

ESTUDIOS SOBRE LA ECONOMIA ESPAÑOLA

Segregación laboral y diferencias salariales por sexo en España

**Juan Ignacio Palacio
Hipólito J. Simón**

EEE 151

Diciembre 2002



<http://www.fedea.es/hojas/publicado.html>

Segregación laboral y diferencias salariales por sexo en España^{*}

Juan Ignacio Palacio
Universidad de Castilla-La Mancha

Hipólito J. Simón
Universidad de Alicante-Instituto de Economía Internacional

Resumen

Este trabajo analiza en qué medida el diferencial salarial por sexo existente en el mercado de trabajo español se debe a la segregación de las mujeres en estructuras laborales de bajos salarios relativos. El análisis de este fenómeno se ha ampliado desde la tradicional atención que ha recibido la segregación de carácter ocupacional a la que se produce en el interior de otras estructuras laborales (establecimientos y celdas ocupación/establecimiento). Los resultados obtenidos apuntan a que la distinta distribución de hombres y mujeres en las estructuras laborales consideradas explica una proporción muy significativa de las diferencias salariales entre sexos. Conforme a lo sugerido por la literatura (hipótesis crowding), la feminización relativa de la mano de obra es una característica de las estructuras laborales que deprime los salarios, y su efecto no parece deberse a la influencia de otros factores correlacionados con los salarios. La penalización salarial inducida por la presencia de mano de obra femenina es mayor para las mujeres que para los hombres en las estructuras laborales más desagregadas, y esta circunstancia ayuda a explicar una proporción significativa de las diferencias de salarios medios entre ambos colectivos. La evidencia apunta, por último, a la presencia de un claro fenómeno de discriminación salarial: dentro de un mismo establecimiento y ocupación los hombres ganan significativamente más que las mujeres con similares dotaciones de capital humano.

Palabras clave: Segregación laboral; discriminación salarial; diferencias salariales por sexo.
Código JEL: J31, J71.

Introducción

La presencia de un fenómeno de discriminación salarial por sexo en el mercado de trabajo es una cuestión ampliamente documentada: en España, al igual que en el resto de países desarrollados, los varones ganan más que las mujeres con características productivas similares¹. Una importante contribución de la literatura a la comprensión de la naturaleza de las diferencias salariales entre sexos radica en el hallazgo de que las mujeres tienden a estar

^{*} Este trabajo se ha beneficiado de la financiación procedente del Proyecto de investigación científica y desarrollo tecnológico GV00-081-8 de la Generalitat Valenciana.

¹ Se pueden consultar excelentes revisiones de la cuestión en Altonji y Blank (1999) y Kunze (2000). OCDE (2002) y Blau y Kahn (1992, 2001) ofrecen evidencia empírica sobre las diferencias salariales entre hombres y mujeres para diversos países desarrollados. Para el caso español cabe destacar, sin ánimos de exhaustividad,

segregadas en ciertas ocupaciones, diferentes de las de los varones, y que los salarios tienden a ser menores en estas ocupaciones predominantemente femeninas. Conforme a esta regularidad empírica, parte del diferencial salarial por sexo se explica en la práctica por un fenómeno de segregación ocupacional de los trabajadores por sexo².

La teoría económica sugiere que la segregación de las mujeres en el interior de una ocupación puede tener orígenes diversos (véase, por ejemplo, Blau, 1996). La segregación laboral puede deberse a la discriminación de los empleadores en la contratación y la promoción de los trabajadores en función de su sexo por diversos motivos³. Dicho fenómeno puede estar causado también, no obstante, por factores relacionados con la oferta de trabajo, y con un origen no discriminatorio. Así, una posible explicación es que hombres y mujeres eligen ocupación conforme a unas preferencias que difieren entre ellos, debido a una diferente utilidad derivada de las condiciones no monetarias de los puestos de trabajo, o a prejuicios derivados de distintos patrones de socialización entre sexos (Blau et al., 1998). Hombres y mujeres pueden también diferir en sus dotaciones relativas de capital humano, debido a la anticipación por parte de las mujeres de una carrera laboral más corta y más discontinua que las de los varones (Polachek, 1981), o a sus distintas preferencias sobre las actividades no laborales (Altonji y Blank, 1999), de modo que las mujeres elijan ocupaciones con menores requerimientos de capital humano, más fácilmente compatibles con la vida familiar y donde las interrupciones en las carreras profesionales reciben menores penalizaciones. La evidencia sobre la influencia relativa en el fenómeno de la segregación laboral de cada uno de los factores anteriores está mezclada (véase, a título de ejemplo, los resultados de Datta Gupta,

