

## Estimación de las diferencias de género en los costes laborales en Andalucía<sup>1</sup>

José Ignacio García Pérez<sup>2</sup>  
Manuel Alejandro Hidalgo Pérez<sup>3</sup>  
Sergi Jiménez-Martín<sup>4</sup>  
Carmen María Rubio Castaño<sup>5</sup>

### Resumen:

En este trabajo se estiman las diferencias en los costes laborales totales entre hombres y mujeres para Andalucía en 2006. A diferencia de los análisis tradicionales, en este caso se analizan además de los costes salariales, los costes no salariales, como son los de maternidad, absentismo y movilidad voluntaria. Además se incluyen las subvenciones a la contratación. Nuestro principal resultado es que los costes no salariales no son superiores para las mujeres. De esta manera se contradice el argumento según el cual parte de la discriminación salarial de la mujer pudiera explicarse por un mayor coste no salarial de la misma.

Código JEL: J31, J32, J71

---

<sup>1</sup> Este trabajo corresponde a un resumen del informe “Diferencias de coste laboral por género y sus componentes para las empresas en Andalucía” elaborado a petición de la Consejería de Economía y Hacienda de la Junta de Andalucía.

<sup>2</sup> Universidad Pablo de Olavide, Ctra de Utrera, s/n, CP 41013, Sevilla, [jigarper@upo.es](mailto:jigarper@upo.es), +34 9549 77975, fax: +34 954 34 9339

<sup>3</sup> Universidad Pablo de Olavide, Ctra de Utrera, s/n, CP 41013, Sevilla, [mhidper@upo.es](mailto:mhidper@upo.es), +34-954977979, fax: +34 954 34 9339

<sup>4</sup> Universitat Pompeu Fabra, Edifici Jaume I (Campus de la Ciutadella), Ramon Trias Fargas, 25-27, 08005 Barcelona, [serji.jimenez@upf.edu](mailto:serji.jimenez@upf.edu), +34-93 5421667, +34 93 542 1746

<sup>5</sup> Universidad Pablo de Olavide, Ctra de Utrera, s/n, CP 41013, Sevilla, [cmrubcas@upo.es](mailto:cmrubcas@upo.es), +34-954349165, fax: +34 954 34 9339

## 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. 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. 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. A pesar de que 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, usualmente atribuida a discriminación.

Más recientemente, 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.<sup>6</sup>

En este trabajo pretendemos ampliar los análisis tradicionales sobre discriminación por razón de género. En particular, el objetivo principal es conocer las diferencias en costes laborales por género en las empresas andaluzas. Para ello no sólo se van a comparar las diferencias salariales, que es lo que tradicionalmente se ha realizado, sino que además, se pretende estudiar las diferencias en el resto de costes no salariales, como la baja por maternidad o enfermedad, por abandono del puesto de trabajo o por el pago de subvenciones.

Los costes laborales no salariales pueden clasificarse en tres tipos: maternidad, movilidad voluntaria y ausencias del puesto de trabajo. Además se analizan también 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. 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, se han contemplado costes no salariales que pueden aparecer asociados a otros motivos ajenos a la propia actividad laboral, como son los costes asociados a la baja contractual voluntaria del trabajador (que se denominará en adelante “movilidad voluntaria”) o los costes que genera la ausencia de los trabajadores de su puesto de trabajo (no vacacionales), ya sea por razones justificadas (por ejemplo, enfermedad) o no justificadas. Nuestro objetivo consiste en analizar la posible existencia de diferencias, por razón de género, en estos costes.

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

---

<sup>6</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).

[Escribir texto]

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 calcula el coste esperado para la empresa en cada caso, que será 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, distinguiendo siempre entre trabajadores y trabajadoras. De este modo, podemos determinar en qué medida las diferencias en el salario no explicadas por las características objetivas del trabajador, pudieran ser atribuidas a diferencias entre hombres y mujeres en dichos costes no salariales.

