Revista de Economía Aplicada E A *Número 43 (vol. XV), 2007, págs. 5 a 47*

DIFERENCIAS SALARIALES ENTRE EL EMPLEO A TIEMPO COMPLETO Y PARCIAL*

RICARDO PAGÁN RODRÍGUEZ
Universidad de Málaga

El principal objetivo de este trabajo es estimar las diferencias salariales entre los trabajadores a tiempo completo y a tiempo parcial, descomponiendo dichas diferencias entre los factores que más contribuyen a explicarlas. A partir de los microdatos del Panel de Hogares de la Unión Europea y utilizando una muestra ampliada para el año 2000 y otra para el periodo 1995-2000, se estiman de forma separada para hombres y mujeres una ecuación de salarios para cada tipo de jornada ambas corregidas por el sesgo de selección a través del método de estimación en dos etapas de Heckman. Los resultados obtenidos indican que una gran parte de la diferencia salarial entre el empleo a tiempo completo y a tiempo parcial es explicada por las diferencias en sus características, en particular por las diferencias en experiencia laboral, estado civil y antigüedad en la empresa para los hombres, y en ocupación, tipo de contrato y nivel educativo para las mujeres. Sin embargo, las diferencias en los rendimientos contribuyen a reducir el diferencial salarial para los hombres y las mujeres, lo que implica rechazar la existencia de una discriminación salarial hacia el trabajador a tiempo parcial.

Palabras clave: Empleo a tiempo parcial, diferencias salariales, sesgo de selección.

Clasificación JEL: J22, J24, J31.

Uno de los rasgos más significativos en la evolución del mercado de trabajo europeo ha sido el crecimiento del empleo a tiempo parcial durante los últimos años. La intensificación de la competencia internacional, los nuevos métodos de producción y formas de organización, el incremento en los niveles de desempleo y en las tasas de actividad de la mujer, el crecimiento del sector servicios y la demanda de una nueva ordenación del tiempo de trabajo han contribuido a dicho crecimiento [Fagan (2003)].

(*) El autor agradece los comentarios realizados por Miguel Ángel Malo, dos evaluadores anónimos, Juan Francisco Jimeno y los participantes en el "VI Encuentro de Economía Aplicada" celebrado en Granada en mayo del año 2003, los cuales han contribuido a mejorar la versión final del artículo. También, agradece a Inmaculada Cebrián, Gloria Moreno y Luis Toharia sus sugerencias y amabilidad al remitirme su trabajo. Todos los posibles errores son responsabilidad única del autor.

Aunque el empleo a tiempo parcial proporciona flexibilidad a los sistemas productivos de las empresas, permite compatibilizar la vida laboral de los individuos con otro tipo de actividades como las familiares y formativas y las reformas laborales han buscado dotar de un mayor impulso y dinamismo a esta modalidad contractual [CES (1996)], diferentes trabajos como los de la OCDE (1999) apuntan que los salarios medios por hora percibidos por los trabajadores a tiempo parcial en muchos países, entre ellos España, son inferiores a los de los trabajadores a tiempo completo. En parte, estas diferencias salariales son debidas a las características de los individuos y de los puestos de trabajos que ocupan, especialmente concentrados en sectores y ocupaciones peor remuneradas [ILO (1997)]. No obstante, son abundantes los trabajos internacionales que revelan que una vez controladas estas características, todavía permanece una diferencia salarial a favor de los trabajadores a tiempo completo [Simpson (1986), Blank (1990), Ermisch y Wright (1993), Bassi (1995), Averett y Hotchkiss (1996, 1997), Barrett y Doiron (2001), Bardasi y Gornick (2002), Hu y Tijdens (2003)]. Junto a estos inferiores salarios, otros estudios también han apuntado que el empleo parcial está asociado a unos menores complementos salariales, prestaciones sociales y elevada inestabilidad laboral [Campling (1987), Belous (1989), Grant (1991), OCDE (1994)] y una menor probabilidad de recibir formación y de promocionar dentro de la empresa, especialmente en el caso de las mujeres [Tilly (1990), OCDE (1999), Fagan y Burchell (2002)].

El objetivo de este trabajo es comparar la calidad en términos salariales del empleo a tiempo parcial en España, analizando de manera separada la situación para los hombres y las mujeres. Al igual que en la mayoría de los trabajos realizados, la hipótesis de partida que se plantea es que las personas que trabajan a tiempo parcial perciben un salario medio por hora inferior al percibido por las que lo hacen a tiempo completo, una vez controladas las características del individuo y del puesto de trabajo. En primer lugar y utilizando los microdatos de una muestra ampliada del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE) para el año 2000, se estima la diferencia salarial entre el empleo a tiempo completo y a tiempo parcial en España. A través de la estimación de ecuaciones de salarios para ambas jornadas de trabajo y corregidas del problema de inconsistencia debida a la selección de la muestra, se descomponen las diferencias salariales mediante el método propuesto por Oaxaca (1973) y Blinder (1973) entre aquellas que son atribuibles a las diferentes características observadas entre los individuos que trabajan a tiempo completo y a tiempo parcial, aquellas que lo son a las diferencias en los rendimientos de tales características que obtienen ambos colectivos y aquellas debidas al sesgo de selección. Y en segundo lugar, se estiman de nuevo todas las ecuaciones de salarios corregidas y se descompone la diferencia salarial observada pero utilizando la muestra disponible en el PHOGUE para el periodo comprendido entre 1995 y 2000. De este modo, es posible contrastar si la hipótesis de partida es válida cuando se utiliza el periodo 1995-2000 y si está en línea con el resultado obtenido con la muestra ampliada para el año 2000.

Existen diferentes explicaciones por las cuales el salario por hora de los trabajadores a tiempo parcial puede ser más caro o más barato que el de los trabajadores a tiempo completo. Siguiendo a Cebrián, Moreno y Toharia (1999), el salario por hora percibido por el trabajador a tiempo parcial puede ser menor si éste tiene un

menor acceso a bonificaciones relacionadas con la antigüedad u otros factores no directamente vinculados con la productividad. También, la menor capacidad de negociación salarial puede influir en los inferiores salarios por hora percibidos por este tipo de trabajadores. En sentido contrario, los trabajadores a tiempo parcial pueden ser más caros por hora cuando existe un nivel salarial mínimo por debajo del cual no se está dispuesto a trabajar. De manera adicional, los costes no salariales también pueden ser mayores o menores para los trabajadores a tiempo parcial. Pueden ser mayores en la medida en que tales costes se calculen en función del número de personas y no en función de las horas trabajadas (por ejemplo, los costes de reclutamiento, contratación, formación, etc.). Sin embargo, el empleo parcial puede ser más barato si no se tiene acceso a determinadas prestaciones o ventajas sociales que la empresa únicamente concede a los trabajadores a tiempo completo (por ejemplo, planes de pensiones, retribuciones en especie, seguros privados, etc.). Estos motivos justifican el estudio de las diferencias salariales por tipo de jornada, una vez controladas las características individuales y laborales de los trabajadores.

Para España son muy escasos los estudios que analizan las diferencias salariales por tipo de jornada y básicamente centrados en el colectivo formado por las mujeres. Destacan los trabajos realizados por el CES (1996), Cebrián, Moreno y Toharia (1999, 2001) y Cebrián *et al.* (2000). Aunque el trabajo del CES (1996) únicamente realiza un análisis descriptivo de los salarios percibidos para diferentes tipos de jornada, su interés radica en su uso como marco de referencia en el estudio de la evolución y regulación del empleo parcial en la Unión Europea y España así como de las principales características socioeconómicas de este tipo de trabajadores. Mientras que en Cebrián, Moreno y Toharia (2001) y Cebrian *et al.* (2000) se hace una primera aproximación al estudio de las diferencias salariales por tipo de jornada para las mujeres a través de la inclusión en la ecuación de salarios de una serie de variables ficticias para diferentes tipos de jornada, en Cebrian, Moreno y Toharia (1999) se realiza un estudio más amplio utilizando dos bases de datos, entre ellas la utilizada en este trabajo pero para el año 1994, y cuyo principal resultado es que las mujeres que trabajan a tiempo parcial reciben unos mayores salarios por hora que las que lo hacen a tiempo completo, una vez controladas las características individuales y las del puesto de trabajo. Este resultado contradice los obtenidos tradicionalmente en otros trabajos a nivel internacional y justifica la necesidad de aportar una mayor evidencia empírica sobre las diferencias salariales por tipo de jornada en España, como la realizada en este trabajo.

La contribución de este trabajo al estudio de las diferencias salariales por tipo de jornada con respecto a los trabajos realizados para España es múltiple. En primer lugar, incrementar el conocimiento y la evidencia empírica sobre las diferencias salariales por tipo de jornada a través de un análisis más actualizado, especialmente relevante si se tienen en cuenta las reformas laborales que han afectado al empleo parcial, como las llevadas a cabo en los años 1994 y 1998. En segundo lugar, realizar un estudio más amplio que incluya al colectivo formado por los hombres debido a que, si bien todavía poseen unas tasas de parcialidad muy inferiores a las de las mujeres, pueden identificarse patrones y factores diferentes al de las mujeres que afectan al uso del empleo parcial y a sus niveles salariales. En tercer lugar, llevar a cabo un análisis más completo a nivel econométrico a través

de la descomposición de los componentes "características" y "rendimientos" obtenidos por el método de Oaxaca (1973) y Blinder (1973) en sus diferentes subcomponentes y, de este modo, diferenciar la contribución de cada variable a cada componente, análisis aún no realizado en anteriores trabajos para España. Y en cuarto lugar, los resultados obtenidos en el análisis del diferencial salarial entre ambas jornadas pueden contribuir al desarrollo y aplicación de las políticas públicas dirigidas al reparto del empleo.

El resto del artículo se estructura de la forma siguiente. En el apartado siguiente se describe el modelo econométrico utilizado y el método para descomponer el diferencial salarial. El apartado tercero comenta los datos utilizados y describe las variables incluidas en las diferentes ecuaciones estimadas. En el apartado cuarto se presentan los resultados obtenidos con las dos muestras utilizadas y en el último apartado se recogen las principales conclusiones y una serie de recomendaciones de política económica. Además, al final del trabajo se incluye un apéndice con la definición de las variables utilizadas, la distribución de los trabajadores y los salarios medios por hora en diferentes tramos de jornada, los efectos marginales que se obtienen en la estimación de la ecuación de participación, la matriz de transiciones entre el empleo a tiempo completo y parcial así como la estimación de la ecuación de selección y las medias muestrales de las variables incluidas en la ecuación de salarios cuando se utilizan los datos para el periodo 1995-2000 del PHOGUE.

1. Modelo econométrico

Para analizar las diferencias salariales existentes entre los trabajadores a tiempo completo (F) y los trabajadores a tiempo parcial (P), se estiman dos ecuaciones de salarios para cada tipo de trabajador[1]. Según la Teoría del Capital Humano estas ecuaciones pueden escribirse como:

$$\text{Ln } W_{iF} = X'_{iF}\,\beta_F + \varepsilon_{iF} \qquad [1]$$

$$\text{Ln } W_{iP} = X'_{iP}\,\beta_P + \varepsilon_{iP} \qquad [2]$$

donde W_{iF} y W_{iP} es el salario bruto por hora para la persona i que trabaja a tiempo completo o a tiempo parcial, respectivamente; X_{iF} y X_{iP} son vectores de variables explicativas que afectan a la determinación del salario; β_F y β_P representan los vectores de coeficientes a estimar; ε_{iF} y ε_{iP} son dos términos de error aleatorios, los cuales se distribuyen normal e independientemente, con medias cero y desviaciones estándar s_F y s_P, respectivamente.

La estimación de las ecuaciones [1] y [2] por mínimos cuadrados ordinarios puede producir estimadores sesgados e inconsistentes si existe un problema de se-

(1) El motivo de estimar una ecuación salarial para cada grupo es evitar la posible correlación entre las variables que explican los salarios y aquellas que explican la pertenencia del individuo a un determinado grupo de trabajadores (tiempo completo *versus* tiempo parcial). Para analizar otras técnicas, aplicadas en la literatura, para evitar este problema de endogeneidad de la variable horas trabajadas en la estimación de la ecuación de salarios véanse, por ejemplo, los trabajos de Blank (1990), Moffit (1984) y Simpson (1986).

lección de la muestra[2]. Para corregir el sesgo de selección es necesario incluir unos términos de corrección (λ) en las ecuaciones de salarios [1] y [2]. Para obtener dichos correctores se utiliza el método de estimación en dos etapas de Heckman (1979)[3]. Este autor demuestra que estos términos de corrección (λ) aproximan la probabilidad de trabajar. El coeficiente de lambda mide el efecto en los salarios de la selección muestral derivada de no observar el salario ofrecido para aquellos individuos que no trabajan. En la primera etapa, se especifica una ecuación de selección (decisión) que determina el tipo de participación laboral del individuo. Los individuos son clasificados en cuatro estados laborales posibles (inactivo, parado, trabajar a tiempo parcial y trabajar a tiempo completo)[4] y un modelo probit ordenado es utilizado para estimar la probabilidad de que un individuo se encuentre en uno de los cuatro estados considerados[5]. Este modelo se construye a partir de una variable latente y donde la ecuación de partida es [Greene (1997)]:

$$L_i^* = Z_i'\gamma + u_i \quad \text{y} \quad \begin{array}{ll} L_i = 0 \text{ si } L_i^* \leq 0 & \text{(inactivo)} \\ L_i = 1 \text{ si } 0 < L_i^* \leq \mu_1 & \text{(parado)} \\ L_i = 2 \text{ si } \mu_1 < L_i^* \leq \mu_2 & \text{(tiempo parcial)} \\ L_i = 3 \text{ si } \mu_2 < L_i^* & \text{(tiempo completo)} \end{array} \qquad [3]$$

donde L_i^* es la variable latente (no observada) para cada individuo i, L_i el equivalente observado de L_i^*, Z_i es el vector de variables explicativas de la decisión de localización (laboral) del individuo i, γ es el vector de coeficientes a estimar y u_i es el término de error con una distribución normal de media cero y desviación estándar 1. Los coeficientes μ_1 y μ_2 son parámetros que se han de estimar conjuntamente con γ[6]. Una vez estimados todos los coeficientes de la ecuación de decisión [3] se obtienen los términos de corrección (λ_{iF} y λ_{iP})[7].