los trabajos sobre discriminación salarial por sexo de Ugidos (1997a), De la Rica y Ugidos (1995), Hernández (1995), Manero (1999) y García et al. (2001).

² Una revisión y un análisis de la literatura sobre la relación entre los salarios y la composición ocupacional se puede encontrar en Sorensen (1990). Entre los trabajos recientes que abordan dicha relación cabe destacar Bayard et al. (2000) y Dolado et al. (2002).

1993, 1994), con lo que se trata de una cuestión todavía no resuelta, a pesar del gran interés que ha despertado en la literatura (Altonji y Blank, 1999; Macpherson y Hirsch, 1995).

Independientemente de cuál sea el origen concreto de la segregación laboral de las mujeres, la literatura ha enfatizado que la presencia relativa de mano de obra femenina es un factor fundamental que deprime los salarios ocupacionales (véase, por ejemplo, Sorensen, 1990). La teoría económica ofrece diversas justificaciones de dicha relación. La de más impronta en la literatura, conocida como hipótesis *crowding*, sostiene que la presencia abundante de mujeres en determinadas ocupaciones, cualquiera que sea su motivo, deprime los salarios relativos de los trabajadores de dichas ocupaciones, al aumentar la oferta relativa de trabajo en las mismas (Bergmann, 1974; Sorensen, 1990). Según una hipótesis alternativa, la denominada hipótesis *quality sorting*, las diferencias salariales entre ocupaciones corresponden a diferencias en las productividades medias de los trabajadores, originadas, a su vez, en las características de los mecanismos de asignación de los trabajadores entre ocupaciones⁴ (Macpherson y Hirsch, 1995).

A pesar de la atención preferente que ha recibido en el análisis la segregación laboral de carácter ocupacional, el fenómeno de la segregación laboral femenina se extiende en la práctica a estructuras laborales diferentes de la ocupación, tales como los establecimientos, y dentro de éstos a las distintas categorías ocupacionales (correspondientes a los cruces ocupación/establecimiento). Esta circunstancia determina que el efecto de la segregación laboral sobre el diferencial salarial por sexo pueda extenderse a estructuras laborales diferentes

³ Un repaso de los modelos de discriminación se puede encontrar en Cain (1986), Blau (1998), Macpherson y Hirsch (1995) o Altonji y Blank (1999).

⁴ Conforme a esta hipótesis, las ocupaciones predominantemente femeninas incluyen varones poco productivos porque los trabajadores eligen ocupación conforme a su capacidad productiva real, y aquéllos interpretan que la feminización de la ocupación es un indicador inverso de la calidad de la fuerza de trabajo. A su vez, en la medida en que la probabilidad de que las mujeres obtengan un puesto de trabajo en ocupaciones predominantemente masculinas crece con la capacidad productiva individual, son las mujeres

de la ocupación. Esta posibilidad, abordada en profundidad por primera vez en el trabajo seminal de Groshen (1991), ha sido objeto de atención de numerosos trabajos en el pasado reciente para diversos países desarrollados (véase, por ejemplo, Bayard et al., 2000; Reilly y Wirjanto, 1999; Barth y Mastekaasa, 1996; o Carrington y Troske, 1998a).

