \\ \text{pero} \\ y &= y^*, \text{ si } y^* \geq a \\ y &= a, \text{ si } y^* < a\end{aligned}$$

La estimación de este modelo se realiza por Máxima Verosimilitud.



## ANEXO C. OTRAS TABLAS RELATIVAS AL ANÁLISIS DE LA DISCRIMINACIÓN SALARIAL

Tabla C.1. Regresión de salarios para el total de la muestra. España. ECV 2006 *				
Modelo de selección de Heckman			Nº observaciones	15.893
(modelo de regresión con selección muestral)			Censuradas	7.464
			No censuradas	8.429
Log pseudolikelihood = -10.947,89				
	Coefficiente	Error estandar robusto	z	P>  z
<b>Logaritmo del salario hora</b>				
Educación secundaria	0,091	0,013	6,760	0,000
Educación universitaria	0,222	0,023	9,670	0,000
Experiencia	0,022	0,002	14,060	0,000
Experiencia al cuadrado	0,000	0,000	-6,880	0,000
Contrato temporal	-0,113	0,010	-11,930	0,000
Supervisión	0,144	0,011	13,480	0,000
Empresas de entre 20 y 49 trabajadores	0,082	0,011	7,490	0,000
Empresas de 50 y más trabajadores	0,186	0,009	19,670	0,000
Constante	1,942	0,057	34,260	0,000
<b>Variable dicotómica: 1 participa/ 0 no participa</b>				
Edad	0,176	0,004	42,570	0,000
Edad al cuadrado	-0,002	0,000	-51,100	0,000
Educación secundaria	0,231	0,020	11,280	0,000
Educación universitaria	0,619	0,022	28,610	0,000
Casado o pareja de hecho	0,026	0,022	1,180	0,239
Hijos menores	-0,251	0,019	-13,390	0,000
Constante	-2,599	0,084	-30,870	0,000
Lambda	0,057	0,049		

Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 1,33 Prob > chi2 = 0,2484

Wald chi2(24) 7.046,940

Prob > chi2 0,000

\*Se incluyen controles por actividad y ocupación en la regresión de salarios, pero por simplicidad se omiten aquí.

Elaboración propia.

**Tabla C.2. Regresión de salarios para los hombres. España. ECV 2006 \***

Modelo de selección de Heckman (modelo de regresión con selección muestral)		Nº observaciones	8.168	
		Censuradas	3.403	
		No censuradas	4.765	
Log pseudolikelihood = -4.770,267				
	Coefficiente	Error estandar robusto	z	P>  z
<b>Logaritmo del salario hora</b>				
Educación secundaria	0,083	0,014	5,910	0,000
Educación universitaria	0,196	0,021	9,290	0,000
Experiencia	0,021	0,002	10,210	0,000
Experiencia al cuadrado	0,000	0,000	-5,090	0,000
Contrato temporal	-0,123	0,012	-10,080	0,000
Supervisión	0,129	0,013	9,690	0,000
Empresas de entre 20 y 49 trabajadores	0,064	0,014	4,480	0,000
Empresas de 50 y más trabajadores	0,178	0,012	14,530	0,000
Constante	2,062	0,056	37,090	0,000
<b>Variable dicotómica: 1 participa/ 0 no participa</b>				
Edad	0,194	0,006	33,150	0,000
Edad al cuadrado	-0,003	0,000	-42,100	0,000
Educación secundaria	0,221	0,028	7,850	0,000
Educación universitaria	0,527	0,032	16,600	0,000
Casado o pareja de hecho	0,600	0,033	18,100	0,000
Hijos menores	-0,029	0,026	-1,120	0,263
Constante	-2,700	0,119	-22,700	0,000
Lambda	-0,046	0,038		

Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 1,47 Prob > chi2 = 0,2255

Wald chi2(24) 549,210

Prob > chi2 0,000

\*Se incluyen controles por actividad y ocupación en la regresión de salarios, pero por simplicidad se omiten aquí.

Elaboración propia.

**Tabla C.3. Regresión de salarios para las mujeres. España. ECV 2006 \***

Modelo de selección de Heckman (modelo de regresión con selección muestral)		Nº observaciones	7.725	
		Censuradas	4.061	
		No censuradas	3.664	
Log pseudolikelihood = -5.428,068				
	Coefficiente	Error estandar robusto	z	P>  z
<b>Logaritmo del salario hora</b>				
Educación secundaria	0,103	0,023	4,550	0,000
Educación universitaria	0,283	0,036	7,930	0,000
Experiencia	0,019	0,002	9,130	0,000
Experiencia al cuadrado	0,000	0,000	-5,830	0,000
Contrato temporal	-0,090	0,014	-6,400	0,000
Supervisión	0,128	0,018	7,320	0,000
Empresas de entre 20 y 49 trabajadores	0,110	0,017	6,650	0,000
Empresas de 50 y más trabajadores	0,192	0,014	13,430	0,000
Constante	1,691	0,096	17,600	0,000
<b>Variable dicotómica: 1 participa/ 0 no participa</b>				
Edad	0,170	0,007	22,900	0,000
Edad al cuadrado	-0,002	0,000	-25,910	0,000
Educación secundaria	0,295	0,033	9,040	0,000
Educación universitaria	0,810	0,034	23,920	0,000
Casado o pareja de hecho	-0,259	0,028	-9,360	0,000
Hijos menores	-0,444	0,025	-17,700	0,000
Constante	-2,644	0,143	-18,500	0,000
Lambda	0,177	0,047		

Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 13,17 Prob > chi2 = 0,0003

Wald chi2(24) 3.137,850

Prob > chi2 0,000

\*Se incluyen controles por actividad y ocupación en la regresión de salarios, pero por simplicidad se omiten aquí.

Elaboración propia.