---

(2) Un problema de selección de la muestra aparece cuando ciertos individuos se encuentran sistemáticamente más presentes en un determinado grupo que en otro. En nuestro caso, Heckman y MaCurdy (1980) encontraron que los salarios son más bajos y el empleo a tiempo parcial más frecuente para el caso de las mujeres con hijos. También, Long y Jones (1981) apuntaron que cuando el salario de una mujer casada aumenta, la probabilidad de que trabaje a tiempo parcial aumenta.

(3) Para un análisis más detallado de los problemas de selección y el método en dos etapas de Heckman véase, por ejemplo, los trabajos de Maddala (1983) y Mansky (1989).

(4) En el trabajo de Prieto y Rodríguez (2000), en el cual se estima una ecuación de participación laboral para la mujer casada, la variable dependiente toma tres valores posibles (inactivo, parado y ocupado) y de este modo se pueden distinguir tres formas posibles de estar "unido a la actividad laboral". Estas tres formas difieren en la grado de intensidad de dicha unión ("ninguna" si la mujer está inactiva, "algo" si está parada y "completa" si trabaja).

(5) Además de lo apuntado en la nota anterior, se optó por utilizar un modelo probit ordenado debido a que ha sido habitualmente utilizado en la literatura sobre discriminación salarial entre el empleo completo y parcial [véase, por ejemplo, Barrett y Doiron (2001), Adamchik y Bedi (2003), Hu y Tijdens (2003)]. También podría haberse utilizado un probit tradicional de participación laboral o incluso un modelo logit multinomial [véase Bardasi y Gornick (2002)].

(6) Para que las probabilidades asociadas a cada estado sean positivas ha de ocurrir que: $\mu_0 = 0 < \mu_1 < \mu_2$.

(7) Los términos de corrección (λ_{iF} y λ_{iP}) a incluir en la ecuación de salarios correspondiente son calculados utilizando las siguientes expresiones:

En la segunda etapa, una vez incluidos los términos de corrección en las ecuaciones de salarios [1] y [2], es decir,

$$\text{Ln } W_{iF} = X'_{iF}\,\beta_F + \delta_F\,\lambda_{iF} + \varepsilon_{iF} \qquad [4]$$

$$\text{Ln } W_{iP} = X'_{iP}\,\beta_P + \delta_P\,\lambda_{iP} + \varepsilon_{iP} \qquad [5]$$

se procede a la estimación de las mismas por mínimos cuadrados ordinarios. El coeficiente estimado para cada lambda (δ_F y δ_P) mide la covarianza entre el término de error de la ecuación de salario correspondiente y la ecuación de selección [3].

Una vez estimadas las dos ecuaciones de salarios para cada tipo de jornada, se calcula y descompone la diferencia salarial usando el método desarrollado por Oaxaca (1973) y Blinder (1973), comúnmente utilizado en este tipo de trabajos empíricos. Este método permite identificar, por un lado, la diferencia salarial provocada por las características observadas, y por otro, la causada por distintos rendimientos a igualdad de características entre ambos tipos de trabajadores. De este modo, la diferencia salarial entre los trabajadores a tiempo completo y a tiempo parcial puede escribirse como:

$$\overline{LnW_F} - \overline{LnW_P} = \hat{\beta}_F\left(\overline{X}_F - \overline{X}_P\right) + \overline{X}_P\left(\hat{\beta}_F - \hat{\beta}_P\right) + \left(\hat{\delta}_F\,\overline{\lambda}_F - \hat{\delta}_P\,\overline{\lambda}_P\right) \qquad [6]$$

donde $\hat{\beta}_F$ y $\hat{\beta}_P$ son los coeficientes estimados en las ecuaciones de salarios a tiempo completo y a tiempo parcial, respectivamente; y $\overline{X}_F$ y $\overline{X}_P$ son las medias de cada variable explicativa según el tipo de jornada. La diferencia salarial ha sido descompuesta suponiendo que la estructura salarial no discriminatoria es la estructura del salario observado para los trabajadores a tiempo completo[8]. El primer sumando del lado derecho mide la parte del diferencial salarial atribuible a las diferencias en las características observadas entre ambas jornadas (componente explicado). El segundo sumando representa la parte de la diferencia que es debida a diferencias en los rendimientos y que comúnmente es interpretada en la literatura como discriminación (componente no explicado). El tercer sumando mide la parte de la diferencia salarial observada debida a la selección muestral[9].

2. Datos y variables

Los datos que se utilizan en la estimación de la ecuación de selección [3] y las ecuaciones de salarios [4] y [5] han sido obtenidos a partir de los ficheros de micro-

---

$$\lambda_{iP} = \phi\,[\mu_1 - Z'_i\,\gamma'] - \phi\,[\mu_2 - Z'_i\,\gamma'] \,/\, \Phi\,[\mu_2 - Z'_i\,\gamma'] - \Phi\,[\mu_1 - Z'_i\,\gamma']$$

$$\lambda_{iF} = \phi\,[\mu_2 - Z'_i\,\gamma'] \,/\, 1 - \Phi\,[\mu_2 - Z'_i\,\gamma']$$

donde $\Phi(.)$ y $\phi(.)$ son las funciones de distribución y densidad de una N (0,1), respectivamente.

(8) Si se supone lo contrario, es decir, que los trabajadores a tiempo completo son pagados como los trabajadores a tiempo parcial, la contribución de cada componente en la descomposición será diferente (este hecho es una de las principales debilidades de este método). Otra posible solución es utilizar como factores de ponderación en la descomposición los valores medios de los coeficientes y dotaciones de cada una de las ecuaciones estimadas.

(9) En la mayoría de los trabajos sobre discriminación salarial, el tercer sumando (selección) es pasado al lado izquierdo de la ecuación [6] [por ejemplo, Oglobin (1999)]. De esta forma, el lado

datos del PHOGUE y para dos periodos de tiempo diferentes[10]. Por un lado, se utilizan los datos de una muestra ampliada para el año 2000 del PHOGUE, construida a partir de la información disponible en la ola del año 2000 (ciclo 7) y la de una muestra suplementaria realizada para ese mismo año. Como menciona el propio Instituto Nacional de Estadística (INE), esta muestra suplementaria (hasta ahora sólo realizada para el año 2000) junto con la muestra del panel correspondiente al ciclo 7 proporciona una mayor información para estudios transversales, utilizando como referencia el año 2000. Y por otro, se utiliza la información disponible en el PHOGUE para el periodo 1995-2000[11], con el objetivo, antes apuntado, de comparar los resultados que se obtienen al estimar las ecuaciones de salarios corregidas en dicho periodo y los obtenidos con la muestra ampliada del año 2000, y en definitiva comprobar la validez o no de la hipótesis de partida cuando se utilizan diferentes muestras.

Para identificar a aquellos individuos que trabajan a tiempo parcial y a tiempo completo se utiliza la pregunta PE005C del PHOGUE[12]. El trabajador a tiempo completo se define como aquel que trabaja un total de 30 o más horas a la semana "o menos de 30 horas si el entrevistado considera su empleo a tiempo completo"; y el trabajador a tiempo parcial como aquel que trabaja menos de 30 horas a la semana[13]. De este modo, se utiliza un criterio objetivo matizado donde si bien el límite de las 30 horas de trabajo a la semana se convierte en una frontera entre ambas jornadas, la asignación definitiva de cada trabajador está sujeta a la propia valoración que haga éste sobre el tipo de jornada que realiza[14]. Según Cebrián, Moreno y Toharia (2001), si se compara esta definición del PHOGUE con la utilizada en la Encuesta de Población Activa (EPA), donde se usa un criterio que clasifica a los individuos a tiempo parcial según su valoración pero imponiendo la condición de que todos los trabajadores que trabajen más de 35 horas sean clasificados como a tiempo completo y todos los que realicen una inferior a 30

izquierdo proporciona una medida de la diferencia en el salario potencial u ofrecido entre los colectivos considerados.

(10) Véase Peracchi (2002) para una descripción completa del PHOGUE.

(11) Para la muestra correspondiente al periodo 1995-2000 y en relación con el año 2000 sólo se incluye la ola de ese año (ola 7) y no la muestra suplementaria realizada por el INE para ese mismo año.

(12) Como apuntan Cebrián, Moreno y Toharia (2001), el uso de criterios que no siempre se ajustan a la definición legal del empleo a tiempo parcial es común en los análisis estadísticos. No obstante, para un análisis detallado sobre la definición, protección social y regulación reciente del contrato a tiempo parcial en España pueden verse, por ejemplo, los trabajos de Del Rey *et al.* (2003) y Roqueta (2002).

(13) Las horas semanales trabajadas hacen referencia a las realizadas en el trabajo principal.

(14) Para un análisis más detallado sobre los problemas en la definición del empleo parcial puede verse, por ejemplo, el trabajo a nivel internacional de Van Basteler, Lemaître y Marianna (1997) y el informe sobre el trabajo a tiempo parcial del CES (1996). Según este informe del CES, la elección de un punto de corte, por ejemplo, 30 o 35 horas semanales para diferenciar ambas jornadas (criterio objetivo) resulta poco flexible ya que no admite variaciones en las horas trabajadas entre los distintos sectores y ocupaciones, lo cual puede provocar importantes deficiencias y sesgos al comparar los salarios observados entre ambos tipos de jornadas. Sin embargo y como el propio informe recoge, una desventaja de la autoclasificación (criterio subjetivo) es que presupone que la persona entrevistada conoce si su trabajo es a tiempo parcial o no, lo cual introduce una considerable incertidumbre respecto a la precisión de los resultados.

horas lo sean a tiempo parcial, se detectan diferencias y puede afirmarse que el criterio utilizado en el PHOGUE es más restrictivo en lo que se refiere a la definición de empleo a tiempo parcial, si bien se aproxima a las recomendaciones hechas por los expertos de la OCDE (1999)[15].

La estimación de las ecuaciones [3], [4] y [5] se realiza de forma separada para los hombres y las mujeres. La muestra utilizada para la estimación de las ecuaciones de salarios [4] y [5] está referida a personas asalariadas con edades comprendidas entre 16 y 64 años y que trabajan al menos 15 horas a la semana, en la semana de referencia de la entrevista[16]. El motivo de limitar la muestra a aquellos asalariados que trabajan al menos 15 horas semanales se debe a que únicamente para este tipo de trabajadores se dispone de información de determinadas variables relevantes a incluir en las ecuaciones a estimar y que no deben ser omitidas (como, por ejemplo, el tipo de contrato o sector público *versus* privado)[17]. Cuando se utiliza la muestra ampliada del año 2000 el número final de observaciones disponibles en la ecuación de selección [3] es de 12.879 hombres y 10.127 mujeres. En la estimación de la ecuación de salarios para los trabajadores a tiempo completo (parcial), el número de observaciones se sitúa en 9.013 (136) para los hombres y en 4.697 (631) para las mujeres. De este modo, el porcentaje de hombres y mujeres que trabajan a tiempo parcial en la muestra utilizada es del 1,49 y 11,84%, respectivamente. Aunque la utilización de la muestra disponible en el periodo 1995-2000 incrementa el número de observaciones en las ecuaciones de selección (21.116 hombres y 15.320 mujeres) y en las ecuaciones de salarios del empleo a tiempo completo (13.386 hombres y 6.192 mujeres) y a tiempo parcial (223 hombres y 861 mujeres), el aumento de las observaciones en comparación con la muestra ampliada del año 2000 no es tan elevado debido al importante número de observaciones que posee la muestra suplementaria realizada por el INE para el año 2000.

En la ecuación de selección [3], la variable dependiente es el estado laboral del individuo (= 0 inactivo, = 1 desempleado, = 2 asalariado a tiempo parcial, = 3

(15) Se calcularon las tasas de parcialidad para las personas asalariadas con la muestra ampliada del año 2000 y con la EPA para ese mismo año y los resultados corroboraron dicha afirmación tanto para los hombres como para las mujeres.

(16) Además de los trabajadores por cuenta propia, se han excluido de la muestra a los aprendices y trabajadores en formación.

(17) El número de personas asalariadas trabajando menos de 15 horas en el trabajo principal es muy reducido y marginal en el PHOGUE, por lo que el sesgo que se puede estar generando al no incluirlo en la muestra utilizada puede considerarse casi nulo. Además, EUROSTAT establece el límite de las 15 horas semanales como criterio separador del trabajo que puede ser calificado como "marginal" (lo cual justifica que no se realicen determinadas preguntas a este tipo de trabajadores en el PHOGUE). No obstante, un mayor número de personas asalariadas trabajando una jornada inferior a 15 horas semanales se obtendría si se tuviera en cuenta no sólo las horas semanales en el trabajo principal sino también las realizadas en el trabajo adicional (el 1,98% del total de personas asalariadas en la muestra ampliada del año 2000). En este sentido, para el caso de los hombres, casi el 87% de los que tienen un empleo adicional a tiempo parcial con menos de 15 horas a la semana en el año 2000 tienen una jornada a tiempo completo en su trabajo principal, mientras que este porcentaje es de sólo el 30,6% para el caso de las mujeres. Para los hombres parece que este tipo de empleo adicional juega un papel más de complemento de la jornada completa en el trabajo principal, mientras que para las mujeres la inmensa mayoría reconoce estar trabajando a tiempo parcial tanto en el trabajo principal como en el adicional por no haber encontrado un trabajo a tiempo completo.

asalariado a tiempo completo). Como variables independientes se incluyen la edad, nivel educativo, estado civil, número de hijos con 5 o menos años, número de hijos con edades entre 6 y 12 años, región de residencia e ingreso neto del resto del hogar. En las ecuaciones de salarios [4] y [5], la variable dependiente es el salario bruto por hora (en logaritmos). Las variables explicativas están relacionadas con el capital humano y características personales del individuo (nivel educativo, experiencia laboral, antigüedad en el trabajo actual y estado civil), con las condiciones del mercado laboral regional (región de residencia), así como las relacionadas con las características del empleo actual (ocupación, rama de actividad, sector público o privado, tipo de contrato, responsabilidad en el trabajo y tamaño de la empresa). La inclusión en las ecuaciones de salarios [4] y [5] de variables ficticias relacionadas con la ocupación y rama de actividad ha sido criticada en la literatura debido a que pueden ser endógenas. Algunos autores como Brown *et al.* (1980) y Miller (1987) apuntan que la inclusión de estas variables ficticias implica considerar todas las diferencias, por ejemplo, en la distribución ocupacional como justificables, ignorando la posible naturaleza discriminatoria de tales diferencias. Estos autores descomponen las diferencias salariales medias observadas en un porcentaje atribuible a las diferencias salariales intraocupacionales y otro atribuible a la diferente distribución ocupacional existente entre hombres y mujeres, estimando como paso previo la probabilidad que tiene un individuo de estar empleado en una determinada ocupación (usando un modelo logit multinomial). En nuestro caso, no es posible aplicar esta metodología debido al reducido número de observaciones que existen por ocupaciones y ramas de actividad para las personas asalariadas a tiempo parcial, especialmente para el caso de los hombres. No obstante y teniendo en cuenta esta limitación, se ha optado, como en otros trabajos, por incluirlas en la ecuación de salarios, ya que, como apunta Cain (1986), si no controlamos por estas variables no se tienen en cuenta la posible segregación de los trabajadores a tiempo parcial en ocupaciones de inferior salario[18]. Además de estas variables, cuando se utiliza la muestra para el periodo 1995-2000 se incluyen en la ecuación de selección y en la ecuación de salarios una serie de variables ficticias temporales para cada uno de los años que componen la muestra. También, se incluye la variable lambda en cada ecuación salarial para corregir el sesgo muestral y obtenida a partir de la ecuación de selección [3]. En el cuadro A1 del apéndice se definen todas las variables utilizadas en la estimación posterior[19].