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, si bien precisan de un mayor grado de profundidad en el análisis de algunos aspectos, constituyen una primera evidencia de que no es cierto que la mujer reciba un menor salario para compensar un mayor coste no salarial que debe soportar el empresario por su contratación. En realidad, aquellos mayores costes que se suponen un hándicap para la mujer, como es el caso particular de la maternidad, generan un coste esperado relativamente pequeño. 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.

Es evidente que el análisis no puede ser realizado por una sólo base estadística, por lo que se impone el uso de varias. Mientras para el análisis de la discriminación salarial se ha usado la Encuesta de Condiciones de Vida del año 2006, dado que provee información tanto para trabajadoras como no trabajadoras, necesario para realizar las correcciones de selección habituales en este tipo de estimaciones, para el resto de coste se han utilizado bases específicas para cada uno de ellos. Concretamente, tanto para las bajas maternales como por ausencia no justificada del puesto de trabajo se han utilizado la Encuesta de Población Activa para el primer trimestre de 2006. En dicha encuesta obtenemos la información necesaria para estimar las razones y períodos de baja, así como las probabilidades de las mismas, información que se complementa con la Encuesta de Empleo del Tiempo de Trabajo. Además, se ha utilizado información directa de las Empresas de Trabajo Temporal para evaluar el coste de búsqueda de la empresa ante una baja laboral. En cuanto a la movilidad voluntaria, parte del análisis se ha realizado recurriendo a la Muestra Continua de Vidas Laborales, con datos para el año 2006. Por último, para el análisis de las subvenciones, se ha obtenido la información necesaria directamente del trabajo de García y Rebollo (2009), en el cual se ofrece el valor medio, por sexo, de las ayudas públicas a la conversión de contratos.

En el apartado dos, se describe el análisis de las diferencias salariales, coste salarial, de forma breve al tratarse de un tema ampliamente tratado en la literatura. El apartado tres, aborda la estimación de las diferencias por género en los costes no salariales, en cada uno de sus cuatro componentes. El apartado cuatro recoge un breve resumen de los resultados obtenidos y por último el apartado cinco presenta las conclusiones del trabajo.

## 2. DIFERENCIAS POR GÉNERO EN EL COSTE SALARIAL

### 2.1 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. 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 son 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 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>7</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). Las diferencias en los niveles educativos, en la participación sectorial, y en los niveles de ocupación pueden explicar parte de las diferencias salariales entre hombres y mujeres.

---

<sup>7</sup> Para España el diferencial de salario asciende al 26,49%, siendo el salario mensual para los hombres de 1741,01€ y para las mujeres de 1279,79€. El salario hora en España asciende a 10,46€ y 9,07€ para hombres y mujeres, respectivamente.

Tabla 2.1. Descriptivos por sexo. Características de la Encuesta de Condiciones de Vida 2006

	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</b> (% verticales)						
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> (C)	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</b> (% verticales)						
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</b> (% verticales)						
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 agríc. 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</b> (% verticales)						
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

## 2.2 Metodología

Para la adecuada estimación de las diferencias salariales no explicadas por las características objetivas del trabajador se utiliza la tradicionalmente conocida descomposición de Oaxaca-Blinder<sup>8</sup>, metodología que 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:

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

[Escribir texto]

donde  $W$  se refiere al salario;  $X$  es la matriz de variables explicativas que recoge los valores de aquellas características, tanto de los trabajadores como del puesto de trabajo, que determinan la productividad; y  $\beta$  son los coeficientes de las regresiones, los cuales muestran las retribuciones a dichas características. La expresión (1) muestra que el diferencial promedio de salario, se descompone en dos términos. El primero, que 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. Podemos interpretar que estamos obteniendo la parte del diferencial salarial atribuida a las diferencias en dotaciones de capital humano entre hombres y mujeres. El segundo 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. 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. Es por ello que en la estimación de cada una de las ecuaciones salariales es necesario corregir por el sesgo de selección (Heckman, 1979). A su vez, se adaptará la descomposición de Oaxaca al uso del modelo corregido por selección. Como se ha indicado, la Encuesta de Condiciones de Vida es la más adecuada para esta estimación ya que ofrece información no sólo del perfil laboral de las mujeres sino además socio-familiar.