**Tabla C.4. Regresiones salariales. Andalucía. EES 2006**

	Total	Hombres	Mujeres
Secundaria básica	-0,011 [0,0079]	0,022 [0,0126]*	-0,002 [0,0069]
Secundaria superior	0,060 [0,0119]***	0,079 [0,0170]***	0,074 [0,0100]***
Formación profesional grado medio	0,041 [0,0145]***	0,041 [0,0203]**	0,038 [0,0120]***
Formación profesional grado superior	0,040 [0,0121]***	0,041 [0,0188]**	0,043 [0,0104]***
Universidad. Primer ciclo	0,083 [0,0156]***	0,116 [0,0194]***	0,093 [0,0123]***
Universidad. Segundo y tercer ciclo	0,144 [0,0152]***	0,208 [0,0197]***	0,163 [0,0122]***
Antigüedad	0,028 [0,0012]***	0,032 [0,0019]***	0,030 [0,0010]***
Antigüedad al cuadrado	0,000 [0,0000]***	-0,001 [0,0001]***	0,000 [0,0000]***
Duración	0,041 [0,0084]***	0,024 [0,0108]**	0,033 [0,0068]***
Tipo de jornada	-0,030 [0,0128]**	-0,017 [0,0100]*	-0,061 [0,0078]***
Mercado: nacional	0,054 [0,0077]***	0,050 [0,0109]***	0,043 [0,0064]***
Mercado: Unión Europea o mundial	0,093 [0,0118]***	0,077 [0,0180]***	0,073 [0,0100]***
Convenio: interprovincial, provincial, comarcal	0,007 [0,0079]	0,017 [0,0105]	0,015 [0,0064]**
Convenio: empresa o centro de trabajo	0,167 [0,0108]***	0,133 [0,0152]***	0,178 [0,0089]***
Control	0,029 [0,0186]	-0,112 [0,0218]***	-0,014 [0,0143]
Responsabilidad	0,134 [0,0085]***	0,094 [0,0141]***	0,133 [0,0074]***
Estrato 2: de 10 a 49 trabajadores	0,103 [0,0136]***	0,212 [0,0196]***	0,137 [0,0115]***
Estrato 3: de 50 a 199 trabajadores	0,198 [0,0144]***	0,267 [0,0206]***	0,221 [0,0121]***
Estrato 4: de 200 y más trabajadores	0,268 [0,0156]***	0,252 [0,0212]***	0,262 [0,0128]***
Constante	2,447 [0,0418]***	2,397 [0,0694]***	2,437 [0,0381]***
Observaciones	16.515	10.925	5.590
R-cuadrado	0,610	0,550	0,580

Error estándar entre corchetes.

\* Significatividad al 10%; \*\* al 5%; \*\*\* al 1%.

Categorías omitidas: Educación: primaria; mercado: local o regional; Convenio: sectorial.

Se han incluido controles de actividad y ocupación obviados en la tabla por simplicidad.

Elaboración propia.

<b>Tabla C.5. Regresiones salariales. España. EES 2006</b>			
	Total	Hombres	Mujeres
Secundaria básica	0,001 [0,0026]	0,030 [0,0037]***	0,012 [0,0022]***
Secundaria superior	0,086 [0,0038]***	0,099 [0,0048]***	0,094 [0,0031]***
Formación profesional grado medio	0,069 [0,0043]***	0,056 [0,0055]***	0,069 [0,0035]***
Formación profesional grado superior	0,095 [0,0038]***	0,065 [0,0054]***	0,095 [0,0032]***
Universidad. Primer ciclo	0,135 [0,0051]***	0,136 [0,0057]***	0,131 [0,0039]***
Universidad. Segundo y tercer ciclo	0,258 [0,0049]***	0,254 [0,0056]***	0,250 [0,0037]***
Antigüedad	0,027 [0,0004]***	0,024 [0,0005]***	0,027 [0,0003]***
Antigüedad al cuadrado	0,000 [0,0000]***	0,000 [0,0000]***	0,000 [0,0000]***
Duración	0,059 [0,0028]***	0,040 [0,0033]***	0,043 [0,0022]***
Tipo de jornada	-0,006 [0,0043]	0,002 [0,0030]	-0,043 [0,0025]***
Mercado: nacional	0,055 [0,0025]***	0,036 [0,0032]***	0,042 [0,0020]***
Mercado: Unión Europea o mundial	0,109 [0,0036]***	0,103 [0,0049]***	0,103 [0,0030]***
Convenio: interprovincial, provincial, comarcal	0,018 [0,0023]***	0,023 [0,0028]***	0,027 [0,0018]***
Convenio: empresa o centro de trabajo	0,116 [0,0033]***	0,089 [0,0044]***	0,129 [0,0027]***
Control	0,013 [0,0076]*	-0,199 [0,0062]***	-0,104 [0,0049]***
Responsabilidad	0,160 [0,0027]***	0,100 [0,0040]***	0,159 [0,0023]***
Estrato 2: de 10 a 49 trabajadores	0,077 [0,0041]***	0,096 [0,0052]***	0,089 [0,0033]***
Estrato 3: de 50 a 199 trabajadores	0,164 [0,0043]***	0,147 [0,0055]***	0,157 [0,0035]***
Estrato 4: de 200 y más trabajadores	0,240 [0,0047]***	0,175 [0,0056]***	0,210 [0,0037]***
Constante	2,606 [0,0146]***	2,632 [0,0241]***	2,700 [0,0125]***
Observaciones	184.422	114.826	69.596
R-cuadrado	0,560	0,540	0,540

Error estándar entre corchetes.

\* Significatividad al 10%; \*\* al 5%; \*\*\* al 1%.

Categorías omitidas: Educación: primaria; mercado: local o regional; Convenio: sectorial.

Se han incluido controles de actividad y ocupación obviados en la tabla por simplicidad.

Elaboración propia.