La influencia de la segregación ocupacional en la explicación del diferencial salarial por sexo es muy plausible en el mercado de trabajo español, donde la ocupación de pertenencia de los trabajadores aparece como un determinante fundamental de sus niveles salariales (véase Cantó et al., 1998), y la segregación ocupacional por sexos es, al igual que en otros países desarrollados, muy relevante (véase Blau et al., 1998; Castaño et al., 1999; o Dolado et al., 2001). Esta influencia es, además, apuntada por algunos trabajos, cuyos resultados sugieren la presencia de tal fenómeno⁵. El efecto que la segregación laboral en estructuras laborales distintas de la ocupación puede ejercer en la determinación de los salarios es también muy plausible en el caso español, donde, al igual que ocurre en otros países desarrollados, el establecimiento de pertenencia se revela en la práctica como un determinante fundamental de los niveles salariales percibidos por los trabajadores (véase Palacio y Simón, 2002). Sin embargo, si bien el efecto de la segregación ocupacional en el diferencial salarial por sexo ha sido parcialmente abordado por algunos trabajos para España (*vid. supra*), la influencia que sobre el mismo detenta la segregación laboral que se produce en estructuras laborales diferentes de la ocupación ha recibido mucha menos atención⁶.

comparativamente poco productivas las que quedan atrapadas en las ocupaciones predominantemente femeninas, debido a un fenómeno de discriminación (Macpherson y Hirsch, 1995).

⁵ La influencia de la segregación ocupacional en las diferencias salariales por sexo se desprende de los resultados de Hernández (1996), Manero (1999) y Gonzalo y Pons (2001), en el sentido de que el control de la endogeneidad en la elección de la ocupación por parte de los trabajadores explica parte de dichas diferencias.

⁶ El trabajo de De la Rica y Felgueroso (2001) constituye la principal excepción en este sentido. Sus resultados indican que los hombres tienden a situarse en categorías profesionales con una remuneración relativa más alta que las mujeres con similares dotaciones de capital humano de su entorno de trabajo.

El propósito de este trabajo es doble. En primer lugar, se pretende analizar en qué medida las diferencias salariales por sexo en el mercado de trabajo español se deben a un fenómeno de segregación de las mujeres en ciertos niveles de diferentes estructuras laborales (ocupación, establecimiento y celda ocupación/establecimiento). Para ello, a partir de información de la *Encuesta de Estructura Salarial* y de la estimación de un modelo con efectos fijos para cada estructura laboral, se analiza en qué medida el patrón de distribución de los trabajadores en el interior de dichas estructuras laborales explica el diferencial salarial por sexo. En segundo lugar, se contrasta si, conforme señala la teoría económica, las diferencias entre los salarios de los distintos niveles de una misma estructura laboral se deben a la influencia de la feminización relativa de la mano de obra, y no al efecto de otras características correlacionadas con los salarios. Este empeño se desarrolla con la ayuda de información suplementaria de la *Encuesta de Calidad de Vida en el Trabajo*, y a partir de especificaciones del modelo en las que se sustituyen los efectos fijos por características de las estructuras laborales. Son varias las contribuciones del trabajo que cabe destacar para el caso español. La primera es su atención al efecto de la segregación laboral en el diferencial salarial por sexo en estructuras laborales diferentes de la ocupación, así como la cuantificación de tal efecto. La segunda es que se contrasta en qué medida es la feminización relativa de la mano de obra, y no otras características ocupacionales y de los establecimientos, el factor que induce la presencia de penalizaciones salariales en ciertos niveles de cada una de estas estructuras laborales.

Los resultados obtenidos apuntan, en síntesis, a que la desigual distribución de hombres y mujeres en el interior de la mismas estructuras laborales explica una proporción muy significativa del diferencial salarial por sexo en España. Asimismo, conforme a lo señalado por la literatura, la feminización relativa de la mano de obra influye en los salarios relativos de las estructuras laborales y, por extensión, en dicho diferencial, y su influencia no parece

recoger el efecto de otras características de las estructuras laborales. El control de la influencia de la segregación de la fuerza de trabajo no elimina, sin embargo, las diferencias salariales entre sexos, lo que apunta a la presencia de un fenómeno de discriminación salarial directa: los varones ganan, por lo general, significativamente más que las mujeres similarmente productivas del mismo establecimiento y ocupación. A su vez, la presencia femenina relativa en cada estructura laboral induce una penalización distinta en los salarios de hombres y mujeres, resultando, por lo general, superior en el caso de estas últimas. Cabe señalar, por último, que las diferencias entre sexos en la penalización inducida por la feminización de la mano de obra influyen muy significativamente en las diferencias de salarios medios entre sexos.