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.

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>9</sup>. Por último, las tablas anteriormente citadas muestran el coeficiente del término que controla por la existencia de selección muestral, la lambda de Heckman y que sí es significativamente distinta de cero indicará que, efectivamente, la muestra exclusivamente de empleados no es apropiada para estimar correctamente las diferencias salariales entre hombres y mujeres.

---

<sup>8</sup> Oaxaca (1973), Blinder(1973).

<sup>9</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.

[Escribir texto]

**Tabla 2.2. Regresión de salarios para el total de la muestra \***

<b>Modelo de selección de Heckman (modelo de regresión con selección muestral)</b>		Nº observaciones	1438	
		Censuradas	611	
		No censuradas	827	
Log pseudolikelihood = -999.4427				
	<i>Coefficiente</i>	<i>Error estandar robusto</i>	<i>z</i>	<i>P&gt; z </i>
<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 chi <sup>2</sup> (24)		860,220		
Prob > chi <sup>2</sup>		0,000		
*Se incluyen controles por actividad y ocupación en la regresión de salarios, pero por simplicidad se omiten aquí.				

En general estas tablas muestran que prácticamente todas las variables incorporadas al modelo son significativas, además de mostrar el signo esperado en base a las predicciones de la teoría económica.<sup>10</sup> Los resultados son coherentes con los obtenidos tradicionalmente en la literatura. 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 anteriormente. Los resultados para Andalucía y España se presentan en la tabla 2.5.

En la Tabla 2.5 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.

<sup>10</sup> Estos mismos ejercicios de estimación de los determinantes principales de la decisión de participación en Andalucía se han realizado para el conjunto de España. Los resultados de los mismos están a disposición previa solicitud a los autores.

Tabla 2.3. Regresión de salarios para los hombres \*

<b>Modelo de selección de Heckman (modelo de regresión con selección muestral)</b>		Nº observaciones	754	
		Cesuradas	298	
		No censuradas	456	
Log pseudolikelihood = -451.6058				
	<i>Coefficiente</i>	<i>Error estandar robusto</i>	<i>z</i>	<i>P&gt; z </i>
<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 chi <sup>2</sup> (24)		589,050		
Prob > chi <sup>2</sup>		0,000		

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

Tabla 2.4. Regresión de salarios para las mujeres \*

<b>Modelo de selección de Heckman (modelo de regresión con selección muestral)</b>		Nº observaciones	684	
		Cesuradas	313	
		No censuradas	371	
Log pseudolikelihood = -486.8683				
	<i>Coefficiente</i>	<i>Error estandar robusto</i>	<i>z</i>	<i>P&gt; z </i>
<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 chi <sup>2</sup> (24)		446,550		
Prob > chi <sup>2</sup>		0,000		

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

[Escribir texto]

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 andaluzas: 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.

**Tabla 2.5 Descomposición de Oaxaca-Blinder del diferencial de salarios. ECV 2006**

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

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

Los costes laborales no salariales objeto de análisis en este trabajo tal y como se ha comentado con anterioridad, son: maternidad, movilidad voluntaria, ausencias del puesto de trabajo y subvenciones a la contratación indefinida, que, es una partida que reduce los costes salariales.

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. 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. La forma en que se cuantifica cada uno de estos costes es similar: se calcula 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, que se detallan a continuación.

#### **3.1 Costes de los permisos de maternidad/paternidad**

[Escribir texto]

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 aquella 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, si bien puede considerarse que no hay diferencias significativas en este aspecto, por género.