<b>Tabla C.6. Regresión de salarios para el total de la muestra, sin el sector de la educación. Andalucía. ECV 2006 *</b>				
<b>Modelo de selección de Heckman</b>			Nº observaciones	1.361
<b>(modelo de regresión con selección muestral)</b>			Censuradas	609
			No censuradas	752
Log pseudolikelihood = -935,1799				
	Coefficiente	Error estandar robusto	z	P>  z
<b>Logaritmo del salario hora</b>				
Educación secundaria	0,115	0,045	2,540	0,011
Educación universitaria	0,291	0,065	4,510	0,000
Experiencia	0,014	0,005	2,640	0,008
Experiencia al cuadrado	0,000	0,000	-0,840	0,400
Contrato temporal	-0,129	0,031	-4,160	0,000
Supervisión	0,132	0,036	3,640	0,000
Empresas de entre 20 y 49 trabajadores	0,118	0,036	3,290	0,001
Empresas de 50 y más trabajadores	0,242	0,032	7,580	0,000
Constante	2,016	0,173	11,680	0,000
<b>Variable dicotómica: 1 participa/ 0 no participa</b>				
Edad	0,175	0,013	13,530	0,000
Edad al cuadrado	-0,002	0,000	-16,640	0,000
Educación secundaria	0,310	0,066	4,700	0,000
Educación universitaria	0,358	0,070	5,120	0,000
Casado o pareja de hecho	0,076	0,067	1,150	0,252
Hijos menores	-0,099	0,060	-1,640	0,101
Constante	-2,543	0,273	-9,330	0,000
Lambda	0,069	0,136		

Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 0,25 Prob > chi2 = 0,6142

Wald chi2(24) 568,15

Prob > chi2 0,000

\*Se incluyen controles por actividad y ocupación en la regresión de salarios, pero por simplicidad se omiten aquí.

Elaboración propia.

<b>Tabla C.7. Regresión de salarios para los hombres, sin el sector de la educación. Andalucía. ECV 2006 *</b>				
<b>Modelo de selección de Heckman</b>			Nº observaciones	725
<b>(modelo de regresión con selección muestral)</b>			Censuradas	297
			No censuradas	428
Log pseudolikelihood = -429,0426				
	Coefficiente	Error estandar robusto	z	P>  z
<b>Logaritmo del salario hora</b>				
Educación secundaria	0,088	0,044	1,970	0,049
Educación universitaria	0,294	0,064	4,610	0,000
Experiencia	0,014	0,006	2,210	0,027
Experiencia al cuadrado	0,000	0,000	-0,410	0,684
Contrato temporal	-0,114	0,039	-2,920	0,003
Supervisión	0,100	0,047	2,160	0,031
Empresas de entre 20 y 49 trabajadores	0,138	0,050	2,780	0,005
Empresas de 50 y más trabajadores	0,266	0,040	6,610	0,000
Constante	2,153	0,161	13,370	0,000
<b>Variable dicotómica: 1 participa/0 no participa</b>				
Edad	0,187	0,019	9,680	0,000
Edad al cuadrado	-0,003	0,000	-13,260	0,000
Educación secundaria	0,041	0,098	0,420	0,673
Educación universitaria	0,003	0,100	0,030	0,977
Casado o pareja de hecho	0,646	0,112	5,760	0,000
Hijos menores	0,071	0,087	0,810	0,419
Constante	-2,301	0,419	-5,490	0,000
Lambda	-0,093	0,096		

Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 0,92 Prob > chi2 = 0,337

Wald chi2(24) 412,360

Prob > chi2 0,000

\*Se incluyen controles por actividad y ocupación en la regresión de salarios, pero por simplicidad se omiten aquí.

Elaboración propia.

**Tabla C.8. Regresión de salarios para las mujeres, sin el sector de la educación. Andalucía. ECV 2006 \***

Modelo de selección de Heckman (modelo de regresión con selección muestral)		Nº observaciones	636	
		Censuradas	312	
		No censuradas	324	
Log pseudolikelihood = -444,2179				
	Coefficiente	Error estandar robusto	z	P>  z
<b>Logaritmo del salario hora</b>				
Educación secundaria	0,271	0,069	3,910	0,000
Educación universitaria	0,446	0,096	4,650	0,000
Experiencia	0,010	0,007	1,460	0,144
Experiencia al cuadrado	0,000	0,000	-0,620	0,532
Contrato temporal	-0,149	0,045	-3,310	0,001
Supervisión	0,162	0,058	2,790	0,005
Empresas de entre 20 y 49 trabajadores	0,116	0,048	2,430	0,015
Empresas de 50 y más trabajadores	0,176	0,046	3,790	0,000
Constante	1,438	0,184	7,820	0,000
<b>Variable dicotómica: 1 participa/ 0 no participa</b>				
Edad	0,177	0,021	8,440	0,000
Edad al cuadrado	-0,002	0,000	-9,410	0,000
Educación secundaria	0,599	0,102	5,880	0,000
Educación universitaria	0,736	0,113	6,490	0,000
Casado o pareja de hecho	-0,179	0,086	-2,080	0,038
Hijos menores	-0,299	0,082	-3,640	0,000
Constante	-3,067	0,420	-7,300	0,000
Lambda	0,286	0,071		

Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 14,79 Prob > chi2 = 0,0001

Wald chi2(24) 274,460

Prob > chi2 0,000

\*Se incluyen controles por actividad y ocupación en la regresión de salarios, pero por simplicidad se omiten aquí.

Elaboración propia.