(18) Autores como Dolado, Felgueroso y Jimeno (2002) han apuntado la existencia de una correlación positiva entre el nivel de segregación ocupacional y el porcentaje de empleo parcial, en el sentido de que la mujer tiende a concentrase en trabajos con una jornada a tiempo parcial.

(19) Para evitar problemas de significatividad en la ecuación de salarios del empleo parcial para la muestra de los hombres debido al reducido número de observaciones se han agregado determinadas variables ficticias como, por ejemplo, antigüedad, ocupación y ramas de actividad (y de este modo tener un número de casos por celda superior o muy cercano al recomendado por EUROSTAT), impidiendo así un análisis más detallado. Las variables ficticias que miden las ramas de actividad han sido agrupadas siguiendo un criterio muy parecido al utilizado por Cebrián, Moreno y Toharia (2001) y basado en los probables niveles de cualificación existentes dentro de cada rama de actividad.

3. Resultados

Para presentar los resultados obtenidos en el proceso de estimación se utiliza el siguiente esquema. En primer lugar, se analizan los resultados que se obtienen cuando se utiliza la muestra ampliada del año 2000 al estimar la ecuación de selección [3] y las ecuaciones de salarios [4] y [5] y realizar la correspondiente descomposición de la diferencia salarial a través del método de Oaxaca (1973) y Blinder (1973).Y en segundo lugar, se presentan los resultados al repetir el mismo análisis que el realizado anteriormente con la muestra ampliada del año 2000 pero utilizando la muestra disponible para el periodo 1995-2000.

Según el cuadro 1, el salario por hora medio (en logaritmos) de los trabajadores a tiempo completo es superior al de los trabajadores a tiempo parcial en la muestra ampliada del año 2000. Para el caso de los hombres, esta diferencia se sitúa en 0,151, mientras que para las mujeres es de 0,107. Esto supone un diferencial salarial a favor del empleo a tiempo completo del 14,02% para los hombres y del 10,15% para las mujeres[20]. Para profundizar en el análisis de estas diferencias, en el cuadro A2 del apéndice se muestra la distribución de las personas asalariadas incluidas en la muestra ampliada del año 2000 y su salario medio por hora (en logaritmos) para diferentes tramos de horas de trabajo a la semana. Los resultados muestran como para ambos sexos las jornadas situadas entre las 30 y 39 horas a la semana son las que perciben unos mayores salarios por hora. Este resultado puede estar motivado por la mayor presencia en este tipo de jornadas de personas asalariadas que trabajan en el sector público. Los asalariados que trabajan entre 15 y 29 horas a la semana perciben un salario por hora inferior al salario medio total por hora pero superior al recibido en las jornadas mayores de 40 horas semanales[21]. También, se observan mayores salarios por hora para los hombres frente a las mujeres en todos los tramos de horas de trabajo considerados.

Con respecto a las diferencias en las características medias de los trabajadores a tiempo parcial y a tiempo completo caben destacar las siguientes. Para la muestra de los hombres, sólo un 24,3% de los trabajadores a tiempo parcial está casado o con una relación de hecho en comparación con el 68,9% registrado para los trabajadores a tiempo completo. El trabajador a tiempo parcial tiene una menor experiencia laboral y antigüedad en la empresa que el trabajador a tiempo completo. Sin embargo, un elevado número de trabajadores a tiempo parcial se sitúan en los niveles educativos más altos en comparación con los trabajadores a tiempo completo. Los trabajadores a tiempo parcial se concentran principalmente en las regiones del Este (21,3%) y Noroeste (20,6%), en las ocupaciones de "ad-

(20) Estos diferenciales han sido calculados sustrayéndole a 1 el exponencial de la diferencia entre el salario por hora medio del empleo a tiempo parcial y el del empleo a tiempo completo. Es decir, 0,1402 = 1 – exp (-0,151) y 0,1015 = 1 – exp (-0,107).

(21) Como puede observarse en el tramo de horas entre 15 y 29 horas a la semana aparece un total de 154 hombres y 674 mujeres, cantidades superiores a las mostradas en los cuadros 1 y 3 (concretamente 136 y 631, respectivamente). Esta discrepancia se debe a que en el cuadro A2 se están incluyendo a individuos que, aunque trabajen entre 15 y 29 horas a la semana, consideran su empleo a tiempo completo.

Cuadro 1: MEDIAS MUESTRALES DE LAS VARIABLES UTILIZADAS EN LA ESTIMACIÓN DE LA ECUACIÓN DE SALARIOS PARA LOS TRABAJADORES A TIEMPO COMPLETO (TC) Y A TIEMPO PARCIAL (TP). AÑO 2000

	Hombres		Mujeres	
	TC	TP	TC	TP
Log (salario hora)	7,017	6,866	6,895	6,788
Casado	0,689	0,243	0,558	0,596
Experiencia	20,364	9,757	15,813	16,184
Antigüedad				
2 o menos años	0,294	0,691	0,328	0,452
3-9 años	0,287	0,184	0,300	0,312
10 años o más	0,419	0,125	0,372	0,236
Nivel educativo				
Analfabeto o sin estudios	0,034	0,007	0,019	0,035
Primarios	0,187	0,081	0,098	0,162
Secundarios (primer ciclo)	0,391	0,331	0,308	0,388
Secundarios (segundo ciclo)	0,228	0,279	0,246	0,227
Superiores	0,159	0,301	0,329	0,189
Región				
Noroeste	0,135	0,206	0,141	0,119
Noreste	0,161	0,103	0,160	0,192
Madrid	0,086	0,103	0,112	0,100
Centro	0,152	0,118	0,131	0,114
Este	0,216	0,213	0,235	0,258
Sur	0,183	0,125	0,148	0,165
Canarias	0,067	0,132	0,073	0,052
Ocupación				
Directivos	0,118	0,169	0,215	0,106
Técnicos	0,106	0,125	0,109	0,073
Administrativos, ventas y servicios	0,179	0,257	0,435	0,412
Trabajadores cualificados en agricultura e industria	0,460	0,243	0,099	0,051
Trabajadores no cualificados	0,136	0,206	0,143	0,358
Industria				
Agricultura/Industria	0,517	0,190	0,192	0,106
Comercio, hostelería y transporte	0,230	0,331	0,257	0,281

Cuadro 1: Medias muestrales de las variables utilizadas en la estimación de la ecuación de salarios para los trabajadores a tiempo completo (TC) y a tiempo parcial (TP). Año 2000 (continuación)

	Hombres		Mujeres	
	TC	TP	TC	TP
Intermediación, servicios empresariales y Administración Pública	0,154	0,162	0,205	0,203
Educación/Sanidad	0,068	0,191	0,273	0,208
Otras actividades	0,030	0,125	0,073	0,203
Sector público	0,180	0,184	0,314	0,144
Supervisor/intermedio	0,264	0,059	0,187	0,049
Tipo de contrato				
Indefinido	0,716	0,272	0,693	0,479
Temporal	0,252	0,610	0,257	0,333
Otros	0,033	0,118	0,049	0,189
Tamaño de la empresa				
1-4 trabajadores	0,133	0,279	0,184	0,352
5-19 trabajadores	0,302	0,250	0,230	0,242
20-99 trabajadores	0,289	0,265	0,290	0,204
100 o más trabajadores	0,276	0,206	0,296	0,201
Lambda	0,392	-0,430	0,702	-0,143
N.º de observaciones	9.013	136	4.697	631

Fuente: Panel de Hogares de la Unión Europea. Año 2000.

ministrativos, ventas y servicios“ (25,7%), “trabajadores cualificados en agricultura e industria” (24,3%) y “trabajadores no cualificados” (20,6%), en los sectores de “comercio, hostelería y transporte” (33,1%) y de “educación/sanidad” (19,1%), en el sector privado (81,6%), poseen un contrato temporal (un 61% en comparación con el 25,2% de los trabajadores a tiempo completo), tienen una baja responsabilidad en el trabajo (94,1%) y trabajan en empresas con 4 o menos trabajadores (27,9%). Con respecto a la muestra de las mujeres, un 59,6% de las mujeres que trabajan a tiempo parcial están casadas o con una relación de hecho, una cifra muy superior a la alcanzada anteriormente para los hombres (sólo un 24,3%). El nivel educativo de la mujer que trabaja a tiempo parcial es bajo y menor que el de la mujer que trabaja a tiempo completo. Por ejemplo, sólo un 18,9% de las mujeres a tiempo parcial tienen un nivel educativo de universitario, mientras que para las que trabajan a tiempo completo este porcentaje sube hasta el 32,9%. Las muje-

res empleadas a tiempo parcial tienen una mayor presencia en las ocupaciones de "administrativos, ventas y servicios" (41,2%) y "trabajadores no cualificados" (35,8%), en los sectores de "comercio, hostelería y transporte" (28,1%) y de "educación/sanidad" (20,8%), y poseen en un 47,9% de los casos un contrato indefinido. Para el resto de las variables consideradas, se obtienen resultados similares a los de los hombres que trabajan a tiempo parcial. Si se comparan estos resultados para el año 2000 con los obtenidos con anterioridad por el informe del CES (1996) para 1995 cabe destacar el paulatino aumento en los niveles educativos de las mujeres que tienen un empleo parcial debido principalmente al descenso en el porcentaje de las mujeres que son analfabetas o sin estudios (en parte motivada por el cambio generacional), así como la tendencia ya detectada en el informe de una mayor presencia del empleo parcial femenino en sectores y ocupaciones, como educación y sanidad, que requieren un mayor nivel de cualificación.

Resulta también importante apuntar ciertas diferencias detectadas entre los hombres y las mujeres que tienen un empleo a tiempo parcial. Las mujeres que trabajan a tiempo parcial tienen mayor experiencia laboral y antigüedad en la empresa que los hombres. En cambio, las mujeres con jornada parcial tienen unos menores niveles educativos que los hombres con la misma jornada. Por ejemplo, sólo un 18,9% de las mujeres tienen estudios universitarios, en comparación con el 30,1% registrado para los hombres. Otras diferencias importantes son el mayor porcentaje de mujeres con un empleo parcial con respecto a los hombres que trabajan en la ocupación de "trabajadores no cualificados", que tienen un contrato indefinido y en las empresas de menor tamaño (con 4 o menos trabajadores). Estas diferencias ponen de manifiesto la importancia de llevar a cabo un análisis comparativo y diferenciado por sexos de las diferencias salariales por tipo de jornada para el caso español.

En el cuadro 2 se recogen los resultados de la estimación de la ecuación de selección [3] con la muestra ampliada del año 2000 a través de un probit ordenado, para los hombres y las mujeres. La gran mayoría de las variables incluidas en la ecuación de selección para ambas muestras son significativas al 1%. Los parámetros μ_1 y μ_2, los cuales representan la diferencia estadística entre los cuatro estados laborales considerados, son significativos al 1%.

Debido a que los coeficientes estimados en esta clase de modelos no reflejan necesariamente ni la magnitud (ni el signo) del impacto de cada variable independiente, en el cuadro A3 del apéndice se muestran los efectos marginales[22]. Centrándonos principalmente en los cambios de las probabilidades asociadas a los estados laborales "asalariado a tiempo parcial (L = 2)" y "asalariado a tiempo completo (L = 3)" para la persona de referencia[23], se observa como el estar casado aumenta la probabilidad de trabajar cualquier tipo de jornada, muy especialmente en el caso de

(22) Estos efectos marginales muestran la variación en la probabilidad de encontrarse en cada estado laboral (inactivo, parado, asalariado a tiempo parcial y asalariado a tiempo completo) ante cambios en las variables explicativas.

(23) La persona de referencia no está casada o con una relación de hecho, no tiene hijos con 12 o menos años, es analfabeta o sin estudios, reside en el sur y tiene un ingreso en el resto del hogar igual a la media muestral.

Cuadro 2: Ecuación de selección (laboral) estimada a través de un probit ordenado (=0 inactivo, =1 desempleado, =2 asalariado a tiempo parcial, =3 asalariado a tiempo completo). Año 2000

	Hombres		Mujeres	
	Coeficiente	z	Coeficiente	z
Constante	-0,3570	-5,86	-0,9459	-14,76
Casado	0,7661	20,82	0,1165	3,88
N.º de hijos con ≤ 5 años	-0,0316	-0,89	-0,2336	-7,77
N.º de hijos con 6-12 años	-0,0816	-2,92	-0,0507	-1,89
Edad				
25-34 años	0,6933	17,86	0,7343	19,02
35-44 años	0,6470	13,56	0,8596	19,10
45-54 años	0,3527	6,96	0,5980	12,79
55-64 años	-0,8020	-15,07	-0,3056	-5,87
Nivel educativo				
Primarios	0,4558	9,07	0,3465	6,12
Secundarios (primer ciclo)	0,8808	17,06	0,9682	17,12
Secundarios (segundo ciclo)	0,6660	12,20	1,0113	16,93
Superiores	0,9186	15,55	1,5244	25,14
Región				
Noroeste	-0,1167	-2,80	0,0636	1,47
Noreste	0,2110	4,82	0,1534	3,50
Madrid	0,3219	5,75	0,3157	6,08
Centro	-0,0285	-0,70	-0,0414	-0,97
Este	0,2203	5,51	0,2801	7,07
Canarias	0,0656	1,21	0,0867	1,69
Ingreso resto del hogar	-0,00056	-8,30	-0,00003	-5,90
$\mu 1$	0,3342	34,02	0,3800	36,41
$\mu 2$	0,3731	36,39	0,5736	46,57
N.º de observaciones	12.879		10.127	
χ^2	3.692,99		3.248,55	
Pseudo R^2	0,1731		0,1400	

Fuente: Panel de Hogares de la Unión Europea. Año 2000.

los hombres. La reducción en la probabilidad que tiene una mujer de trabajar una jornada a tiempo completo es especialmente significativa cuando existen hijos pequeños en el hogar (con 5 o menos años). A medida que aumenta la edad mejora la probabilidad de trabajar cualquier tipo de jornada para ambas muestras con respecto al individuo de referencia, excepto para la última categoría de edad considerada (entre 55 y 64 años)[24]. Un nivel educativo más elevado aumenta la probabilidad de trabajar, especialmente una jornada a tiempo completo. Sin embargo, un aumento en el ingreso neto del resto del hogar reduce la probabilidad de estar asalariado, mayormente para aquellos que lo hacen a tiempo completo. Por regiones, las mayores probabilidades de trabajar cualquier tipo de jornada se dan en Madrid y el Este.