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. En primer lugar con cobertura interna del puesto, es decir, la propia empresa 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. En segundo lugar, con una cobertura externa del puesto, y que sería el caso en el que la empresa asume un coste contratando a empresas de recursos humanos y/o ETT 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.

Para obtener un valor de los costes de búsqueda se opta por llevar a cabo dos aproximaciones diferentes y que ofrecerán como resultado intervalos entre los cuales será posible situar dichos costes. 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.

<b>Tabla 3.1. Coste de búsqueda del permiso por maternidad</b>			
	% Sobre el salario medio (1)	Tiempo vacante (meses) (2)	Coste sobre el salario (%) (1)*(2)
Coste del permiso por maternidad	37,8	4	149,52

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de las ETTs.

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 37,8% del salario medio.

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 37,8% 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 ETTs y del volumen de operaciones es posible estimar una segunda aproximación del coste de búsqueda. El análisis de las cuentas de resultados de las ETTs elevan los ingresos

[Escribir texto]

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 ETT 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.

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.<sup>12</sup> Así, la pregunta 5 del apartado B (Relación con la actividad económica) del cuestionario, versa sobre la razón por la que un trabajador no acudió a su empleo la semana anterior. 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. La tabla 3.2 muestra estos resultados.

Así, un 0,97% puede ser considerada, 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 3.2 muestra los resultados de dicho cálculo.

---

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

<sup>12</sup> El uso de esta encuesta frente a otras, como la Encuesta de Empleo del Tiempo, 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.

**Tabla 3.2. Coste de la baja maternal para una empresa. % sobre el salario mensual, primer trimestre 2006 EPA**

	Coste de una baja s/ el salario (%) (1)	Probabilidad de la baja (%) (2)	Coste medio sobre el salario (%) (1)*(2)
Máximo	149,5	0,24	0,36
Mínimo	100	0,24	0,24

Fuente: EPA primer trimestre 2006 y 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.

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

El coste por otras ausencias del puesto de trabajo (no vacacionales), o coste por absentismo, 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.

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 contratar, 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 este caso, el coste esperado viene determinado por tres factores. En primer lugar, por la probabilidad de que el trabajador incurra en dicha situación,  $p(a)$ . 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,  $t(a)$ . 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,  $c(a)$ . 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:

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

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 problema es la escasa información existente para realizar este análisis a nivel regional, ya

<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).

[Escribir texto]

que para ciertas características la muestra se reduce considerablemente<sup>14</sup>. Es por ello que los resultados 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 3.3.

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, 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. Sin embargo, 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.

---

<sup>14</sup> El uso de la EPA frente a otras encuestas como la Encuesta de Empleo del Tiempo 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 de Empleo del Tiempo 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.

**Tabla 3.3 Descriptivos de los datos utilizados de la Encuesta de Población Activa, primer trimestre 2006**

	muestra	población (*)
Asalariados	51.254	15.886.640
se ausentaron	2.317	689.698
horas de absentismo	28,73	28,93
menos del 100% semanal	11,78	12,67
la semana completa	36,03	36,2
<hr/>		
<b>% 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
16-19	2,19	2,01
20-24	9,5	9,33
25-29	13,67	15,85
30-34	13,44	16,26
35-39	13,9	14,64
40-44	14,03	13,26
45-49	12,88	11,17
50-54	9,73	8,35
55-59	6,9	5,92
60-64	3,43	2,92
65-70	0,34	0,31
Sector Público	21,84	18,02
primaria	14,39	14,37
secundaria	50,73	51,06
universidad	34,88	34,56
Contrato temporal	31,43	33,33
Tiempo parcial	12,55	12,49

(\*) utilizando los elevadores de la encuesta

Fuente: EPA, primer trimestre 2006

- *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, utilizaremos un modelo de elección binaria, (*Probit*), cuyo resultado se recoge en la tabla 3.4.

El cálculo de los efectos marginales a partir del modelo Probit 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 es un 1,53% mayor. La diferencia obtenida es significativa al 1%.