El trabajo se estructura en cuatro apartados. En el primero se describe brevemente la principal fuente estadística utilizada en el estudio, la *Encuesta de Estructura Salarial*. En el segundo se analiza el efecto de la distribución de los trabajadores por sexo en la explicación del diferencial salarial entre hombres y mujeres. En el tercero se analiza en qué medida diversas características de las estructuras laborales, entre ellas la feminización de la mano de obra, determinan sus salarios relativos. En el cuarto se estudia hasta qué punto la influencia de la segregación laboral en el salario difiere para varones y mujeres, así como si la penalización salarial derivada de la misma ayuda a explicar las diferencias de salarios medios por sexo. En las conclusiones se sintetizan y comentan los principales resultados del trabajo.

1. Los datos

La principal fuente de información utilizada en este trabajo es la *Encuesta de Estructura Salarial*, elaborada para 1995 por el Instituto Nacional de Estadística. Se trata de una encuesta con un amplio número de observaciones y representativa a nivel nacional, si bien no presenta una cobertura completa de los asalariados, en la medida en que excluye a quienes trabajan en

establecimientos de menos de diez trabajadores, así como los ubicados en ciertos sectores productivos⁷. Una de las grandes ventajas de la *Encuesta de Estructura Salarial* es que incluye información tanto de los asalariados como de los establecimientos en los que están ubicados. Este tipo de base de datos permite alcanzar una amplia comprensión de los procesos relacionados con la determinación de los salarios, en la medida en que permite analizar la influencia en la determinación salarial no sólo de los factores relacionados con la oferta de trabajo, sino también de los factores de demanda (Abowd y Kramarz, 1999). A efectos de este trabajo, el hecho de que para cada establecimiento se disponga de información de varios empleados convierte a la encuesta en adecuada para poder analizar la influencia que la distribución de los trabajadores por establecimientos y celdas ocupación-establecimiento tiene en el diferencial salarial por sexo. En el anexo I se pueden encontrar más detalles sobre la *Encuesta de Estructura Salarial*, la selección de la muestra, los estadísticos descriptivos de las principales variables de la misma, así como la definición del concepto salarial y otras variables empleadas en el trabajo.

El diferencial salarial bruto por sexo, sin ningún tipo de control, es de 0,283 puntos logarítmicos a favor de los varones (cuadro 1 del anexo I). Las mujeres tienen una presencia relativa comparativamente baja en la muestra (alrededor de una cuarta parte); son en general más jóvenes; presentan una mayor educación relativa (si bien las diferencias se concentran en los niveles medios y bajos de educación); y, en relación con las dos cuestiones anteriores, tienen menos experiencia potencial en el mercado de trabajo y una menor antigüedad en la empresa que los varones. En cuanto se refiere a la segregación laboral, se observa la presencia de celdas ocupación/establecimiento muy polarizadas en

⁷ Quedan excluidos el sector primario y determinadas ramas de los servicios (para más detalle, ver anexo I). El hecho de que estas últimas sean las que mayor presencia de empleados públicos tienen es relevante, ya que

función del sexo de los trabajadores. Las mujeres trabajan, por lo general, en establecimientos, ocupaciones y celdas ocupación/establecimiento con una mayor presencia relativa de mano de obra femenina.