Una vez estimada la ecuación de selección [3] y calculados los términos de corrección (λ_{iF} y λ_{iP}), se estiman las ecuaciones de salarios [4] y [5]. Según el cuadro 3, el coeficiente estimado para el término de corrección en la ecuación a tiempo parcial (λ_{iP}) en la muestra de mujeres es el único que es estadísticamente significativo. La significatividad del coeficiente de la lambda en la estimación de la ecuación de salarios a tiempo parcial para las mujeres sugiere que la selección de la muestra no es aleatoria y, por lo tanto, su inclusión en la ecuación de salarios permite estimar consistentemente el resto de coeficientes [Heckman (1979)]. El signo negativo del coeficiente de la variable lambda indica que la covarianza entre los términos de error de la ecuación de participación y la de salarios es negativa. Como consecuencia, los salarios observados para las mujeres que trabajan a tiempo parcial serán por término medio inferiores a los salarios ofrecidos a toda la muestra de mujeres, independientemente de su situación laboral.

Los principales resultados que se obtienen al estimar las ecuaciones de salarios [4] y [5] con la muestra ampliada del año 2000 para los hombres y las mujeres son los siguientes. En primer lugar y como era de esperar, las variables relacionadas con el capital humano y las características personales del individuo (nivel educativo del individuo, experiencia laboral, antigüedad en el trabajo actual y estado

(24) Aunque por motivos de brevedad no se presentan para la muestra ampliada del año 2000 las medias de las variables para cada estado laboral definido en el probit ordenado, cabe mencionar que la distribución por edades es muy diferente entre los hombres y mujeres que trabajan a tiempo parcial. Los hombres se concentran más en los niveles de edad inferiores (el 43,4% tiene menos de 25 años), mientras que las mujeres se distribuyen más uniformemente, alcanzando su valor máximo en el intervalo 25-34 años. Como algunos autores han apuntado [Gornick y Jacobs (1996), Smith *et al.* (2000)], el hombre suele considerar el empleo a tiempo parcial como un estado transitorio donde adquiere experiencia laboral para luego pasar a un empleo a tiempo completo. Sin embargo, en países como Holanda y Suiza un gran porcentaje de las mujeres eligen voluntariamente el empleo parcial como medio para conciliar la vida laboral y otras actividades, sobre todo las tareas del hogar y el cuidado de los hijos en el caso de las mujeres casadas [OCDE (1999)]. En España, a partir de la pregunta PE005B del PHOGUE ("Razón por la que no trabaja a tiempo completo (menos de 30 horas) en el trabajo principal") y utilizando la muestra ampliada del año 2000, el porcentaje de mujeres que trabaja voluntariamente (no querer trabajar más horas) una jornada parcial es del 10,97% (9,27% para los hombres). Un 29,4% de las mujeres realiza un empleo parcial por no haber podido encontrar un empleo a tiempo completo (30,67% para los hombres), mientras que un 31% la realiza debido a las labores domésticas o cuidado de algún niño u otras personas en el hogar (sólo el 1,6% para los hombres). También, cabe resaltar como el 7,63% de las mujeres que trabajan a tiempo parcial lo hacen por motivos de estudios, en comparación con el 24,92% registrado para los hombres.

Cuadro 3: Ecuación de salarios para los trabajadores a tiempo completo (TC) y a tiempo parcial (TP). (Variable dependiente: logaritmo del salario bruto por hora). Año 2000

	Hombres				Mujeres			
	TC		TP		TC		TP	
	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t
Constante	6,120	158,75	6,243	16,36	5,919	92,52	6,396	62,29
Casado	0,107	9,19	-0,209	-1,39	0,047	4,68	-0,003	-0,10
Experiencia	0,013	9,65	0,017	1,36	0,014	7,42	0,004	0,94
Experiencia ^{2}	$-1,8*10^{-4}$	-6,06	$-1,8*10^{-4}$	-0,51	$-2,1*10^{-4}$	-4,73	$-2,3*10^{-5}$	-0,22
Antigüedad								
3-9 años	0,024	2,47	-0,089	-0,90	0,047	3,53	0,094	2,70
10 años o más	0,120	9,96	0,109	0,51	0,167	10,41	0,200	4,53
Nivel educativo								
Primarios	0,101	4,89	0,177	0,62	0,157	3,73	-0,063	-1,06
Secundarios (primer ciclo)	0,185	8,53	0,188	0,78	0,220	4,93	-0,076	-1,06
Secundarios (segundo ciclo)	0,275	12,12	0,346	1,30	0,324	6,98	0,007	0,09
Superiores	0,380	13,48	0,251	0,92	0,470	9,08	0,061	0,59
Región								
Noreste	0,174	13,40	0,224	1,85	0,119	7,12	0,186	3,34
Madrid	0,110	6,80	0,189	1,64	0,135	6,69	0,173	2,82
Centro	0,028	2,12	0,068	0,60	0,009	0,51	0,098	1,76
Este	0,133	10,81	0,180	1,67	0,105	6,70	0,165	3,29
Sur	0,041	3,28	0,024	0,21	0,005	0,30	0,148	2,81
Canarias	0,013	0,84	0,236	1,85	0,071	3,45	0,226	2,80
Ocupación								
Directivos	0,462	20,36	0,226	1,24	0,455	18,75	0,602	8,02
Técnicos	0,219	13,43	0,032	0,26	0,237	11,27	0,199	3,30
Administrativos, ventas y servicios	0,095	7,03	0,004	0,03	0,127	8,07	0,110	3,00

Cuadro 3: Ecuación de salarios para los trabajadores a tiempo completo (TC) y a tiempo parcial (TP). (Variable dependiente: logaritmo del salario bruto por hora). Año 2000 (continuación)

	Hombres				Mujeres			
	TC		TP		TC		TP	
	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t
Trabajadores cualificados en agricultura e industria	0,100	9,89	-0,108	-0,95	0,065	3,00	-0,057	-0,95
Industria								
Comercio, hostelería y transporte	-0,047	-4,84	-0,052	-0,41	-0,013	-0,77	0,025	0,54
Intermediación, servicios empresariales y Administración Pública	0,043	3,04	0,134	1,01	0,045	2,41	0,041	0,73
Educación/Sanidad	-0,018	-0,94	0,181	0,98	0,007	0,38	0,021	0,38
Otras actividades	-0,060	-2,30	-0,041	-0,25	-0,109	-4,20	-0,032	-0,52
Sector público	0,016	1,36	0,508	4,41	0,133	9,86	0,053	1,15
Supervisor/intermedio	0,114	13,32	0,178	1,65	0,064	4,86	0,048	0,83
Tipo de contrato								
Temporal	-0,068	-6,83	-0,136	-1,04	-0,103	-7,75	-0,129	-3,76
Otros	-0,151	-6,16	-0,026	-0,17	-0,230	-7,85	-0,125	-2,47
Tamaño de la empresa								
5-19 trabajadores	0,084	7,26	0,098	0,98	0,103	6,85	-0,014	-0,40
20-99 trabajadores	0,163	13,62	0,056	0,57	0,185	12,12	0,128	3,08
100 o más trabajadores	0,267	21,18	-0,005	-0,05	0,220	13,72	0,140	3,49
Lambda	0,040	1,73	-0,159	-1,54	0,011	0,43	-0,089	-2,08
N.º de observaciones	9.013		136		4.697		631	
R^2 ajustado	0,540		0,614		0,650		0,502	

Fuente: Panel de Hogares de la Unión Europea. Año 2000.

Nota: Los errores estándares han sido corregidos de la heterocedasticidad a través del método de White (1980).

civil) tienen un efecto positivo y significativo sobre los salarios de los trabajadores a tiempo completo. En cambio, para los trabajadores a tiempo parcial, los únicos coeficientes de variables que miden el capital humano estadísticamente significativos están relacionados con la antigüedad en la empresa en la muestra de las mujeres. Con respecto a las variables relacionadas con las características del trabajo actual se aprecian de nuevo diferencias significativas en la ecuación de salarios de los trabajadores a tiempo completo. Por ejemplo, los coeficientes para las ocupaciones más altas son positivos y significativos con respecto a la categoría de referencia (trabajadores no cualificados). Los trabajadores a tiempo completo con un contrato indefinido, con una responsabilidad de supervisor o intermedio, trabajando en el sector de la "intermediación, servicios empresariales y administración pública" y en empresas con 100 o más trabajadores son los mejor pagados. En relación con los trabajadores a tiempo parcial, las mujeres situadas en las ocupaciones más bajas, con un contrato temporal u otro tipo de relación laboral, con un nivel de responsabilidad más bajo y trabajando en empresas con menos de 20 trabajadores reciben los menores salarios. Para los hombres sólo se detectan diferencias significativas si trabajan en el sector público. Por último, también se detectan diferencias regionales en todas las ecuaciones de salarios con respecto a la categoría de referencia (Noroeste), excepto en la ecuación de salarios a tiempo parcial de los hombres.

A partir de los resultados obtenidos al estimar las ecuaciones de salarios [4] y [5] para los hombres y las mujeres se descompone la diferencia salarial entre el empleo a tiempo completo y a tiempo parcial en el año 2000 a partir de la ecuación [6] (0,1514 y 0,1070 para los hombres y las mujeres, respectivamente). Según el cuadro 4, las diferencias en las características observadas de los trabajadores a tiempo completo y a tiempo parcial es el componente que más contribuye a explicar la diferencia salarial observada entre ambos colectivos, especialmente para la muestra de mujeres. En concreto, las características observadas explican el 141,75% en la muestra de los hombres y el 234,10% en la de mujeres. Las inferiores características y composición del empleo a tiempo parcial explican estos resultados. Las diferencias en los rendimientos contribuyen de manera significativa a reducir el diferencial salarial entre el empleo completo y el parcial para el caso de las mujeres (-129,37%), y en menor medida para el caso de los hombres (-6,82%)[25]. Es decir, las diferencias en los rendimientos son favorables al empleo a tiempo parcial para ambos sexos, indicando la mejor retribución de sus características y contribuyendo a compensar las diferencias observadas en las mismas. Este resultado va en contra de la hipótesis de partida planteada y de los obtenidos tradicionalmente en otros trabajos internacionales, como, por ejemplo, Averett y Hotchkiss (1996, 1997) donde obtienen que aquellos individuos que trabajan a tiempo completo en Estados Unidos reciben un salario/hora más elevado que aquellos

(25) Para evitar la posible endogeneidad de las variables relacionadas con las características del puesto de trabajo del individual (en especial la ocupación y la rama de actividad), se estimaron las ecuaciones de salarios [4] y [5] sin dichas variables. Como era de esperar, el componente explicado (características) se ve reducido (0,1439 y 0,1469 para los hombres y las mujeres, respectivamente). También, el componente no explicado (rendimientos) para ambas muestras disminuyó pero manteniendo el signo negativo (-0,0052 y -0,0558).

que trabajan a tiempo parcial con idénticas características personales. Sin embargo, los resultados están en línea con los obtenidos para 1994 con el PHOGUE por Cebrián, Moreno y Toharia (1999) para las mujeres, si bien ahora también se ha detectado para el caso de los hombres. De este modo, las explicaciones dadas comúnmente por la literatura para justificar la discriminación salarial hacia el empleo parcial, como, por ejemplo, los mayores costes fijos asociados a este tipo de empleo (reclutamiento, contratación, formación, etc.) o su exclusión de determinados componentes salariales no tienen por qué cumplirse. El componente de selección contribuye a disminuir la diferencia salarial observada, aunque el efecto es mucho mayor en los hombres (-34,93%) que en las mujeres (-4,73%). Si a la diferencia en el salario observado se le resta la contribución del componente de selección se obtiene una diferencia en el salario ofrecido igual a 0,2043 y 0,1120 para los hombres y las mujeres, respectivamente. En ambos casos este diferencial es superior al diferencial en los salarios observados[26].

En el cuadro 4 también se muestra la descomposición del componente "características" entre los diferentes subcomponentes. Si un subcomponente presenta un signo positivo (negativo) significa que esa diferencia en ese subcomponente contribuye a aumentar (disminuir) las diferencias salariales entre los asalariados a tiempo completo y a tiempo parcial. Para el caso de los hombres, la diferencia en los años de experiencia laboral es el subcomponente que más contribuye a aumentar la diferencia salarial observada entre ambos colectivos (93,21%), seguido del estado civil (31,42), la antigüedad en la empresa (24,94%) y el tipo de contrato (24,52%). En el otro extremo, los subcomponentes que más contribuyen a reducir el diferencial salarial son el nivel educativo (-30,54%) y la ocupación (-8,74%). Estos resultados están en consonancia con las diferencias detectadas entre ambos tipos de trabajadores en el cuadro 1. Para las mujeres, el subcomponente que más contribuye a aumentar la diferencia salarial observada entre ambos colectivos es la ocupación (59,73%). La localización de la mujer trabajadora a tiempo parcial principalmente en ocupaciones tradicionalmente caracterizadas por salarios y condiciones laborales inferiores explica una parte importante del diferencial en el salario por hora observado. Le siguen por importancia de contribución, el nivel educativo (41,58%), el tipo de contrato (37,21%) y el tamaño de la empresa (33,10%). La contribución del resto de subcomponentes es relativamente inferior.