**Tabla 3.4 Modelo probit del absentismo.****Variable dependiente: variable dicotómica (1=se ausentó la semana de referencia, 0=no se ausentó)**

	total
sexo	0,166*** [0,024]
madre	0,0508 [0,035]
padre	-0,0107 [0,034]
20-24 años	-0,0344 [0,085]
25-29 "	0,0613 [0,083]
30-34 "	0,16 [0,082]
35-39 "	0,155 [0,082]
40-44 "	0,127 [0,082]
45-49 "	0,177* [0,084]
50-54 "	0,206* [0,086]
55-59 "	0,359*** [0,087]
60-64 "	0,547*** [0,090]
65-70 "	0,458** [0,160]
sector público	0,107*** [0,025]
secundarios	-0,0374 [0,029]
universitarios	-0,192*** [0,033]
contrato temporal	-0,0729** [0,023]
tiempo parcial	-0,0810* [0,032]
constante	-1,748*** [0,087]

N 51254

errores estándar entre corchetes

\* p&lt;0,1 \*\* p&lt;0,01 \*\*\* p&lt;0,001\*

Fuente: EPA primer trimestre y 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, 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, la distribución de las horas perdidas en la semana de referencia está censurada por la derecha por las razones argumentadas anteriormente. 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 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.

<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.

[Escribir texto]

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, son pues datos censurados. El resto lo hizo por un número inferior al total de horas habituales.

Este hecho afecta a las horas perdidas semanales, como se puede comprobar en la tabla 3.5. 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.

**Tabla 3.5 Horas medias perdidas por ausencia en la semana de referencia de la encuesta**

Encuesta de Población Activa primer trimestre 2006

	Total causas	Enfermedad, accidente ...	Razones personales	Otras causas
<b>Horas perdidas total muestra</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, INE

La tabla 3.5, 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). La tabla 3.6 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 3.4. Este resultado implica que las mujeres poseen, una vez 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 muestra implica que el tiempo medio de ausencia de una mujer supera al de un hombre en al menos un 43%.<sup>16</sup>

- *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.

<sup>16</sup> Hay que recordar que la variable dependiente está media en términos de logaritmos. Esto determina que la lectura de los coeficientes debe hacerse como diferencias en tantos por ciento.

[Escribir texto]

### 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.

**Tabla 3.5. Estimación de las horas perdidas en la semana de referencia. Modelo Tobit.**  
Variable dependiente: logaritmo de horas perdidas

	total
Sexo	0.434***
	[0.120]
20-24	-0.0940
	[0.505]
25-29	-0.253
	[0.485]
30-34	-0.306
	[0.479]
35-39	-0.316
	[0.480]
40-44	-0.316
	[0.480]
45-49	-0.277
	[0.481]
50-54	0.521
	[0.497]
55-59	0.376
	[0.497]
60-64	0.973
	[0.526]
65-70	0.339
	[0.881]
sector público	0.378**
	[0.145]
secundarios	-0.339
	[0.175]
universitarios	-1.191***
	[0.197]
contrato temporal	-0.624***
	[0.130]
tiempo parcial	-0.768***
	[0.179]
constante	5.435***
	[0.486]
N	2317

errores estándar entre corchetes  
\*  $p < 0,1$ \*\*  $p < 0,01$  \*\*\*  $p < 0,001$

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:

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

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:

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

[Escribir texto]

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 de Empleo del 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, a 4,75 horas mensuales<sup>17</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  $D(a)$ ,  $\ln(p(a,m)/p(a,h))$ , 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,  $\ln(t(a,m)/t(a,h))$  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  $\ln(1,434)=0,3604$ .