2. El efecto de la segregación laboral en las diferencias salariales por sexo

Uno de los propósitos fundamentales de este trabajo es analizar en qué medida la desigual distribución de hombres y mujeres en el interior de diferentes estructuras laborales influye en sus salarios relativos. Cierta evidencia sobre la influencia que este factor tiene en la determinación general de los salarios puede otorgar una mejor comprensión del fenómeno. Con tal fin, en el cuadro 1 aparece información sobre la influencia relativa que tanto dicho factor como el capital humano de los trabajadores ejercen en la determinación salarial en el mercado de trabajo español. Dicha evidencia ha sido obtenida a partir de una descomposición de la varianza de los salarios individuales desarrollada a partir de la estimación de varias especificaciones de una ecuación salarial (para más detalles véase la nota del cuadro 1).

La distribución de los trabajadores en el interior de las distintas estructuras laborales se revela como una cuestión fundamental en la determinación de los niveles salariales en el mercado de trabajo español. El establecimiento y la celda ocupación/establecimiento de pertenencia de los trabajadores explican por sí solos el 34% y el 42%, respectivamente, de la variabilidad total de los salarios individuales. En términos comparativos, cuando se controla por el establecimiento o la celda ocupación/establecimiento de pertenencia de los trabajadores, las diferencias en las dotaciones de capital humano explican únicamente el 8% y el 3%, respectivamente, de la variabilidad de los salarios individuales. A su vez, una proporción muy destacable de dicha variabilidad salarial, el 39% y el 44%, es explicada por el efecto conjunto

la discriminación salarial por sexo es menor en España en el caso del sector público que en el caso del sector privado (véase Rodríguez et al., 1995; Prieto y Varela, 1999; o Ugidos, 1997b).

de los efectos fijos correspondientes a estas estructuras laborales y las variables de capital humano.

La destacada influencia que la estructura laboral de pertenencia ejerce sobre los salarios en el mercado de trabajo español determina la presencia de un amplio margen potencial de influencia de este factor en el diferencial salarial por sexo. Con el fin de contrastar esta cuestión, se estima mediante mínimos cuadrados ordinarios una ecuación de salarios *minceriana* aumentada (véase Mincer, 1974), basada en los modelos estándar de capital humano, en la que se asume implícitamente que los salarios dependen de las dotaciones relativas de capital humano y de la distribución de los trabajadores en las distintas estructuras laborales:

$$\ln w_{ij} = \alpha + \gamma H_i + E_j \beta + X_i \delta + \varepsilon_{ij}$$

Donde w_{ij} corresponde al logaritmo del salario bruto por hora para el trabajador i , que presta sus servicios en la estructura laboral j ; H es una variable ficticia indicando el sexo del trabajador i (tomando el valor 0 si es mujer, y 1 si es varón); E son efectos fijos para cada nivel j de la estructura laboral considerada (pudiendo ser ésta alternativamente la ocupación, el establecimiento o el cruce ocupación/establecimiento); X_i es un vector estándar de variables que reflejan el capital humano del trabajador, tales como la titulación o la experiencia potencial en el mercado de trabajo (para un detalle de las mismas véase el cuadro 1); ε_{ij} es un término de error aleatorio; α es el intercepto; γ es un parámetro a estimar; y δ y β_E son vectores de parámetros a estimar.

La estimación de esta especificación del modelo (a la que denominamos modelo de efectos fijos) permite analizar en qué medida el diferencial salarial por sexo se debe a diferencias en las dotaciones relativas de capital humano de hombres y mujeres; su diferente patrón de distribución entre las distintas ocupaciones, establecimientos, y cruces

ocupación/establecimiento; o si corresponde a la presencia de un fenómeno puro de discriminación por sexo en la determinación de los salarios.

La diferencia salarial media entre hombres y mujeres, estimada a partir de la regresión del logaritmo del salario por hora en una variable ficticia para los varones, es de 0,283 puntos logarítmicos y estadísticamente significativa⁸ (cuadro 2). El diferencial salarial por sexo en sucesivas especificaciones del modelo de efectos fijos, así como la proporción de dicho diferencial salarial explicado por las variables elegidas, aparece en dicho cuadro. El coeficiente de determinación ajustado de la regresión cuando se incluyen los controles más desagregados (variables de capital humano más efectos fijos por celda ocupación/establecimiento), es de 0,85. Se trata de un valor muy elevado para datos individuales de corte transversal, que revela que el modelo explica buena parte del mecanismo de determinación salarial del mercado de trabajo español.