Según Oaxaca y Ransom (1994), la descomposición de las diferencias en los rendimientos tiene poca utilidad ya que la contribución de cada subcomponente depende de cuáles hayan sido las variables ficticias utilizadas como categorías de referencia en la estimación. Para evitar esta importante limitación se ha utilizado el método propuesto por Gardeazábal y Ugidos (2002) y basado en el establecimiento de restricciones sobre los coeficientes estimados para cada grupo de variables ficti-

(26) Este incremento se debe a que el efecto del término de corrección lambda en las diferencias salariales depende del tamaño y signo de los coeficientes estimados de lambda así como de sus valores medios. También se calculó la descomposición salarial utilizando como factores de ponderación las medias de los coeficientes y dotaciones. Los resultados obtenidos muestran un menor peso del componente "características" en ambas muestras (pasa a valer 0,1417 y 0,2177 en la muestra de hombres y mujeres, respectivamente). El componente "rendimientos" se sitúa ahora en 0,0626 y -0,1057.

Cuadro 4: Descomposición de las diferencias salariales entre el empleo a tiempo completo y a tiempo parcial. Año 2000

	Hombres	Mujeres
Diferencia salarial observada (D)	0,1514	0,1070
Características (C)	0,2146	0,2504
Rendimientos (R)	-0,0103	-0,1384
Selección (S)	-0,0529	-0,0051
Diferencial salarial ofrecida (D-S)	0,2043	0,1120
Parte atribuible a cada componente:		
Características (C/D)	1,4175	2,3410
Rendimientos (R/D)	-0,0682	-1,2937
Selección (S/D)	-0,3493	-0,0473
Total (C/D) + (R/D) + (S/D)	1,0000	1,0000

Contribución de cada variable a la diferencia salarial observada.

Cuadro 4: DESCOMPOSICIÓN DE LAS DIFERENCIAS SALARIALES ENTRE EL EMPLEO A TIEMPO COMPLETO Y A TIEMPO PARCIAL. AÑO 2000 (continuación)

	Hombres				Mujeres			
	Características		Rendimientos[a]		Características		Rendimientos[a]	
	C_i	C_i/D	R_i	R_i/D	C_i	C_i/D	R_i	R_i/D
Experiencia	0,1411	93,21%	-0,0403	-26,60%	-0,0051	-4,80%	0,1545	144,39%
Experiencia ^{2}	-0,0632	-41,74%	0,0000	-0,02%	0,0082	7,69%	-0,0787	-73,53%
Antigüedad [b]	0,0378	24,94%	-0,0193	-12,73%	0,0222	20,74%	0,0042	3,95%
Nivel educativo [b]	-0,0462	-30,54%	0,0162	10,72%	0,0445	41,58%	0,0510	47,64%
Región [b]	0,0111	7,35%	0,0049	3,26%	-0,0030	-2,85%	0,0048	4,53%
Ocupación [b]	-0,0132	-8,74%	-0,0071	-4,72%	0,0639	59,73%	-0,0057	-5,31%
Industria [b]	0,0123	8,10%	0,0073	4,83%	0,0150	14,07%	-0,0034	-3,21%
Sector público	-0,0001	-0,04%	-0,0904	-59,71%	0,0225	21,07%	0,0115	10,79%
Supervisor/intermedio	0,0233	15,39%	-0,0038	-2,48%	0,0088	8,22%	0,0008	0,72%
Tipo de contrato [b]	0,0371	24,52%	0,0458	30,26%	0,0398	37,21%	0,0151	14,08%
Casado	0,0476	31,42%	0,0765	50,51%	-0,0018	-1,67%	0,0302	28,23%
Tamaño de la empresa [b]	0,0270	17,86%	-0,0104	-6,89%	0,0354	33,10%	-0,0074	-6,93%
Constante	–	–	0,0102	6,75%	–	–	-0,3153	-294,72%
Total	0,2146	141,75%	-0,0103	-6,82%	0,2504	234,10%	-0,1384	-129,37%

Fuente: Elaboración propia a partir de los resultados del cuadro 3.

Notas: [a] Para la descomposición del componente "Rendimientos" se ha utilizado la metodología propuesta por Gardeazábal y Ugidos (2002).
[b] Suma algebraica de los resultados obtenidos para todas las variables ficticias creadas para esa variable.

cias[27]. De este modo y como apuntan estos autores, se identifica la contribución real de todas las variables ficticias a las diferencias en los rendimientos, incluyendo aquellas que han sido utilizadas como categorías de referencia. Para los hombres, las diferencias en los rendimientos de las variables que miden el estado civil (50,51%) y el tipo de contrato (30,26%) son las que más contribuyen a aumentar el diferencial salarial entre ambos tipos de jornada. En cambio, los subcomponentes que más contribuyen a reducir el diferencial salarial son el trabajar en el sector público (-59,71%), la experiencia laboral (-26,6%) y la antigüedad en la empresa (-12,73%). Para la muestra de mujeres, la diferencia en los rendimientos de la experiencia laboral es el subcomponente que más contribuye a aumentar la diferencia salarial (144,39%), seguido a gran distancia del nivel educativo del individuo (47,64%). La diferencia en los términos independientes es el subcomponente que más tiende a reducir la diferencia salarial en la muestra de las mujeres.

Como se apuntaba al comienzo de este apartado, para contrastar los resultados obtenidos hasta ahora al utilizar la muestra ampliada del año 2000 se ha procedido a estimar nuevamente todas las ecuaciones anteriores y realizar la descomposición salarial utilizando las olas del PHOGUE desde el año 1995 hasta el año 2000. De este modo, se intenta comprobar si la hipótesis de partida planteada vuelve a ser rechazada cuando se utilizan más años (olas) en el proceso de estimación o si bien se obtiene un resultado diferente al obtenido con la muestra ampliada del año 2000. Dentro de este análisis temporal, se ha considerado de interés investigar las transiciones entre el empleo a tiempo parcial y a tiempo completo durante el periodo 1995-2000 y así identificar, por ejemplo, a aquellos individuos que trabajan a tiempo parcial en un determinado año t y continúan haciéndolo en el año t+1[28]. Para ello se ha construido una matriz de transiciones medias entre el empleo a tiempo completo y a tiempo parcial entre los años 1995 y 2000 (cuadro A4 del apéndice). Esta matriz de transiciones medias se ha obtenido a partir del cálculo de las cinco matrices de transiciones posibles entre cada par de años consecutivos (t y t+1), dando como resultado un total de 10.850 observaciones (transiciones) para los hombres y 5.710 para las mujeres en todo el periodo 1995-2000[29]. Los resultados muestran que las mujeres con un empleo a tiempo parcial en el año *t* tienen una mayor probabilidad de tener un empleo a tiempo parcial en el año t+1 (64,45%) en comparación con los resultados registrados para los hombres (34,74%). Este resultado pone de manifiesto que las mujeres tienden a usar el empleo a tiempo parcial no tanto como un estado de transición hacia el empleo a tiempo completo como ocurre en el caso de los hombres sino más bien

(27) En concreto, se impone como condición que la suma de los coeficientes de todas las categorías de una variable ficticia sea cero, restricción frecuentemente utilizada en los análisis ANOVA. Este método ya ha sido aplicado en otros trabajos como, por ejemplo, Dolado y Llorena (2003) y De la Rica (2004).

(28) Un análisis de las transiciones entre ambos tipos de jornada puede encontrarse, por ejemplo, en Smith *et al.* (2000), Francesconi y Gosling, (2005), Buddelmeyer *et al.* (2005) y Manning y Petrongolo (2005).

(29) Los resultados que se obtienen al analizar de manera separada cada una de las cinco matrices de transiciones no alteran las conclusiones finales obtenidas con la matriz de transiciones medias del cuadro A4.

como una situación laboral relativamente estable [Smith *et al.* (2000), Francesconi y Gosling (2005)]. También, cabe destacar el elevado porcentaje de trabajadores a tiempo completo que permanece con la misma jornada laboral un año más tarde (99,15 y 96,48% para los hombres y las mujeres, respectivamente) y su importante peso dentro del total de transiciones durante el periodo 1995-2000. Eso conlleva que la probabilidad de pasar de una jornada a tiempo completo en el año *t* a una jornada a tiempo parcial en el año t+1 sea muy reducida (0,85% para los hombres y 3,52% para las mujeres). Debido a que nuestro análisis se centra en las diferencias salariales entre el empleo a tiempo completo y a tiempo parcial, en el cuadro A4 también se muestra el salario medio por hora (en logaritmos) en el empleo a tiempo completo y a tiempo parcial recibido por los individuos en el año t+1 teniendo en cuenta el tipo de jornada laboral que tenían en el año t[30]. El haber tenido un empleo a tiempo parcial en el año *t* reduce el salario medio por hora de los hombres y las mujeres que trabajan a tiempo completo en el año t+1. El caso más significativo se da para las mujeres, en donde el salario medio por hora del empleo a tiempo completo en el año t+1 se sitúa en 6,4988 si éstas tenían un empleo parcial en el año t, y en 6,7993 si tenían un empleo a tiempo completo en el año t. Además, el haber tenido un empleo a tiempo completo en el año t está siempre asociado a mayores salarios medios por hora en el año t+1, especialmente para los hombres que trabajan a tiempo parcial en el año t+1 (6,8244 en comparación con el 6,6831 si el empleo en el año t era a tiempo parcial). Estos resultados están en línea con los obtenidos en otros trabajos como, por ejemplo, Francesconi y Gosling (2005).

Con respecto a las estimaciones realizadas de la ecuación de selección y la ecuación de salarios para cada tipo de jornada para el periodo 1995-2000 es necesario apuntar que debido al escaso tamaño muestral que se obtiene con todas las olas para los individuos que trabajan a tiempo parcial, especialmente para el caso de los hombres (las 223 observaciones disponibles al estimar la ecuación de salarios corresponden a 171 hombres, de los cuales el 83,6% sólo está presente en una única ola), no se ha realizado una estimación aprovechando la estructura de panel de los datos sino que se ha procedido a hacer un *pool* con todos los años e introducir variables ficticias correspondientes al año de la respectiva observación[31]. En los cuadros A5 y A6 del apéndice se muestran los resultados obtenidos al estimar

(30) Los salarios por hora (en logaritmos) mostrados en el cuadro de las transiciones así como los utilizados en la estimación de las ecuaciones de salarios para cada tipo de jornada en el periodo 1995-2000 se miden en términos reales utilizando como base el año 2000. Como se recoge en el trabajo realizado por Francesconi y Gosling (2005), a pesar de que este análisis no incorpora la historia laboral completa del individuo puede aportar información valiosa sobre cómo evolucionan los salarios a lo largo de la carrera laboral de los individuos.

(31) También aunque en menor medida, para el caso de las mujeres que trabajan a tiempo parcial durante el periodo 1995-2000 cerca del 67,3% de los 542 individuos presentes en la muestra corresponden a mujeres observadas únicamente en una de las olas. En un principio, cabe pensar que las estimaciones obtenidas usando el *pool* con todas las olas estarán sesgadas con respecto, por ejemplo, a las estimaciones con efectos fijos debido al hecho de no controlar la heterogeneidad no observada. Sin embargo, autores como Freeman (1984), Swaffield (2001) y Manning y Petrongolo (2005) apuntan que la existencia de errores de medida (por ejemplo, en la variable horas de trabajo, la cual se obtiene en el PHOGUE a partir de la respuesta de la propia persona entrevistada) puede sesgar a la baja las estimaciones con efectos fijos de tal modo que cualquier pequeño error

la ecuación de selección y las medias muestrales de las variables utilizadas al estimar las ecuaciones de salarios para cada tipo de jornada para el periodo 1995-2000, respectivamente. Los resultados obtenidos en la ecuación de selección son muy similares a los obtenidos anteriormente con los datos de la muestra ampliada del año 2000. En cuanto a las medias muestrales recogidas en el cuadro A4 se detectan diferencias cuando se comparan éstas con las mostradas en el cuadro 1 para el año 2000, especialmente para la muestra de los individuos que trabajan a tiempo parcial. Estas diferencias están en línea con lo apuntado en otros trabajos como, por ejemplo, CES (1996) y Cebrián, Moreno y Toharia (2001). En el cuadro 5 se presenta la estimación de la ecuación de salarios para el empleo a tiempo completo y a tiempo parcial para los hombres y las mujeres en el periodo 1995-2000. En líneas generales, los resultados obtenidos son similares a los obtenidos anteriormente con la muestra ampliada del año 2000.

Una vez estimadas las ecuaciones de salarios para cada tipo de jornada y para la muestra de los hombres y las mujeres se ha realizado la descomposición de la diferencia salarial observada durante el periodo 1995-2000 aplicando nuevamente el método de Oaxaca (1973) y Blinder (1973). Según el cuadro 6, la diferencia salarial observada entre el empleo a tiempo completo y a tiempo parcial es 0,1692 y 0,1345 para los hombres y las mujeres, respectivamente. Estas diferencias son ligeramente superiores a las registradas en el año 2000 y mostradas en el cuadro 4. Al igual que antes, las diferencias en las características observadas entre los trabajadores a tiempo completo y a tiempo parcial es el componente que más contribuye a explicar la diferencia salarial (176,6 y 219,9% para los hombres y las mujeres, respectivamente) y con una contribución muy similar a la obtenida en el año 2000. A partir del componente que mide las diferencias en los rendimientos se puede observar como éstas vuelven a ser favorables al empleo a tiempo parcial para ambos sexos y, por tanto, la hipótesis de partida vuelve a ser rechazada al igual que ocurría al utilizar la muestra ampliada del año 2000. Es decir, los individuos que trabajaban a tiempo parcial durante el periodo 1995-2000 recibían unos mayores salarios por hora que los que lo hacían a tiempo completo, una vez controladas las características individuales y las del puesto de trabajo. Aunque en este análisis no se incluye el año 1994, se vuelve a obtener para la muestra de las mujeres un resultado similar al obtenido por Cebrián, Moreno y Toharia (1999). Otro resultado relevante es comprobar como el peso del componente rendimientos en la diferencia salarial observada en la muestra de los hombres es muy superior durante el periodo 1995-2000 que en el año 2000 (-65.25% en comparación con el -6,82%, respectivamente), mientras

---

de medida o incluso el disponer de una muestra relativamente pequeña (tal y como ocurre en nuestro caso con las muestras de hombres y mujeres que tienen un empleo a tiempo parcial) puede tener un impacto significativo en los estimaciones obtenidas con efectos fijos. Si esto sucede, la divergencia entre las estimaciones obtenidas con el *pool* y con los efectos fijos será exagerada, llegándose a conclusiones erróneas respecto al sesgo que se produce con las estimaciones en el *pool* de datos [Swaffield (2001)]. También, Manning y Petrongolo (2005), a partir de los coeficientes estimados con efectos fijos para una muestra obtenida con el panel británico de hogares (BHPS), apuntan que las estimaciones con efectos fijos pueden reducir la penalización salarial entre el empleo a tiempo completo y el empleo a tiempo parcial si los trabajadores con "low-wage" características tienden a estar sobre-representados en los empleos a tiempo parcial.