<b>Tabla C.9. Regresión de salarios para el total de la muestra, sin el sector de la educación. España. ECV 2006 *</b>				
<b>Modelo de selección de Heckman</b>			Nº observaciones	15.171
<b>(modelo de regresión con selección muestral)</b>			Censuradas	7.449
			No censuradas	7.722
Log pseudolikelihood = -10.431,74				
	Coefficiente	Error estandar robusto	z	P>  z
<b>Logaritmo del salario hora</b>				
Educación secundaria	0,088	0,013	6,740	0,000
Educación universitaria	0,212	0,020	10,460	0,000
Experiencia	0,021	0,002	14,200	0,000
Experiencia al cuadrado	0,000	0,000	-7,010	0,000
Contrato temporal	-0,117	0,010	-11,970	0,000
Supervisión	0,154	0,011	13,700	0,000
Empresas de entre 20 y 49 trabajadores	0,081	0,012	6,880	0,000
Empresas de 50 y más trabajadores	0,183	0,010	18,570	0,000
Constante	1,963	0,055	35,830	0,000
<b>Variable dicotómica: 1 participa/ 0 no participa</b>				
Edad	0,169	0,004	39,840	0,000
Edad al cuadrado	-0,002	0,000	-48,220	0,000
Educación secundaria	0,218	0,021	10,480	0,000
Educación universitaria	0,470	0,023	20,560	0,000
Casado o pareja de hecho	0,046	0,022	2,100	0,036
Hijos menores	-0,268	0,019	-13,890	0,000
Constante	-2,420	0,086	-28,270	0,000
Lambda	0,050	0,045		

Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 1,25 Prob > chi2 = 0,2631

Wald chi2(24) 4.692,750

Prob > chi2 0,000

\*Se incluyen controles por actividad y ocupación en la regresión de salarios, pero por simplicidad se omiten aquí.

Elaboración propia.

<b>Tabla C.10. Regresión de salarios para los hombres, sin el sector de la educación. España. ECV 2006 *</b>				
Modelo de selección de Heckman (modelo de regresión con selección muestral)		Nº observaciones	7.924	
		Censuradas	3.397	
		No censuradas	4.527	
Log pseudolikelihood = -4.619,155				
	Coefficiente	Error estandar robusto	z	P>  z
<b>Logaritmo del salario hora</b>				
Educación secundaria	0,083	0,014	5,930	0,000
Educación universitaria	0,195	0,021	9,470	0,000
Experiencia	0,022	0,002	10,580	0,000
Experiencia al cuadrado	0,000	0,000	-5,400	0,000
Contrato temporal	-0,126	0,012	-10,240	0,000
Supervisión	0,131	0,014	9,500	0,000
Empresas de entre 20 y 49 trabajadores	0,064	0,015	4,260	0,000
Empresas de 50 y más trabajadores	0,181	0,013	14,460	0,000
Constante	2,082	0,055	38,060	0,000
<b>Variable dicotómica: 1 participa/ 0 no participa</b>				
Edad	0,191	0,006	31,800	0,000
Edad al cuadrado	-0,003	0,000	-40,600	0,000
Educación secundaria	0,206	0,028	7,250	0,000
Educación universitaria	0,419	0,033	12,760	0,000
Casado o pareja de hecho	0,622	0,033	18,730	0,000
Hijos menores	-0,042	0,026	-1,600	0,109
Constante	-2,588	0,120	-21,480	0,000
Lambda	-0,045	0,036		

Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 1,55 Prob > chi2 = 0,2133

Wald chi2(24) 2.914,150

Prob > chi2 0,000

\*Se incluyen controles por actividad y ocupación en la regresión de salarios, pero por simplicidad se omiten aquí.

Elaboración propia.

<b>Tabla C.11. Regresión de salarios para las mujeres, sin el sector de la educación. España. ECV 2006 *</b>				
<b>Modelo de selección de Heckman</b>		Nº observaciones	7.247	
<b>(modelo de regresión con selección muestral)</b>		Censuradas	4.052	
		No censuradas	3.195	
Log pseudolikelihood = -5.038,545				
	Coefficiente	Error estandar robusto	z	P>  z
<b>Logaritmo del salario hora</b>				
Educación secundaria	0,102	0,025	4,030	0,000
Educación universitaria	0,260	0,039	6,700	0,000
Experiencia	0,017	0,002	7,890	0,000
Experiencia al cuadrado	0,000	0,000	-5,040	0,000
Contrato temporal	-0,092	0,015	-6,190	0,000
Supervisión	0,149	0,019	7,780	0,000
Empresas de entre 20 y 49 trabajadores	0,110	0,018	5,950	0,000
Empresas de 50 y más trabajadores	0,183	0,015	11,930	0,000
Constante	1,675	0,110	15,290	0,000
<b>Variable dicotómica: 1 participa/ 0 no participa</b>				
Edad	0,160	0,008	19,190	0,000
Edad al cuadrado	-0,002	0,000	-21,700	0,000
Educación secundaria	0,281	0,034	8,360	0,000
Educación universitaria	0,611	0,037	16,400	0,000
Casado o pareja de hecho	-0,249	0,029	-8,470	0,000
Hijos menores	-0,470	0,027	-17,200	0,000
Constante	-2,390	0,153	-15,620	0,000
Lambda	0,180	0,063		

Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 7,82 Prob > chi2 = 0,0052

Wald chi2(24) 1.696,310

Prob > chi2 0,000

\*Se incluyen controles por actividad y ocupación en la regresión de salarios, pero por simplicidad se omiten aquí.

Elaboración propia.

**Tabla C.12. Regresión de salarios para el total de la muestra, sin el sector educativo ni el sanitario. Andalucía. ECV 2006 \***

Modelo de selección de Heckman (modelo de regresión con selección muestral)		Nº observaciones	1.304	
		Censuradas	608	
		No censuradas	696	
Log pseudolikelihood = -894,2493				
	Coefficiente	Error estandar robusto	z	P>  z
<b>Logaritmo del salario hora</b>				
Educación secundaria	0,106	0,044	2,420	0,015
Educación universitaria	0,283	0,063	4,500	0,000
Experiencia	0,013	0,005	2,540	0,011
Experiencia al cuadrado	0,000	0,000	-0,740	0,459
Contrato temporal	-0,133	0,033	-4,050	0,000
Supervisión	0,136	0,038	3,600	0,000
Empresas de entre 20 y 49 trabajadores	0,106	0,037	2,850	0,004
Empresas de 50 y más trabajadores	0,249	0,034	7,350	0,000
Constante	2,061	0,171	12,060	0,000
<b>Variable dicotómica: 1 participa/ 0 no participa</b>				
Edad	0,166	0,013	12,550	0,000
Edad al cuadrado	-0,002	0,000	-15,600	0,000
Educación secundaria	0,303	0,068	4,470	0,000
Educación universitaria	0,279	0,073	3,840	0,000
Casado o pareja de hecho	0,101	0,067	1,510	0,130
Hijos menores	-0,078	0,058	-1,340	0,179
Constante	-2,383	0,279	-8,540	0,000
Lambda	0,046	0,115		

Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 0,16 Prob &gt; chi2 = 0,6882

Wald chi2(24) 469,820

Prob &gt; chi2 0,000

\*Se incluyen controles por actividad y ocupación en la regresión de salarios, pero por simplicidad se omiten aquí.