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

**Tabla 3.6 Diferencia del coste de absentismo  
% respecto al salario medio  
tiempo medio de baja=57,5 horas anuales**

		Total
	$p(a,m)/p(a,h)$	1,0153
	$t(a,m)/t(a,h)$	1,434
discriminación salarial por género	-12	0,734
	-11,5	0,750
	-11	0,767
	-10,5	0,784
	-10	0,800
	-9,5	0,816
	-9	0,833
	-8,5	0,849
	-8	0,865
	-7,5	0,881
	-7	0,897

Fuente: elaboración propia a partir de los resultados estimados

La tabla 3.6 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.

<sup>17</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  $t(a)$ .

[Escribir texto]

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.

### **3.3 Costes por movilidad voluntaria**

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: 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 a través de la ETT y pagar por ello durante todo el período, 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 tan sólo a 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, pero sólo por la búsqueda, puesto que la contratación la realiza directamente la empresa. 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>18</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.

#### **3.3.1 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

[Escribir texto]

segunda trabaja con los ingresos de estas empresas y con el número de operaciones de intermediación realizadas para estimar una tarifa media.

**Tabla 3.7 Coste de búsqueda/sustitución.**  
Porcentaje del sueldo medio (ETT)

Motivo de la baja	% sobre el salario	Tiempo de vacante (meses)	Coste sobre el salario	Incluido excedente bruto de explotación 82%
	(1)	(2)	(%) (1)*(2)	
Baja voluntaria	69,8	0,45*	31,2	56,8

Fuente: elaboración propia a partir de datos de las ETT.

(\*) Álvarez de Toledo et alia. (2009)

La tabla 3.7 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>19</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 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.

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 3.8 recoge estas grandes cifras. Las remuneraciones de salarios 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.

Por esta razón, en la quinta columna de la tabla 3.7 se multiplica los costes obtenidos por baja o movilidad voluntaria por 1,82. Así, el coste medio de búsqueda asociado a la movilidad voluntaria para un empresario asciende al 56,8% 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>20</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

<sup>18</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>19</sup> Esta hipótesis se sostiene si se supone que un coste superior o inferior al facturado por las ETTs implique una situación de arbitraje.

<sup>20</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.

[Escribir texto]

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 56,8% y el 137% de un sueldo mensual.

**Tabla 3.8. Remuneración salarial y excedente bruto de explotación en el Marco Input-Output de Andalucía, año 2005**

<b>Sectores no agrarios</b>	
<b>Concepto</b>	<b>Millones de euros</b>
Remuneración de asalariados	58.254,18
Excedente Bruto de Explotación	47.900,82
EBE/Remuneración	0,82

Fuente: Marco Input-Output de Andalucía, IEA

### 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. 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 y donde 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.

**Tabla 3.9 Descriptivos de laMCVL usados para el análisis de la probabilidad de baja voluntaria**

	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

Fuente: Muestra Continua de Vidas Laborales

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

[Escribir texto]

cuáles el 65,7% fueron firmados por hombres y el resto por mujeres. La tabla 3.9 muestra los principales descriptivos de la muestra.

**Tabla 3.10. Análisis de la Movilidad Voluntaria. Modelo Probit. Resumen**  
Variable dependiente: dicotómica 1=baja voluntaria, 0=resto

	total
sexo	-0,199*** [0,020]
base de cotización	-1,61E-08 [0,000]
duración del contrato	-0,0000209 [0,000]
edad	-0,0148** [0,005]
edad2	-0,00000357 [0,000]
N	56441

Errores estándar entre corchetes

Fuente: Muestra Continua de Vidas laborales y 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 3.10 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 análisis, 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. La edad, finalmente, reduce la probabilidad de la movilidad, aunque concentrado sobre todo en los trabajadores más jóvenes y con estudios primarios.

**Tabla 3.11. Diferencia en el coste de la baja voluntaria para una empresa por razón de género. % 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 %*
Máximo	137		-3,15
Mínimo	56,8	-2,3	-1,31
Total			

(\*) El signo negativo representa que tanto la probabilidad como el coste es inferior para las mujeres

Con estos resultados es posible estimar las diferencias en los costes esperados por movilidad voluntaria entre hombres y mujeres (tabla 3.11). 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 56,8%, 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 1,31% sobre el salario medio mensual inferior en el caso de una mujer.