Cuadro 5: Ecuación de salarios para los trabajadores a tiempo completo (TC) y a tiempo parcial (TP). (Variable dependiente: logaritmo del salario bruto por hora). Periodo 1995-2000

	Hombres				Mujeres			
	TC		TP		TC		TP	
	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t
Constante	6,030	192,58	6,644	28,35	5,875	105,56	6,186	55,19
Casado	0,084	8,60	-0,149	-1,50	0,055	6,15	-0,003	-0,10
Experiencia	0,018	15,48	0,015	1,33	0,015	8,84	0,010	2,52
Experiencia ^{2}	$-2,6*10^{-4}$	-10,73	$-1,7*10^{-4}$	-0,63	$-2,4*10^{-4}$	-6,16	$-1,5*10^{-4}$	-1,60
Antigüedad								
3-9 años	0,041	4,82	-0,051	-0,73	0,083	7,05	0,062	2,07
10 años o más	0,155	14,99	-0,048	-0,43	0,212	14,24	0,162	3,75
Nivel educativo								
Primarios	0,055	4,02	-0,056	-0,33	0,102	2,94	0,112	1,69
Secundarios (primer ciclo)	0,143	9,64	-0,099	-0,56	0,194	5,21	0,069	0,99
Secundarios (segundo ciclo)	0,250	15,58	-0,228	-1,16	0,289	7,40	0,131	1,81
Superiores	0,426	19,98	-0,023	-0,11	0,446	10,22	0,225	2,39
Región								
Noreste	0,193	17,27	0,135	1,25	0,109	6,41	0,075	1,44
Madrid	0,177	13,63	0,067	0,40	0,115	6,24	0,101	1,78
Centro	0,053	4,57	-0,033	-0,29	-0,009	-0,53	0,025	0,45
Este	0,127	11,86	0,059	0,59	0,086	5,26	0,048	0,97
Sur	0,051	4,60	-0,040	-0,35	-0,011	-0,62	0,024	0,46
Canarias	0,006	0,42	-0,028	-0,26	0,072	3,47	0,083	1,18
Ocupación								
Directivos	0,418	22,42	0,467	3,08	0,498	21,86	0,540	7,60
Técnicos	0,205	14,60	0,572	3,69	0,272	14,11	0,269	4,99
Administrativos, ventas y servicios	0,105	9,07	0,136	1,36	0,131	8,99	0,091	2,95
Trabajadores cualificados en agricultura e industria	0,078	8,89	0,193	1,83	0,009	0,47	0,048	0,88

Cuadro 5: Ecuación de salarios para los trabajadores a tiempo completo (TC) y a tiempo parcial (TP). (Variable dependiente: logaritmo del salario bruto por hora). Periodo 1995-2000 (continuación)

	Hombres				Mujeres			
	TC		TP		TC		TP	
	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t
Industria								
Comercio, hostelería y transporte	-0,093	-11,26	0,033	0,40	-0,042	-2,73	0,060	1,51
Intermediación, servicios empresariales y Administración Pública	0,026	2,19	0,001	0,01	0,045	2,77	0,083	1,86
Educación/Sanidad	-0,054	-3,27	0,144	0,92	-0,023	-1,37	0,058	1,21
Otras actividades	-0,001	-0,07	0,228	1,80	-0,080	-3,58	0,068	1,31
Sector público	0,013	1,20	0,180	1,78	0,115	9,54	0,049	1,16
Supervisor/intermedio	0,116	15,96	-0,010	-0,11	0,046	4,09	0,043	0,88
Tipo de contrato								
Temporal	-0,092	-10,91	-0,227	-3,19	-0,105	-9,16	-0,094	-3,01
Otros	-0,225	-11,03	-0,353	-3,36	-0,307	-11,81	-0,211	-5,04
Tamaño de la empresa								
5-19 trabajadores	0,068	7,40	0,010	0,13	0,115	8,04	0,095	2,97
20-99 trabajadores	0,148	15,59	0,132	1,54	0,224	16,12	0,069	1,92
100 o más trabajadores	0,295	29,68	0,172	1,69	0,247	16,93	0,174	4,60
Años								
1.996	0,015	1,45	-0,040	-0,46	0,027	1,62	0,043	1,02
1.997	0,017	1,62	0,165	1,76	0,022	1,40	0,060	1,43
1.998	0,051	4,98	-0,129	-1,19	0,033	2,09	0,056	1,41
1.999	0,075	7,33	0,006	0,06	0,049	3,19	0,111	2,67
2.000	0,093	8,88	-0,008	-0,09	0,051	3,29	0,114	2,62
Lambda	0,044	2,78	-0,127	-1,51	0,019	0,96	-0,076	-1,99
N.º de observaciones	13.386		223		6.192		861	
R^2 ajustado	0,587		0,48		0,664		0,469	

Fuente: Panel de Hogares de la Unión Europea. Años 1995-2000. Nota: Los errores estándares han sido corregidos de la heterocedasticidad a través del método de White (1980).

que para la muestra de mujeres el peso es prácticamente el mismo en ambos periodos de tiempo. El peso del componente de selección en la muestra de los hombres sigue siendo negativo aunque inferior al del año 2000, mientras que en la muestra de las mujeres su peso sigue siendo reducido aunque su signo ha cambiado.

Al realizar la descomposición del componente características se obtiene para la muestra de los hombres que los subcomponentes que más contribuyen a aumentar la diferencia salarial en el periodo 1995-2000 son la experiencia laboral (83,16%), el tipo de contrato (32,03%), el tamaño de la empresa (30,08%) y la antigüedad del trabajador en la empresa (28,13%). Estos resultados son muy similares a los obtenidos anteriormente para el año 2000. Un resultado llamativo es el menor peso registrado para el nivel educativo como subcomponente que reduce la diferencia salarial observada si se compara con el resultado obtenido para esta misma variable en el año 2000 (-4,91% ahora y -30,54% en el año 2000). En la muestra de las mujeres es nuevamente la ocupación el subcomponente que más contribuye a aumentar la diferencia salarial observada (49,67%) aunque con un peso inferior al obtenido en el año 2000 (59,73%). Le siguen por orden de importancia el tipo de contrato (42,23%) y el tamaño de la empresa (35,46%). Aunque el nivel educativo contribuye a aumentar la diferencia salarial en un 30,04% su peso es inferior en más de 11 puntos porcentuales al que tenía en el año 2000 (41,58%). La contribución de las variables temporales ficticias dentro del componente características es muy reducido.

Con respecto a la descomposición del componente rendimientos, para la muestra de los hombres son nuevamente las diferencias en los rendimientos de la variable estado civil (53,01%) las que más contribuyen a aumentar el diferencial salarial, seguido de la experiencia laboral (26,77%) y la ocupación (23,88%). La contribución en la diferencia salarial de estas dos últimas variables contrasta con la obtenida para ambas en el año 2000 (-26,60 y -4,72%, respectivamente). En el otro extremo, las diferencias en la antigüedad (-32,21%) y el sector público (-10,22% y muy inferior a su contribución en el año 2000, -59,71%) reducen el diferencial salarial. Para la muestra de las mujeres, las diferencias en los rendimientos de las variables experiencia laboral (54,5%), estado civil (25,06%), ocupación (13,75%) y nivel educativo (11,6%) son las que más contribuyen a aumentar la diferencia salarial, aunque su peso, excepto para la variable ocupación (-5,31% en el año 2000), se ha visto reducido en mayor o menor medida en comparación con los resultados obtenidos para el año 2000. En cuanto a las variables ficticias temporales, su contribución en la diferencia salarial dentro del componente rendimientos (-5,20 y -0,45% para los hombres y las mujeres, respectivamente) es baja, indicando el escaso efecto en la discriminación salarial a favor del empleo a tiempo parcial durante el periodo 1995-2000.

Cuadro 6: Descomposición de las diferencias salariales entre el empleo a tiempo completo y a tiempo parcial. Periodo 1995-2000

	Hombres	Mujeres
Diferencia salarial observada (D)	0,1514	0,1070
Diferencia salarial observada (D)	0,1692	0,1345
Características (C)	0,2988	0,2957
Rendimientos (R)	-0,1104	-0,1743
Selección (S)	-0,0192	0,0131
Diferencial salarial ofrecida (D-S)	0,1884	0,1214
Parte atribuible a cada componente:		
Características (C/D)	1,7660	2,199
Rendimientos (R/D)	-0,6525	-1,296
Selección (S/D)	-0,1135	0,097
Total (C/D) + (R/D) + (S/D)	1,0000	1,0000

Contribución de cada variable a la diferencia salarial observada.

Cuadro 6: Descomposición de las diferencias salariales entre el empleo a tiempo completo y a tiempo parcial. Periodo 1995-2000 (continuación)

	Hombres				Mujeres			
	Características		Rendimientos[a]		Características		Rendimientos[a]	
	C_i	C_i/D	R_i	R_i/D	C_i	C_i/D	R_i	R_i/D
Experiencia	0,1407	83,16%	0,0453	26,77%	0,0054	4,01%	0,0733	54,50%
Experiencia ^{2}	-0,0611	-36,11%	-0,0346	-20,45%	0,0028	2,08%	-0,034	-25,28%
Antigüedad [b]	0,0476	28,13%	-0,0545	-32,21%	0,0399	29,67%	-0,009	-6,69%
Nivel educativo [b]	-0,0083	-4,91%	0,0274	16,19%	0,0404	30,04%	0,0156	11,60%
Región [b]	0,0033	1,95%	0,0051	3,01%	-0,0021	-1,56%	0,0095	7,06%
Ocupación [b]	0,0004	0,24%	0,0404	23,88%	0,0668	49,67%	0,0185	13,75%
Industria [b]	0,0178	10,52%	0,0172	10,17%	0,0109	8,10%	-0,0096	-7,14%
Sector público	0,0005	0,30%	-0,0173	-10,22%	0,0199	14,80%	0,0066	4,91%
Supervisor/intermedio	0,0220	13,00%	0,0118	6,97%	0,0062	4,61%	0,0002	0,15%
Tipo de contrato [b]	0,0542	32,03%	0,0137	8,10%	0,0568	42,23%	0,0115	8,55%
Casado	0,0277	16,37%	0,0897	53,01%	-0,0009	-0,67%	0,0337	25,06%
Tamaño de la empresa [b]	0,0509	30,08%	-0,0118	-6,97%	0,0477	35,46%	-0,0126	-9,37%
Años [b]	0,0031	1,83%	-0,0088	-5,20%	0,0019	1,41%	-0,0006	-0,45%
Constante	–	–	-0,2340	-138,30%	–	–	-0,2774	-206,25%
Total	0,2988	176,60%	-0,1104	-65,25%	0,2957	219,85%	-0,1743	-129,59%

Fuente: Elaboración propia a partir de los resultados del cuadro 5.

Notas: [a] Para la descomposición del componente "Rendimientos" se ha utilizado la metodología propuesta por Gardeazábal y Ugidos (2002).
[b] Suma algebraica de los resultados obtenidos para todas las variables ficticias creadas para esa variable.

4. Conclusiones

El objetivo de este trabajo ha sido estimar las diferencias salariales existentes entre los trabajadores a tiempo completo y a tiempo parcial en España. A partir de los microdatos del Panel de Hogares de la Unión Europea y utilizando una muestra ampliada para el año 2000 y otra para el periodo 1995-2000, se ha detectado una diferencia salarial a favor de los trabajadores a tiempo completo con respecto a los trabajadores a tiempo parcial, tanto para los hombres como para las mujeres. Sin embargo, una vez controladas las características de los individuos y de los puestos de trabajo que ocupan, el principal resultado y único dentro de la literatura internacional que se obtiene es que la discriminación salarial hacia los trabajadores a tiempo parcial apuntada por abundantes trabajos empíricos para otros países no es detectada para el caso español, más bien parece ocurrir todo lo contrario. Además, este resultado se ha obtenido tanto cuando se utiliza la muestra ampliada del año 2000 como la construida para el periodo 1995-2000 con el PHOGUE.

Cuando se descomponen estas diferencias salariales aplicando el método propuesto por Oaxaca (1973) y Blinder (1973), los resultados obtenidos con ambas muestras indican que las diferencias en las características observables entre los trabajadores a tiempo completo y a tiempo parcial explican la mayor parte de dichas diferencias. Para los hombres, las diferencias del empleo a tiempo completo con respecto al parcial en años de experiencia laboral, estado civil, tipo de contrato y antigüedad en la empresa son los subcomponentes de mayor peso de las diferencias en las características observadas, aunque su peso varía en función de la muestra utilizada. Además, el peso del nivel educativo como variable que contribuye a reducir el diferencial salarial es mayor en el año 2000 que el periodo 1995-2000. Para las mujeres, el tipo de ocupación es el principal responsable de la diferencia salarial observada, especialmente en el año 2000, debido a que un gran porcentaje de las mujeres que trabajan a tiempo parcial lo hacen en ocupaciones con salarios y condiciones laborales inferiores. También, el nivel educativo (el cual pierde peso en el año 2000), el tipo de contrato y el tamaño de la empresa contribuyen de manera significativa a aumentar la diferencia salarial, aunque en menor grado que la variable ocupación. Las diferencias en los rendimientos (discriminación) contribuyen de manera significativa a reducir el diferencial salarial entre el empleo completo y el parcial para las mujeres y los hombres (aunque para estos últimos de una forma mucho más reducida en el año 2000), indicando la ausencia de discriminación salarial hacia el empleo a tiempo parcial. Aplicando la metodología propuesta por Gardeazábal y Ugidos (2002) las variables que miden la experiencia, el nivel educativo (ambas con un peso muy superior en el año 2000) y el estado civil son las que más contribuyen a aumentar la diferencia salarial en la muestra de las mujeres. Para la muestra de los hombres, las diferencias en los rendimientos de la variable estado civil son las que más contribuyen a aumentar el diferencial salarial observado en el año 2000 y en el periodo 1995-2000. Sin embargo, la contribución positiva de las variables que miden la experiencia laboral y el tipo de ocupación en el periodo 1995-2000 se convierte en negativa cuando se utiliza la muestra ampliada del año 2000. Además, la contribución positiva del tipo de contrato se ve incrementada de manera significativa en el año

2000. Aunque el componente debido a la selección muestral tiene un mayor peso en la muestra de los hombres (especialmente en el año 2000), en la de las mujeres su contribución en la diferencia salarial observada es mucho más reducida.