Elaboración propia.

<b>Tabla C.13. Regresión de salarios para los hombres, sin el sector educativo ni el sanitario. Andalucía. ECV 2006 *</b>				
<b>Modelo de selección de Heckman</b>		Nº observaciones	715	
<b>(modelo de regresión con selección muestral)</b>		Censuradas	297	
		No censuradas	418	
Log pseudolikelihood = -421,9211				
	Coefficiente	Error estandar robusto	z	P>  z
<b>Logaritmo del salario hora</b>				
Educación secundaria	0,079	0,045	1,780	0,076
Educación universitaria	0,297	0,065	4,560	0,000
Experiencia	0,013	0,006	2,090	0,037
Experiencia al cuadrado	0,000	0,000	-0,390	0,694
Contrato temporal	-0,115	0,040	-2,890	0,004
Supervisión	0,097	0,048	2,030	0,043
Empresas de entre 20 y 49 trabajadores	0,133	0,050	2,670	0,008
Empresas de 50 y más trabajadores	0,283	0,040	7,000	0,000
Constante	2,162	0,163	13,290	0,000
<b>Variable dicotómica: 1 participa/ 0 no participa</b>				
Edad	0,185	0,020	9,380	0,000
Edad al cuadrado	-0,003	0,000	-12,920	0,000
Educación secundaria	0,046	0,099	0,460	0,645
Educación universitaria	-0,017	0,101	-0,170	0,864
Casado o pareja de hecho	0,652	0,114	5,740	0,000
Hijos menores	0,078	0,087	0,900	0,370
Constante	-2,258	0,425	-5,320	0,000
Lambda	-0,079	0,096		

Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 0,67 Prob > chi2 = 0,4128

Wald chi2(24) 404,150

Prob > chi2 0,000

\*Se incluyen controles por actividad y ocupación en la regresión de salarios, pero por simplicidad se omiten aquí.

Elaboración propia.

**Tabla C.14. Regresión de salarios para las mujeres, sin el sector educativo ni el sanitario. Andalucía. ECV 2006 \***

Modelo de selección de Heckman (modelo de regresión con selección muestral)		Nº observaciones	589	
		Censuradas	311	
		No censuradas	278	
Log pseudolikelihood = -406,9737				
	Coefficiente	Error estandar robusto	z	P>  z
<b>Logaritmo del salario hora</b>				
Educación secundaria	0,280	0,078	3,600	0,000
Educación universitaria	0,428	0,109	3,940	0,000
Experiencia	0,010	0,008	1,320	0,188
Experiencia al cuadrado	0,000	0,000	-0,610	0,540
Contrato temporal	-0,149	0,051	-2,910	0,004
Supervisión	0,185	0,063	2,930	0,003
Empresas de entre 20 y 49 trabajadores	0,095	0,052	1,820	0,068
Empresas de 50 y más trabajadores	0,147	0,052	2,810	0,005
Constante	1,548	0,182	8,520	0,000
<b>Variable dicotómica: 1 participa/ 0 no participa</b>				
Edad	0,158	0,022	7,360	0,000
Edad al cuadrado	-0,002	0,000	-8,230	0,000
Educación secundaria	0,587	0,108	5,460	0,000
Educación universitaria	0,588	0,125	4,700	0,000
Casado o pareja de hecho	-0,168	0,089	-1,900	0,058
Hijos menores	-0,257	0,083	-3,100	0,002
Constante	-2,732	0,426	-6,420	0,000
Lambda	0,291	0,089		

Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 9,59 Prob > chi2 = 0,0020

Wald chi2(24) 383,130

Prob > chi2 0,000

\*Se incluyen controles por actividad y ocupación en la regresión de salarios, pero por simplicidad se omiten aquí.

Elaboración propia.

**Tabla C.15. Regresión de salarios para el total de la muestra, sin el sector educativo ni el sanitario. España. ECV 2006 \***

Modelo de selección de Heckman (modelo de regresión con selección muestral)		Nº observaciones	14.537	
		Censuradas	7.441	
		No censuradas	7.096	
Log pseudolikelihood = -9.908,047				
	Coefficiente	Error estandar robusto	z	P>  z
<b>Logaritmo del salario hora</b>				
Educación secundaria	0,084	0,013	6,570	0,000
Educación universitaria	0,197	0,019	10,480	0,000
Experiencia	0,020	0,001	13,570	0,000
Experiencia al cuadrado	0,000	0,000	-6,570	0,000
Contrato temporal	-0,126	0,010	-12,430	0,000
Supervisión	0,158	0,012	13,480	0,000
Empresas de entre 20 y 49 trabajadores	0,075	0,012	6,170	0,000
Empresas de 50 y más trabajadores	0,177	0,010	17,090	0,000
Constante	1,991	0,053	37,820	0,000
<b>Variable dicotómica: 1 participa/ 0 no participa</b>				
Edad	0,164	0,004	37,520	0,000
Edad al cuadrado	-0,002	0,000	-45,870	0,000
Educación secundaria	0,189	0,021	8,860	0,000
Educación universitaria	0,366	0,024	15,310	0,000
Casado o pareja de hecho	0,069	0,022	3,120	0,002
Hijos menores	-0,274	0,020	-13,730	0,000
Constante	-2,290	0,087	-26,240	0,000
Lambda	0,036	0,039		

Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 0,84 Prob > chi2 = 0,3584

Wald chi2(24) 3.910,030

Prob > chi2 0,000

\*Se incluyen controles por actividad y ocupación en la regresión de salarios, pero por simplicidad se omiten aquí.