#### 3.4. Subvenciones a la contratación indefinida

[Escribir texto]

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>21</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>22</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.

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

**Tabla 3.12. Porcentaje que sobre el salario medio supone las diferencias en bonificaciones a un contrato fijo.**

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)

$$Dsub = Sub(m) - Sub(h),$$

<sup>21</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>22</sup> Esta bonificación está calculada para el salario medio de un trabajador andaluz en el año 2002.

[Escribir texto]

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 3.12 resume este resultado y lo ofrece desagregado para los tres grupos de edad considerados en el presente estudio.

### 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.

**TABLA 3.13 DIFERENCIAS POR GÉNERO DE LOS COSTES NO LABORALES EN ANDALUCÍA (% y euros)**

		%
<b>Maternidad</b>	mínimo	-0,36
	máximo	-0,24
<b>Movilidad Voluntaria</b>	mínimo	1,31
	máximo	3,15
<b>Absentismo</b>	mínimo	-0,87
	máximo	-0,83
<b>Total</b>	<b>mínimo</b>	<b>0,09</b>
	<b>máximo</b>	<b>2,08</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)

La tabla 3.13 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.

[Escribir texto]

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.

#### 4. RESULTADOS FINALES

Las tablas 4.1 y 4.2 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 trabajo, detallando para cada partida las diferencias entre hombres y mujeres en los distintos costes laborales que asumen las empresas. En la tabla 4.1 se muestra las diferencias salariales en términos porcentuales de un salario medio mensual, mientras que en la tabla 4.2 se muestra la misma información en términos absolutos, esto es, en euros por mes de trabajo. Por último, la tabla 4.3 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 un intervalo de variación estimado 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<sup>23</sup>. 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 pues, en 2006, y según vemos en la tabla 4.1, el coste laboral total de una mujer (incluidas las bonificaciones) fue entre un 9,01% y un 11% inferior al de un hombre de características similares, en términos de un sueldo mensual medio andaluz de 2006. En euros, estos porcentajes se traducen a cantidades fácilmente identificables. Así, **una trabajadora andaluza cuesta a su empresa entre 136,6 y 166,8 euros mensuales menos que un trabajador de similares características.**

En ambos casos, no obstante, **la principal diferencia reside en lo que hemos llamado discriminación salarial**, y que explica por sí solo gran parte de las diferencias en coste. El permiso de maternidad sólo explicaría entre el 1,9% y el 3,4% de las diferencias observadas (calculados estos porcentajes como el peso de este coste sobre la diferencia en los costes laborales por género). El absentismo laboral explica algo más de las diferencias en costes laborales, ya que su peso, dependiendo de la encuesta que utilizemos y del valor mínimo o máximo de nuestras estimaciones de la sección 3, oscila entre un 6,5% y un 8,4%.

	Diferencia salarial I.a	I		II		III		IV		V	Total	
		Características I.b	Discriminación I.c	Maternidad		Movilidad Voluntaria		Absentismo		Bonificaciones	I.c+II+III+IV-V	
				mínimo	máximo	mínimo	máximo	mínimo	máximo		mínimo	máximo
Encuesta de Condiciones de Vida	17,10	8,96	8,14	-0,36	-0,24	1,31	3,15	-0,87	-0,83	-0,78	9,01	11,00

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)

<sup>23</sup> Si bien el análisis principal se ha realizado con la ECV 2006 para poder realizar corrección por sesgo de selección, se ha estimado también el montante de discriminación salarial utilizando los datos de la Encuesta de Estructura Salarial para el año 2006.

[Escribir texto]

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 25,5% y el 12,2% del diferencial del coste laboral por género estimado. Sin embargo, las bonificaciones, por contra, tienen un peso que va desde el 6,1% al 7,5% en el total de las diferencias observadas entre hombres y mujeres.