Los resultados obtenidos en este trabajo pueden tener implicaciones de política económica. En la medida en que las diferencias salariales a favor del empleo a tiempo completo son debidas a la inferior composición del empleo parcial más que a la existencia de una discriminación salarial hacia este último, las actuaciones públicas deben ir dirigidas a fomentar su crecimiento a través de la eliminación de todos los obstáculos pero no a cambio de crear empleos a tiempo parcial de menor calidad y concentrados en sectores y ocupaciones inferiores y peor remuneradas. Los empleos a tiempo parcial deben estar "abiertos" a todos las secciones del mercado de trabajo y proveer un empleo estable o como pieza angular hacia otros empleos [Smith *et al.* (2000)]. Ahora bien, si existe una prima salarial positiva hacia el empleo parcial, *ceteris paribus*, ¿por qué no hay más individuos trabajando a tiempo parcial? Una justificación puede encontrarse en que son las empresas las que al fin y al cabo deciden qué tipo de contratos usar para cada puesto y como consecuencia del amplio y variado abanico de contratos temporales disponibles en la actualidad pueden existir pocos incentivos para usar el contrato a tiempo parcial, quedando éste para cuestiones muy especificas y relacionadas más con la organización de la producción que con el abaratamiento de los costes y adaptabilidad de las empresas a las oscilaciones en la demanda de sus productos o servicios. En esta dirección, las autoridades públicas deberían fomentar que las empresas utilicen no sólo la flexibilidad numérica que aportan los contratos temporales sino también la flexibilidad horaria que proporcionan los contratos a tiempo parcial. También, dentro del debate social y político sobre el empleo parcial el desarrollo de políticas dirigidas a conciliar la vida familiar y laboral, el establecimiento de incentivos financieros, mejoras en materia de protección social, formación y promoción del trabajador o nuevos modelos de reorganización de trabajo son apuntados como mecanismos para dotar de mayor flexibilidad a las empresas y atraer a un mayor número de individuos de manera "voluntaria" hacia este tipo de empleo. Por último, en el terreno legal y siguiendo a Del Rey *et al.* (2003) y Roqueta (2002), la sucesión de normas y regímenes jurídicos aplicables al empleo parcial en España han provocado desconcierto y dificultado su efectiva aplicación y desarrollo. Además, existe un evidente "desequilibrio interno" entre lo que constituye la regulación exclusivamente laboral y la relativa a la Seguridad Social la cual sigue basada en una lógica distinta, la de la proporcionalidad, y que tiene como reflejo inmediato un efecto desincentivador para las empresas del empleo parcial como fórmula de contratación.

Apéndice

Cuadro A1: Definición de las variables

Variables dependientes	
Participación	Variable dependiente de una ecuación de selección (laboral), que toma el valor 0 si la persona está inactiva, 1 si está parada, 2 si es asalariada a tiempo parcial y 3 si es asalariada a tiempo completo.
Log (salario hora)	Variable dependiente de una ecuación de salarios, definida a partir del número de horas trabajadas a la semana y los ingresos mensuales brutos procedentes del trabajo por cuenta ajena (en pesetas). Cuando se utilizan las olas desde 1995 hasta 2000, los salarios se expresan en términos reales utilizando como base el año 2000. El número de semanas que tiene un mes es 4,3452.
Variables capital humano	
Experiencia	Experiencia laboral del individuo. Es la diferencia entre la edad del individuo y la edad en la que el individuo dice que comenzó su vida laboral.
Antigüedad	La antigüedad en la empresa es la diferencia entre el año de la encuesta (2000) y el año en el que el individuo comenzó a trabajar con el empleador actual o en el negocio actual. Una vez calculada se han creado tres variables ficticias: 2 o menos años, 3-9 años y 10 o más años.
Nivel educativo	Se han creado cinco variables ficticias: analfabeto o sin estudios, estudios primarios, estudios secundarios de primer ciclo, estudios secundarios de segundo ciclo y estudios superiores.
Variables regionales	
Noroeste	= 1, si Galicia, Asturias y Cantabria.
Noreste	= 1, si País Vasco, Navarra, La Rioja y Aragón.
Madrid	= 1, si Madrid.
Centro	= 1, si Castilla y León, Castilla La Mancha y Extremadura.
Este	= 1, si Cataluña, Comunidad Valenciana y Baleares.
Sur	= 1, si Andalucía, Murcia, Ceuta y Melilla.
Canarias	= 1, si Canarias.

Variables ocupacionales (según CNO 1994)	
Directivos	= 1, si pertenece al Grupo 1 (Dirección de empresas y administraciones públicas) o al Grupo 2 (Técnicos y profesionales científicos e intelectuales).
Técnicos	= 1, si pertenece al Grupo 3 (Técnicos y profesionales de apoyo).
Administrativos, ventas y servicios	= 1, si pertenece al Grupo 4 (Empleados de tipo administrativo) o al Grupo 5 (Trabajadores del servicio de restauración, personales, de protección y vendedores de comercios).
Trabajadores cualificados en agricultura e industria	= 1, si pertenece al Grupo 6 (Trabajadores cualificados en la agricultura y pesca), Grupo 7 (Artesanos y trabajadores cualificados en industrias manufactureras, construcción y minería, excepto operadores de instalaciones y maquinaria) o Grupo 8 (Operadores y montadores de instalaciones y maquinaria fija y conductores y operadores de máquina móvil).
Trabajadores no cualificados	= 1, si pertenece al Grupo 9 (Trabajadores no cualificados).
Variables de la actividad económica (según CNAE)	
Agricultura/Industria	= 1, si es agricultura, ganadería, caza, silvicultura y pesca (Sección A y B), industrias extractivas, producción y distribución de energía, gas y agua (Sección C y E), industrias manufactureras (Sección D) y construcción (Sección F).
Comercio, hostelería y transporte	= 1, si es comercio, reparación de vehículos de motor y artículos personales y de uso doméstico (Sección G), hostelería (Sección H), transporte, almacenamiento y comunicaciones (Sección I).
Intermediación, servicios empresariales y Administración Pública	= 1, si intermediación financiera (Sección J), actividades inmobiliarias y de alquiler; servicios empresariales (Sección K) y Administración Pública, defensa y seguridad social obligatoria (Sección L).
Educación/Sanidad	= 1, si es educación (Sección M) o actividades sanitarias y veterinarias; servicios sociales (Sección N).
Otras actividades	= 1, si otras actividades (Sección O-Q).
Otras variables	
Edad	La edad se ha calculado como la diferencia entre el año de la encuesta y el año de nacimiento del individuo. Una vez calculada se han creado las siguientes cinco variables ficticias: 16-24 años, 25-34 años, 35-44 años, 45-54 años, 55-64 años.

Casado	= 1, si el individuo está casado o con una relación de hecho.
n.º de hijos con ≤ 5 años	Número de hijos en el hogar con 5 o menos años.
n.º de hijos con 6-12 años	Número de hijos en el hogar con 6-12 años.
Sector público	= 1, si trabaja en el sector público.
Supervisor/intermedio	= 1, si tiene una responsabilidad de supervisor o intermedio.
Tamaño de la empresa	Se han creado cuatro variables ficticias: entre 1 y 4 trabajadores, entre 5 y 19 trabajadores, entre 20 y 99 trabajadores y 100 o más trabajadores.
Tipo de contrato	Se han creado tres variables ficticias: contrato indefinido, contrato temporal y otros (sin contrato u otro acuerdo laboral).
Ingreso resto del hogar	Ingreso neto del resto del hogar en el año anterior a la entrevista (en miles de pesetas). Se obtiene como la diferencia entre los ingresos netos totales del hogar y los ingresos totales netos del individuo.
Años	Se ha creado una variable ficticia para cada uno de los años que componen la muestra cuando se utilizan las olas desde 1995 hasta 2000.
Lambda	Variable para corregir el sesgo muestral.

Cuadro A2: Distribución de los trabajadores asalariados y el salario medio por hora (en logaritmos) según diferentes tramos de horas trabajadas a la semana en el trabajo principal

	Hombres		Mujeres	
Horas a la semana	Log (salario por hora)	Número de asalariados	Log (salario por hora)	Número de asalariados
Entre 15-29	6,9480	154	6,8373	674
Entre 30-35	7,3291	609	7,1845	922
Entre 36-39	7,3431	523	7,1969	475
40 horas	7,0161	5.391	6,8148	2.483
Más de 40 horas	6,8697	2.472	6,5821	774
Total	7,0149	9.149	6,8819	5.328

Fuente: Panel de Hogares de la Unión Europea. Año 2000.

Cuadro A3: EFECTOS MARGINALES DE UN PROBIT ORDENADO (=0 INACTIVO, =1 DESEMPLEADO, =2 ASALARIADO A TIEMPO PARCIAL, =3 ASALARIADO A TIEMPO COMPLETO). AÑO 2000

	Hombres				Mujeres			
	L = 0	L = 1	L = 2	L = 3	L = 0	L = 1	L = 2	L = 3
Casado	-0,2975	0,0222	0,0044	0,2709	-0,0289	0,0103	0,0045	0,0140
n.º de hijos con ≤ 5 años	–	–	–	–	0,0546	-0,0203	-0,0087	-0,0256
n.º de hijos con 6-12 años	0,0293	-0,0055	-0,0007	-0,0230	0,0118	-0,0044	-0,0019	-0,0056
Edad								
25-34 años	-0,2695	0,0232	0,0043	0,2420	-0,2315	0,0620	0,0324	0,1372
35-44 años	-0,2514	0,0235	0,0042	0,2238	-0,2801	0,0693	0,0377	0,1731
45-54 años	-0,1345	0,0186	0,0028	0,1131	-0,1808	0,0523	0,0262	0,1023
55-64 años	0,2192	-0,0610	-0,0069	-0,1513	0,0603	-0,0244	-0,0098	-0,0261
Nivel educativo								
Primarios	-0,1755	0,0216	0,0034	0,1505	-0,0953	0,0311	0,0145	0,0496
Secundarios (primer ciclo)	-0,3403	0,0194	0,0043	0,3166	-0,3231	0,0740	0,0419	0,2072
Secundarios (segundo ciclo)	-0,2588	0,0234	0,0042	0,2312	-0,3403	0,0755	0,0434	0,2214
Superiores	-0,3540	0,0180	0,0043	0,3317	-0,5374	0,0723	0,0524	0,4127
Región								
Noroeste	0,0407	-0,0083	-0,0011	-0,0313	–	–	–	–
Noreste	-0,0789	0,0126	0,0018	0,0645	-0,0387	0,0137	0,0061	0,0190
Madrid	-0,1223	0,0175	0,0026	0,1022	-0,0857	0,0284	0,0131	0,0442
Centro	–	–	–	–	–	–	–	–
Este	-0,0825	0,0130	0,0019	0,0676	-0,0749	0,0252	0,0115	0,0382
Canarias	–	–	–	–	–	–	–	–
Ingreso resto del hogar	$2*10^{-5}$	$-3,8*10^{-6}$	$-5,1*10^{-7}$	$-1,6*10^{-5}$	$7,9*10^{-6}$	$-2,5*10^{-6}$	$-1,3*10^{-6}$	$-3,7*10^{-6}$

Fuente: A partir de los resultados obtenidos en el cuadro 2.

Nota: (–) Corresponde a coeficientes de variables no significativos en la estimación. La persona de referencia no está casada o con una relación de hecho, no tiene hijos con 12 o menos años, es analfabeta o sin estudios, reside en el sur y tiene un ingreso en el resto del hogar igual a la media muestral.

Cuadro A4: TRANSICIONES MEDIAS ENTRE EL EMPLEO A TIEMPO COMPLETO Y A TIEMPO PARCIAL EN EL AÑO T Y T+1 Y SALARIO MEDIO POR HORA EN EL AÑO T+1 SEGÚN TIPO DE JORNADA EN EL AÑO T (EN LOGARITMOS) EN EL PERIODO 1995-2000

	Año t+1			
	Hombres		Mujeres	
Año t	Tiempo parcial	Tiempo completo	Tiempo parcial	Tiempo completo
Tiempo parcial				
Fila %	34,74%	65,26%	64,45%	35,55%
Total %	0,61%	1,14%	8,32%	4,59%
Log (salario hora $_{t+1}$)	6,6831	6,6137	6,6216	6,4988
Tiempo completo				
Fila %	0,85%	99,15%	3,52%	96,48%
Total %	0,84%	97,41%	3,06%	84,03%
Log (salario hora $_{t+1}$)	6,8244	6,8670	6,7226	6,7993
Total				
Fila %	1,45%	98,55%	11,38%	88,62%
Log (salario hora $_{t+1}$)	6,7650	6,8641	6,6488	6,7838

Fuente: Panel de Hogares de la Unión Europea. Años 1995-2000.

Nota: Los cálculos se basan en cinco matrices de transiciones entre el año t y t+1 con un total de 10.850 observaciones (transiciones) para los hombres y 5.710 para las mujeres en todo el periodo 1995-2000.

Cuadro A5: Ecuación de selección (laboral) estimada a través de un probit ordenado (=0 inactivo, =1 desempleado, =2 asalariado a tiempo parcial, =3 asalariado a tiempo completo). Periodo 1995-2000

	Hombres		Mujeres	
	Coeficiente	z	Coeficiente	z
Constante	-0,3769	-8,05	-0,9352	-17,47
Casado	0,6733	24,71	0,1265	5,36
N.º de hijos con ≤ 5 años	0,0024	0,10	-0,2620	-10,83
N.º de hijos con 6-12 años	-0,0385	-2,00	-0,0892	-4,49
Edad				
25-34 años	0,7443	25,48	0,6867	22,71
35-44 años	0,6616	18,51	0,8008	22,66
45-54 años	0,4261	10,99	0,5239	13,87
55-64 años	-0,8611	-21,67	-0,4981	-11,91
Nivel educativo				
Primarios	0,3429	9,99	0,4643	10,70
Secundarios (primer ciclo)	0,5612	15,15	0,9478	20,94
Secundarios (segundo ciclo)	0,3949	10,01	0,9188	19,23
Superiores	0,7903	17,49	1,5298	31,04
Región				
Noroeste	0,0466	1,46	0,0076	0,21
Noreste	0,2806	8,87	0,1731	4,96
Madrid	0,4377	11,38	0,4192	10,50
Centro	0,0516	1,67	-0,0323	-0,91
Este	0,2421	8,30	0,2974	9,50
Canarias	0,0571	1,38	0,1876	4,40
Ingreso resto del hogar	-0,0001	-11,23	-0,0001	-13,46
Años				
1996	0,0205	0,68	0,0024	0,07
1997	0,1209	4,01	0,1227	3,68
1998	0,1828	5,91	0,1788	5,31
1999	0,2369	7,47	0,2006	5,85
2000	0,3039	9,37	0,2538	7,34
$\mu 1$	0,4857	55,41	0,5228	54,03
$\mu 2$	0,5215	58,00	0,6999	64,43
N.º de observaciones	21.116		15.320	
χ^2	6.822,07		5.165,69	
Pseudo R^2	0,1727		0,1417	

Fuente: Panel de Hogares de la Unión Europea. Años 1995-2000.