Elaboración propia.

**Tabla C.16. Regresión de salarios para los hombres, sin el sector educativo ni el sanitario. España. ECV 2006 \***

Modelo de selección de Heckman (modelo de regresión con selección muestral)		Nº observaciones	7.769	
		Censuradas	3.395	
		No censuradas	4.374	
Log pseudolikelihood = -4.496,652				
	Coefficiente	Error estandar robusto	z	P>  z
<b>Logaritmo del salario hora</b>				
Educación secundaria	0,080	0,014	5,750	0,000
Educación universitaria	0,193	0,020	9,480	0,000
Experiencia	0,020	0,002	10,460	0,000
Experiencia al cuadrado	0,000	0,000	-5,140	0,000
Contrato temporal	-0,127	0,012	-10,190	0,000
Supervisión	0,133	0,014	9,500	0,000
Empresas de entre 20 y 49 trabajadores	0,064	0,015	4,240	0,000
Empresas de 50 y más trabajadores	0,185	0,013	14,540	0,000
Constante	2,095	0,054	38,880	0,000
<b>Variable dicotómica: 1 participa/ 0 no participa</b>				
Edad	0,190	0,006	30,760	0,000
Edad al cuadrado	-0,003	0,000	-39,340	0,000
Educación secundaria	0,187	0,029	6,530	0,000
Educación universitaria	0,355	0,033	10,670	0,000
Casado o pareja de hecho	0,628	0,034	18,540	0,000
Hijos menores	-0,045	0,026	-1,700	0,090
Constante	-2,549	0,123	-20,650	0,000
Lambda	-0,061	0,031		

Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 3,76 Prob > chi2 = 0,0524

Wald chi2(24) 2.680,020

Prob > chi2 0,000

\*Se incluyen controles por actividad y ocupación en la regresión de salarios, pero por simplicidad se omiten aquí.

Elaboración propia.

<b>Tabla C.17. Regresión de salarios para las mujeres, sin el sector educativo ni el sanitario. España. ECV 2006 *</b>				
<b>Modelo de selección de Heckman</b>			Nº observaciones	6.768
<b>(modelo de regresión con selección muestral)</b>			Censuradas	4.046
			No censuradas	2.722
Log pseudolikelihood = -4.578,485				
	Coefficiente	Error estandar robusto	z	P>  z
<b>Logaritmo del salario hora</b>				
Educación secundaria	0,090	0,026	3,410	0,001
Educación universitaria	0,216	0,039	5,580	0,000
Experiencia	0,015	0,002	5,980	0,000
Experiencia al cuadrado	0,000	0,000	-3,660	0,000
Contrato temporal	-0,108	0,016	-6,670	0,000
Supervisión	0,156	0,021	7,520	0,000
Empresas de entre 20 y 49 trabajadores	0,098	0,020	4,890	0,000
Empresas de 50 y más trabajadores	0,156	0,017	9,110	0,000
Constante	1,726	0,120	14,370	0,000
<b>Variable dicotómica: 1 participa/0 no participa</b>				
Edad	0,154	0,008	18,130	0,000
Edad al cuadrado	-0,002	0,000	-20,670	0,000
Educación secundaria	0,229	0,035	6,480	0,000
Educación universitaria	0,432	0,041	10,670	0,000
Casado o pareja de hecho	-0,241	0,031	-7,760	0,000
Hijos menores	-0,491	0,029	-16,830	0,000
Constante	-2,211	0,154	-14,350	0,000
Lambda	0,174	0,070		

Wald test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 6,02 Prob > chi2 = 0,0142

Wald chi2(24) 1.013,370

Prob > chi2 0,000

\*Se incluyen controles por actividad y ocupación en la regresión de salarios, pero por simplicidad se omiten aquí.

Elaboración propia.

<b>Tabla C. 18. Descomposición de Oaxaca-Blinder del diferencial de salarios para Andalucía. Sin educación y/o sanidad. ECV 2006</b>		
	Sin educación	Sin educación ni sanidad
<b>A. Diferencia salarial por género en % respecto al salario medio de un hombre</b>		
Total	20,03	24,09
Discriminación	8,20	9,12
Características	11,83	14,97
<b>B. En % del total de la diferencia</b>		
Total	100,00	100,00
Discriminación	40,94	37,87
Características	59,06	62,13

Elaboración propia.

<b>Tabla C. 19. Descomposición de Oaxaca-Blinder del diferencial de salarios para España. Sin educación y/o sanidad. ECV 2006</b>		
	Sin educación	Sin educación ni sanidad
<b>A. Diferencia salarial por género en % respecto al salario medio de un hombre</b>		
Total	19,39	22,62
Discriminación	9,94	10,51
Características	9,45	12,10
<b>B. En % del total de la diferencia</b>		
Total	100,00	100,00
Discriminación	51,27	46,49
Características	48,73	53,51

Elaboración propia.

## ANEXO D. RESULTADOS BAJO LA HIPÓTESIS DE NO DISCRIMINACIÓN SALARIAL

**Tabla D.1. Diferencias por género en los costes laborales en Andalucía. Supuesto de no discriminación salarial. Año 2006**

Porcentaje sobre el salario medio				
Discriminación				
—				
			Mínimo	Máximo
Costes no salariales	Maternidad	I	-0,36	-0,24
	Absentismo	II	-1,11	-1,11
	Movilidad voluntaria	III	1,57	3,15
	Bonificaciones	IV	-0,71	
<b>Total</b>	<b>I+II+III-IV</b>		<b>0,81</b>	<b>2,51</b>

Nota: un signo positivo (negativo) en cualquiera de los costes significa que éste es superior en el hombre (la mujer). Un signo negativo (positivo) en las bonificaciones significa que estas son superiores para las mujeres (hombres).

Fuente: Elaboración propia a partir de las estimaciones realizadas.