	Diferencia salarial I.a	I		II		III		IV		V	Total I.c+II+III+IV-V	
		Características I.b	Discriminación I.c	Maternidad	Movilidad Voluntaria	Absentismo	Bonificaciones	máximo	mínimo			
				mínimo	máximo	mínimo	máximo	mínimo	máximo		máximo	mínimo
Encuesta de Condiciones de Vida	259,4	135,9	123,5	-5,5	-3,6	19,9	47,8	-13,1	-12,6	-11,8	136,6	166,8

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)

## 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 diferenciamos 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 de la baja maternal, los costes por movilidad voluntaria de los trabajadores, esto es, 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. Las diferentes secciones de este trabajo recogen de forma detallada tanto la propuesta metodológica para el estudio de las diferencias de género como los resultados alcanzados.

En la primera fase de nuestro análisis, cuantificamos 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). Esta diferencia no debe ser computada en el ejercicio objeto de este trabajo ya que, aunque puede responder a diferencias reales en rendimiento o productividad, las empresas ya ajustan adecuadamente por ello, remunerando de manera gradual en función, por ejemplo, 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 podrán asociarse a discriminación salarial. Estas diferencias salariales son las que, en un primer momento, pueden considerarse que tratan de compensar los posibles costes no salariales de mujeres, frente a hombres.

Nuestros 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%, según la fuente estadística utilizada, del salario medio mensual pagado en el año 2006. 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 en dicho año.

En una segunda fase, evaluamos qué fracción de dichas discrepancias podría venir explicada por las diferencias en costes no salariales entre los dos géneros. Sin embargo, nuestras estimaciones apuntan justo en el sentido contrario, ya que los costes no salariales son también superiores para los hombres, oscilando la diferencia respecto a los costes de las mujeres entre un 0,9% y un 2,0%. Esto es así porque los costes que se producen en las empresas por tener que sustituir a aquéllos que voluntariamente abandonan la empresa son mayores para los hombres que para las mujeres. El

[Escribir texto]

resto de costes no salariales (permiso maternal y absentismo) sí que son algo mayores para las mujeres, pero son más que compensados por el coste anteriormente aducido de movilidad voluntaria.

En suma, tanto los costes salariales como los no salariales, donde incluimos los costes por el permiso de maternidad, movilidad voluntaria y absentismo, parecen ser superiores en los hombres frente a las mujeres. Como consecuencia, no es posible derivar, por tanto, que el mayor coste salarial, lo que tradicionalmente se denomina discriminación salarial, sea consecuencia directa de una compensación retributiva a los hombres frente a un mayor coste no salarial de las mujeres.

En definitiva, una vez que tenemos en cuenta todos y cada uno de los componentes de los costes, salariales y no salariales, considerados en este trabajo, estimamos que un hombre cuesta aproximadamente entre un 9% y casi un 13% más que una trabajadora. En cualquier caso, sería necesario profundizar más en algunos costes no salariales, como por ejemplo los derivados del absentismo, para lo cual es imprescindible contar con datos individuales a nivel andaluz.

## BIBLIOGRAFÍA

- Aláez, R, y Ullibarri, M.(2000): “Coyuntura Económica y Discriminación Salarial por Sexo: La recesión española”, *Moneda y Crédito*, Nº 211 PP 155-182.
- Aláez, 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.
- 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.
- 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.

[Escribir texto]

- 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, pag. 65-102.
- Gardeazábal, J. y Ugidos, A. (2005): “Gender wage discrimination at quantiles”. *Journal of Population Economics* 18:165–179.
- 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, num 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.
- 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 Göttingen.
- 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 no. 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 (pgs 693-709).
- Oaxaca, R.L., y Ransom, M.R. (1994): “On discrimination and the decomposition of wage differentials”, *Journal of Econometrics*, 61: 5-21.
- 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.

[Escribir texto]

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.

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, No. 3, pp 479-511.