Cuadro A6: Medias muestrales de las variables utilizadas en la estimación de la ecuación de salarios para los trabajadores a tiempo completo (TC) y a tiempo parcial (TP). Periodo 1995-2000

	Hombres		Mujeres	
	TC	TP	TC	TP
Log (salario hora)	6,9649	6,7957	6,8575	6,7230
Casado	0,716	0,386	0,574	0,590
Experiencia	20,724	12,996	15,712	15,344
Antigüedad				
2 o menos años	0,324	0,659	0,334	0,524
3-9 años	0,269	0,229	0,318	0,315
10 años o más	0,408	0,112	0,348	0,161
Nivel educativo				
Analfabeto o sin estudios	0,046	0,045	0,020	0,037
Primarios	0,268	0,206	0,151	0,226
Secundarios (primer ciclo)	0,341	0,395	0,302	0,334
Secundarios (segundo ciclo)	0,205	0,206	0,229	0,222
Superiores	0,139	0,148	0,297	0,180
Región				
Noroeste	0,125	0,085	0,119	0,091
Noreste	0,168	0,139	0,163	0,173
Madrid	0,110	0,094	0,137	0,110
Centro	0,141	0,157	0,116	0,114
Este	0,216	0,247	0,252	0,324
Sur	0,179	0,188	0,138	0,142
Canarias	0,060	0,090	0,074	0,046
Ocupación				
Directivos	0,114	0,143	0,210	0,100
Técnicos	0,101	0,058	0,122	0,066
Administrativos, ventas y servicios	0,182	0,256	0,404	0,431
Trabajadores cualificados en agricultura e industria	0,460	0,309	0,107	0,060
Trabajadores no cualificados	0,143	0,233	0,157	0,343
Industria				
Agricultura/Industria	0,527	0,274	0,202	0,132
Comercio, hostelería y transporte	0,240	0,390	0,260	0,278

Cuadro A6: MEDIAS MUESTRALES DE LAS VARIABLES UTILIZADAS EN LA ESTIMACIÓN DE LA ECUACIÓN DE SALARIOS PARA LOS TRABAJADORES A TIEMPO COMPLETO (TC) Y A TIEMPO PARCIAL (TP). PERIODO 1995-2000 (continuación)

	Hombres		Mujeres	
	TC	TP	TC	TP
Intermediación, servicios empresariales y Administración Pública	0,145	0,135	0,193	0,181
Educación/Sanidad	0,052	0,117	0,263	0,184
Otras actividades	0,035	0,085	0,082	0,225
Sector público	0,145	0,103	0,271	0,099
Supervisor/intermedio	0,284	0,094	0,203	0,067
Tipo de contrato				
Indefinido	0,664	0,242	0,655	0,410
Temporal	0,299	0,605	0,289	0,381
Otros	0,037	0,152	0,056	0,209
Tamaño de la empresa				
1-4 trabajadores	0,160	0,341	0,184	0,373
5-19 trabajadores	0,284	0,300	0,233	0,256
20-99 trabajadores	0,266	0,224	0,289	0,209
100 o más trabajadores	0,290	0,135	0,294	0,163
Años				
1.995	0,156	0,170	0,127	0,166
1.996	0,150	0,170	0,132	0,141
1.997	0,178	0,193	0,177	0,170
1.998	0,172	0,148	0,184	0,180
1.999	0,174	0,175	0,188	0,186
2.000	0,170	0,143	0,193	0,158
Lambda	0,468	-0,313	0,785	-0,023
N.º de observaciones	13.386	223	6.192	861

Fuente: Panel de Hogares de la Unión Europea. Años 1995-2000.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Adamchik, V. y A. Bedi (2003): "Gender pay differentials during the transition in Poland", *Economics of Transition*, vol. 11, n.º 4, págs. 697-726.

Averett, S. y J. Hotchkiss (1996): "Discrimination in the payment of full-time wage premiums", *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 49, n.º 2, págs. 287-301.

Averett, S. y J. Hotchkiss (1997): "Female labor supply with a discontinuous, nonconvex budget constraint: incorporation of a part-time/full-time wage differential", *Review of Economics and Statistics*, vol. 79, n.º 3, págs. 461-470.

Bardasi, E. y J. Gornick (2002): "Explaining cross-national variation in part-time/full-time wage differentials among women", Trabajo presentado en el workshop "*Comparative Political Economy of Inequality*", New York.

Barrett, G. y D. Doiron (2001): "Working part time: by choice or by constraint", *Canadian Journal of Economics*, vol. 34, n.º 4, págs. 1042-1065.

Bassi, L. (1995): "Policy implications of part time employment: workers´ choices and the wage penalties in five industrialized countries", *Luxembourg Income Study Working Paper*, n.º 223.

Belous, R. (1989): *The contingent economy, the growth of temporary, part-time and subcontracted workplace*, Washington: National Planning Association.

Blank, R. (1990): "Are part-time jobs bad jobs?", en Gary Burtlees, ed. *A future of lousy jobs? The Changing Structure of U.S. Wages*, págs. 123-155.

Blinder, A. S. (1973): "Wage discrimination: reduced form and structural estimates", *Journal of Human Resources*, vol. VIII, n.º 4, págs. 436-455.

Brown, R., M. Moon y B. Zoloth (1980): "Incorporating occupational attainment in studies of male-female earnings differentials", *Journal of Human Resources*, vol. XV, n.º 1, págs. 3-28.

Buddelmeyer, H., G. Mourre y M. Ward-Warmedinger (2005): "Part-time work in EU countries, labour market mobility, entry and exit", *Working Paper Series of European Central Bank*, n.º 460.

Cebrián, I., V. Gash, G. Moreno, P. O´Connell y L. Toharia (2000): "Peripheral labour in peripheral markets? Mobility and working time within labour markets among in Ireland and Spain", capítulo de *Working-Time Changes, Social Integration Through Transitional Labour Markets* editado por J. O´Relly, I. Cebrián y M. Lallement, Edward Elgar Publishing, Massachussets, pags. 205-248.

Cebrián, I., G. Moreno y L. Toharia (1999): "Wages and working time in Spain: Is there discrimination against part-time workers?", *mime*o.

Cebrián, I., G. Moreno y L. Toharia (2001): "Trabajo a tiempo parcial y duración de la jornada en la Unión Europea: características, salarios, pobreza", capítulo de *Condiciones de Vida en España y en Europa* editado por el Instituto Nacional de Estadística, Madrid, págs. 241-280.

CES (1996): *El trabajo a tiempo parcial*, Informe del Consejo Económico y Social, n.º 4, Madrid.

Cain, G. (1986): "The economic analysis of labour market discrimination: a survey", en *Handbook of Labour Economics* (volume 1), Ashenfelter, O. y Layard, R. (eds.), North Holland, Amsterdam, págs. 693-785.

Campling, R. (1987): "Employee benefits and the part time worker: legal and economic issues", *Research Essay Series of Queens University of Kingston*, n.º 13.

De la Rica, S. (2004): "Wage gaps between workers with indefinite and fixed-term contracts: the impact of firm and occupational segregation", manuscrito, Universidad del País Vasco. Próxima publicación en *Moneda y Crédito* (vol. 29).

Del Rey, S., A. Valverde, C. Gala y M. Luque (2003): *El nuevo contrato a tiempo parcial: Aspectos legales y de Seguridad Social*, Colección Relaciones Laborales, La Ley, Madrid.

Dolado, J. y V. Llorens (2003): "Gender wage gaps by education in Spain: Glass floors vs. Glass ceilings", *manuscrito*, Universidad Carlos III de Madrid.

Dolado, J., F. Felgueroso y F. Jimeno (2002): "Recent trends in occupational segregation by gender: a look across the Atlantic", *IZA Working Papers*, n.º 524.

Ermisch, J. y R. Wright (1993): "Wage offers and full-time and part-time employment by British women", *Journal of Human Resources*, vol. XXVIII, n.º 1, págs. 111-133.

Fagan, C. (2003): "Working time preferences and work-life balance in the EU: some policy considerations for enhancing the quality of life", *Report of European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions*, Dublin.

Fagan, C. y B. Burchell (2002): "Gender, jobs and working condition in the European Union", *Report of European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions*, Dublin.

Francesconi, M. y A. Gosling (2005): "Career paths of part-time workers", *Working Paper Series of University Essex*, n.º 19.

Freeman, R. (1984): "Longitudinal analyses of the effects of trade unions", *Journal of Labor Economics*, vol. 2, págs. 1-26.

Gardeazábal, J. y A. Ugidos (2002): "More on identification in detailed wage decompositions", *Estudios sobre Economía Española,* FEDEA, n.º 140. Disponible en la dirección electrónica: *http://www.fedea.es/hojas/publicado.html.* Próxima publicación en *The Review of Economics and Statistics*.

Gornick, J. y J. Jacobs (1996): "A cross national analysis of the wages of part-time workers: evidence from the United States, the United Kingdom, Canada and Australia", *Work, Employment and Society*, vol 10, n.º 1, págs. 1-27.

Grant, L. (1991): "Part time work: women count the costs´", *Working Paper of University of Bradford*, n.º 2.

Greene, W. (1997): *Econometric Analysis*, Macmillan, New York.

Heckman, J. (1979): "Sample selection bias as a specification error", *Econometrica*, n.º 47, págs. 153-161.

Heckman, J. y T. MaCurdy (1980): "A Life Cycle Model of Female Labour Supply", *Review of Economic Studies*, n.º 47, págs. 47-74.

Hu, Y. y K. Tijdens (2003): "Choices for part-time and the impacts on the wage differentials. A comparative study for Great Britain and the Netherlands", *IRISS Working Papers Series*, n.º 5.

ILO (1997): "Part-time: solution or trap", *International Labour Review*, vol. 136, n.º 4, págs. 557-579.

Long, J. y E. Jones (1981): "Married women in part-time employment", *Industrial and Labor Relations Review*, n.º 34, págs. 413-425.

Maddala, G. (1983): *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*, Cambridge University Press, New York.

Manning, A. y B. Petrongolo (2005): "The part-time penalty", *Centre for Economic Performance Discussion Paper*, n.º 679.

Mansky, C. (1989): "Anatomy of the selection problem", *Journal of Human Resources*, n.º XXIV, págs. 343-360.

Miller, P. (1987): "The wage effect of the occupational segregation of women in Britain", *The Economic Journal*, n.º 97, págs. 885-896.

Moffitt, R. (1984): "The estimation of a joint wage-hours labor supply model", *Journal of Human Resources*, vol. XXV, n.º 3, págs. 313-316.

Oaxaca, R. (1973): "Male-female wage differentials in urban labor markets", *International Economic Review*, vol. 14, n.º 3, págs. 693-709.

Oaxaca, R. y M. Ransom (1994): "Identification in detailed wage decompositions", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 81, n.º 1, págs. 154-157.

OCDE (1994): *Woman and structural change: new perspectives*, Organization for Economic Cooperation and Development, Paris.

OCDE (1999): *Employment Outlook*, Organization for Economic Cooperation and Development, Paris.

Oglobin, C. (1999): "The gender earnings differential in the Russian Transition Economy", *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 52, n.º 4, págs. 602-627.

Peracchi, F. (2002): "The European Community Household Panel: a review", *Empirical Economics*, n.º 27, págs. 63-90.

Prieto, J. y C. Rodríguez (2000): "The added worker effect in the Spanish case", *Applied Economics*, n.º 32, págs. 1912-1925.

Roqueta, R. (2002): *La protección social de los trabajadores a tiempo parcial*, Colección Estudios del Consejo económico y Social, Madrid.

Simpson, W. (1986): "Analysis of part-time in Canada", *Canadian Journal of Economics*, vol. XIX, n.º 4, págs. 798-807.

Smith, M., I. Cebrián, M. Davia, V. Hernanz y M. Malo (2000): "Transitions through part-time work in Spain and United Kingdom: a route into secure employment?", capítulo de *Working-Time Changes, Social Integration Through Transitional Labour Markets* editado por J. O´Relly, I. Cebrián y M. Lallement, Edward Elgar Publishing, Massachussets, págs. 173-204.

Swaffiled, J. (2001): "Does measurement error bias fixed-effects estimates of the union wage effect?", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 63, n.º 4, págs. 437-457.

Tilly, C. (1990): *Short hours, short shrift: causes and consequences of part time work*, The Economic Policy Institute, Washington.

Van Bastelaer, A., G. Lemaître y P. Marianna (1997): "The definition of part-time work for the purpose of international comparisons", *Labour Market and Social Policy Occasional Papers de la OCDE*, n.º 22.

White, H. (1980): "A heteroskedasticity-consistent covariance matrix and a direct test for heteroskedasticity", *Econometrica*, n.º 48, págs. 817-838.

Fecha de recepción del original: mayo, 2004
Versión final: noviembre, 2005

ABSTRACT

The main objective of this work is to estimate the wage differential between part/full time workers, decomposing this differential among the factors that contribute moss to explaining it. Using data from the European Household Panel and an extended sample for the year 2000 and another for the period 1995-2000, we estimate wage equations for each working regime separately for men and women, correcting the selection bias by using the two-step method proposed by Heckman. The results show that the wage differential between full-time and part-time work is mainly due to differences in their characteristics, especially in experience, marital status, and tenure for men and in occupation, type of contract and educational level for women. However, the differences in returns contribute to reducing the wage differential between men and women, which implies rejecting the existence of wage discrimination against part-time workers.

Key words: part-time work, wage differentials, selection bias.

JEL classification: J22, J24, J31.