**Tabla D.2. Diferencias por género en los costes laborales en Andalucía. Supuesto de no discriminación salarial. Año 2006**

Euros al mes, sobre el salario medio del hombre				
Discriminación				
—				
			Mínimo	Máximo
Costes no salariales	Maternidad	I	-5,46	-3,64
	Absentismo	II	-16,84	-16,84
	Movilidad voluntaria	III	23,80	47,78
	Bonificaciones	IV	-10,77	
<b>Total</b>	<b>I+II+III-IV</b>		<b>12,3</b>	<b>38,1</b>

Nota: un signo positivo (negativo) en cualquiera de los costes significa que éste es superior en el hombre (la mujer). Un signo negativo (positivo) en las bonificaciones significa que estas son superiores para las mujeres (hombres).

Fuente: Elaboración propia a partir de las estimaciones realizadas.

**Tabla D.3. Diferencias por género en los costes laborales en Andalucía según grupos de edad y nivel de estudios. Supuesto de no discriminación salarial. Año 2006**

Porcentaje sobre el salario medio

Discriminación	Total	Grupos de edad						Nivel de estudios						
		Menores de 31 años		Entre 31 y 45 años		Más de 45 años		Primarios	Secundarios	Universitarios				
		Mín.	Máx.	Mín.	Máx.	Mín.	Máx.	Mín.	Máx.	Mín.	Máx.			
Costes no salariales	I	-0,4	-0,2	-0,3	-0,2	-0,6	-0,4	0,0	0,0	-0,1	-0,3	-0,2	-0,5	-0,3
	II	-1,1	-1,1	-0,9	-0,9	-1,0	-1,0	-1,4	-1,4	-2,1	-0,7	-0,7	-1,4	-1,4
	III	1,6	3,2	1,6	3,1	1,9	3,8	1,6	3,1	1,5	1,6	3,3	1,7	3,5
	IV	-0,7	-0,7	-0,7	-0,7	-1,6	-1,6	-1,1	-1,1	-0,7	-0,7	-0,7	-0,7	-0,7
<b>Total</b>	<b>0,8</b>	<b>2,5</b>	<b>1,1</b>	<b>2,8</b>	<b>1,9</b>	<b>4,0</b>	<b>1,3</b>	<b>2,8</b>	<b>0,0</b>	<b>1,5</b>	<b>1,3</b>	<b>3,1</b>	<b>0,6</b>	<b>2,5</b>

Nota: un signo positivo (negativo) en cualquiera de los costes significa que éste es superior en el hombre (o mujer). Un signo negativo (positivo) en las bonificaciones significa que éstas son superiores para los hombres (mujeres).

Fuente: Elaboración propia a partir de las estimaciones realizadas.

**Tabla D.4. Diferencias por género en los costes laborales en Andalucía según grupos de edad y nivel de estudios. Supuesto de no discriminación salarial. Año 2006**

		Euros al mes, sobre el salario medio del hombre para cada grupo													
		Grupos de edad						Nivel de estudios							
Total		Menores de 31 años		Entre 31 y 45 años		Más de 45 años		Primarios		Secundarios		Universitarios			
Discriminación		Mín.	Máx.	Mín.	Máx.	Mín.	Máx.	Mín.	Máx.	Mín.	Máx.	Mín.	Máx.		
Costes no salariales	I	-5,5	-3,6	-3,8	-2,5	-9,7	-6,5	-0,6	-0,4	-1,8	-1,2	-4,8	-3,2	-11,3	-7,5
	II	-16,8	-16,8	-10,1	-10,1	-16,2	-16,2	-25,7	-25,7	-27,7	-27,7	-10,3	-10,3	-34,3	-34,3
	III	23,8	47,8	18,5	37,2	30,6	61,4	29,6	59,4	19,8	39,7	24,1	48,4	42,5	85,4
	IV	-10,8		-8,5		-25,5		-20,9		-9,3		-10,5		-17,4	
<b>Total</b>		<b>12,3</b>	<b>38,1</b>	<b>13,1</b>	<b>33,0</b>	<b>30,2</b>	<b>64,2</b>	<b>24,2</b>	<b>54,2</b>	<b>-0,3</b>	<b>20,1</b>	<b>19,4</b>	<b>45,3</b>	<b>14,3</b>	<b>61,0</b>

Note: un signo positivo (negativo) en cualquiera de los costes significa que éste es superior en el hombre (o mujer). Un signo negativo (positivo) en las bonificaciones significa que éstas son superiores para las mujeres (hombres).

Fuente: Elaboración propia a partir de las estimaciones realizadas.



## BIBLIOGRAFÍA

- Alález, R, y Ullibarri, M.(2000): “Coyuntura Económica y Discriminación Salarial por Sexo: La recesión española”, *Moneda y Crédito*, nº 211 pp. 155-182.
- Alález, R, y Ullibarri, M.(2001): “Discriminación Salarial por Sexo: Un análisis del sector privado y sus diferencias regionales en España”, *ICE, Tribuna de Economía*, nº 789: 117-138.
- Amuedo-Dorantes, C. & S. De la Rica (2006): “The Role of Segregation and Pay Structure on the Gender Wage Gap: Evidence from Matched Employer-Employee Data for Spain” *Contributions to Economic Analysis & Policy, Berkeley Electronic Press Journals*.
- Álvarez de Toledo, Núñez y Usabiaga, (2009): “Un análisis de las duraciones de los puestos vacantes gestionados por el Servicio Andaluz de Empleo. Emparejamiento stock-flow frente al emparejamiento aleatorio”, *Economic Working Papers at Centro de Estudios Andaluces E2009/02*, Centro de Estudios Andaluces.
- Becker, G. (1964): “Human capital”, University of Chicago Press, (Chicago).
- Blau, F. and L. Kahn: “Gender Differences in Pay.” *Journal of Economic Perspectives. Fall, 2000*. pp. 75-99.
- Blinder, A.S.: “Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates” en *Journal of Human Resources*; 8, 1973 (pp. 436-455).
- Cameron, A.C. y Trivedi, P.K. (2005): “Microeconometrics. Methods and Applications”. Cambridge University Press.
- De la Rica, S. y Ugidos, A. (1995): “¿Son las diferencias en capital humano determinantes de las diferencias salariales observadas entre hombres y mujeres?”, *Investigaciones Económicas*, 19: 395-414.
- De la Rica, S. (2009): “Segregación Ocupacional y diferencias salariales por género en España: 1995-2002”, capítulo I, *Mujeres y mercado laboral en España, FBBVA-IVIE, próxima publicación*.
- Dolado, J.J., Felgueroso, F. y Jimeno, J.F. (2004): “Where do women work?: Analyzing patterns in occupational segregation by gender” *Annales d'Économie et de Statistique*, nº 71-72; pp. 293-315.
- Dolado, J., S. de la Rica & V. Llorens (2008): “Ceilings or Floors?: Gender Wage Gaps by Education in Spain”, *Journal of Population Economics*, 21, 751-776.

- Farber y Gibbons (1996): "Learning and Wage Dynamics" *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 111, No. 4, pp. 1007-1047.
- García, J., Hernández, P.J., López, A. y Marco, M.L. (2000): "La discriminación de la mujer en España: evidencia estadística y econométrica". Capítulo 4, *La mujer en el mercado de trabajo*, Instituto de Desarrollo Regional, Fundación Universitaria y Consejería de Trabajo e Industria, Junta de Andalucía.
- García, J., Hernández, P.J. y López, A. (2001): "How wide is the gap? An investigation of gender wage differences using quantile regression". *Empirical Economics* 26: 149-168.
- García, J., Hernández, P.J. y López, A. (2002): "An investigation of the relationship between job characteristics and the gender wage gap" Working Paper Ref. 627, Universitat Pompeu Fabra.
- García, I., y Morales, M.D. (2009): "Discriminación salarial en el mercado de trabajo español con especial referencia al caso de Andalucía", *Revista de Economía Laboral*, nº6, pp. 1-34.
- García Pérez y Rebollo Sanz (2009): "Do wage subsidies affect the subsequent employment stability of permanent workers?: the case of Spain", *Moneda y Crédito*, vol 228, pp. 65-102.
- Gardeazábal, J. y Ugidos, A. (2005): "Gender wage discrimination at quantiles". *Journal of Population Economics* 18:165-179.
- Green, W.H. (1981): "Sample Selection Bias as a Specification Error: A comment".
- Heckman, J.J. (1974): "Sample Selection as a Specification Error", *Econometrica*, 47, 153-161.
- Hernández, P.J. (1995): "Análisis Empírico de la discriminación salarial de la mujer en España", *Investigaciones Económicas*, 19: 195-215.
- Hernández, P.J. (1996): "Segregación ocupacional de la mujer y discriminación salarial", *Revista de Economía Aplicada*, 11: 57-80.
- Hernández, P.J., y Méndez, I. (2005): "La corrección del sesgo de selección en los análisis de corte transversal de discriminación salarial por sexo: estudio comparativo en los países de la Unión Europea", *Estadística Española*, vol 47, núm. 158; 179-214.
- Hospido, L. (2009): "La economía de género: Un campo de investigación en expansión", *Boletín Económico*, Septiembre 2009, Banco de España.
- Kunze, A. (2000): "The determination of wages and the gender wage gap: a survey", *Working Paper no. 193. IZA*. (Institut zur Zukunft der Arbeit), Bonn.

- Maddala, G.S. (1983): "Limited-dependent and qualitative variables in econometrics". Cambridge University Press.
- Mincer, J. (1974): "Schooling, Experience, and earnings", National Bureau of Economic Research and Columbia University Press, New York, NY.
- Moral-Arce, I., y Sperlich, S. (2008): "A Semiparametric Juhn, Murphy, and Pierce–Decomposition for the Spanish Gender Pay Gap: A methodological Note" ZRS Centre for Statistics, WP 04.2008, Georg-August-Universität Gottingen.
- Neuman, S., y Oaxaca, R.L. (2003): "Estimating Labor Market Discrimination with Selectivity-Corrected Wage Equations: Methodological Considerations and An Illustration from Israel", Discussion Paper n°. 2-2003, The Pinhas Sapir Center for Development Tel-Aviv University.
- Oaxaca, R.L. (1973): "Male-Female Wage Differentials in Urban Labour Markets", en *International Economic Review*, 14, 1973 (pp. 693-709).
- Oaxaca, R.L., y Ransom, M.R. (1994): "On discrimination and the decomposition of wage differentials", *Journal of Econometrics*, 61: 5-21.
- Prieto, J. (1995): "Discriminación laboral por sexos y movilidad laboral" Tesis Doctoral, Universidad de Oviedo.
- Riboud, M. y Hernández, F. (1989): *Un análisis de la discriminación salarial de las mujeres en España*; Ministerio de Asuntos Sociales, Instituto de la Mujer.
- Rodríguez, J.M., Vera, J. y Moreno, G. (1995): "La discriminación salarial de la mujer en el mercado de trabajo español" en *Estudios sobre el funcionamiento del mercado de trabajo español*, (J.J. Dolado y J.F Jimeno comp.); FEDEA; pp. 27-62.
- Simón, H. (2006): "Diferencias salariales entre hombres y mujeres en España: una comparación internacional con datos emparejados empresa-trabajador", *Investigaciones Económicas*, Fundación SEPI, vol. 30(1), pp. 55-87.
- Tobin, J (1958): "Estimation on relationship for limited dependent variables", *Econometrica*, vol 26, pp. 24-26.
- Ugidos, A. (1993): "Gender Wage Differentials and Sample Selection: Evidence from Spain"; Ponencia presentada en el XVIII Simposio de Análisis Económico. (Documento de trabajo Biltoki 94.01).
- Weichselbaumer, D. y Winter-Ebmer, R. (2005): "A Meta-Analysis of the International Gender Wage Gap" *Journal of Economic Surveys*, Vol. 19, n°. 3, pp. 479-511.