La parte superior del cuadro contiene los resultados del análisis para las diferentes estructuras laborales consideradas sin incluir controles del capital humano de los trabajadores. La inclusión en la ecuación salarial de los efectos fijos que recogen el efecto de la ocupación y del establecimiento de pertenencia de los trabajadores reduce en un 15% y un 32%, respectivamente, el diferencial salarial bruto por sexo⁹. El control de la celda ocupación/establecimiento de pertenencia de los trabajadores aumenta la proporción explicada del diferencial salarial por sexo hasta el 58%¹⁰. Una aproximación a la importancia de estos efectos la da el hecho de que las diferencias en las dotaciones de capital humano por sexo

⁸ La diferencia porcentual en el salario por hora se calcula como $e^{\beta}-1$, donde β es el coeficiente estimado.

⁹ Los efectos fijos de cada una de las estructuras laborales son conjuntamente distintos de cero en la regresión, con una significatividad del 1%. Esto ocurre independientemente de si se introducen o no las variables que reflejan el capital humano de los trabajadores.

¹⁰ Nótese que la introducción de efectos fijos por celda ocupación/establecimiento implica la introducción de efectos fijos para el establecimiento y la ocupación.

explican un 27% del diferencial salarial entre hombres y mujeres¹¹. Si se controla en el modelo por las dotaciones de capital humano de los trabajadores, el sentido de los resultados no cambia¹². La evidencia sigue apuntando a una elevada influencia en el diferencial salarial entre hombres y mujeres de la distribución de los trabajadores en el interior de las estructuras laborales, si bien con ligeras diferencias en la magnitud de los efectos.

Una proporción sustancial del diferencial salarial por sexo no se debe, sin embargo, ni a las diferencias que existen en las capacidades productivas de los trabajadores, ni a las estructuras laborales a las que pertenecen, sino a lo que parece ser un claro fenómeno de discriminación salarial por sexo: trabajadores productivamente similares y de la misma ocupación y establecimiento perciben salarios muy diferentes en función de su sexo, con una diferencia a favor de los varones que se sitúa, por término medio, en el 11%¹³. Esta diferencia no se mantiene, no obstante, constante para todos los tipos de trabajadores (cuadro 3): la desigualdad salarial por sexo en el interior de los mismos niveles de una estructura laboral es especialmente acusada para las mujeres sin estudios o, alternatively, con un título universitario; las cubiertas por un convenio de ámbito sectorial; aquellas con un contrato de carácter indefinido; las que trabajan en establecimientos de mayor tamaño relativo; y las radicadas en ciertas comunidades autónomas, tales como Cataluña y Madrid.

La evidencia obtenida apunta, en suma, a que una buena parte del diferencial salarial por sexo existente en el mercado de trabajo español se debe en la práctica a la forma en la que se produce la distribución de los trabajadores en función del sexo entre distintos niveles de la misma estructura laboral, y al hecho de que las mujeres tienden a trabajar en mayor medida en

¹¹ Siguiendo a Bayard et al. (2000) y a Groshen (1991), en este último resultado se está suponiendo, implícitamente, que los rendimientos de las variables de capital humano son similares para hombres y mujeres, algo que, sin embargo, no ocurre en la práctica (*vid. infra* apartado 4).

¹² Los coeficientes estimados para las variables de capital humano (no incluidos en el trabajo, pero disponibles por parte de los autores ante su requerimiento), son plenamente consistentes con las expectativas de la literatura.

estructuras laborales que pagan salarios relativos comparativamente bajos. En el siguiente apartado del trabajo se analiza si uno de los factores que deprimen dichos salarios relativos es la presencia relativa de mujeres en la fuerza laboral.

3. Características de las estructuras laborales y salarios relativos: el efecto en los salarios de la feminización de la mano de obra

La literatura ha destacado tradicionalmente que la presencia relativa de mujeres en el conjunto de la fuerza laboral es una característica de las estructuras laborales que puede deprimir los salarios relativos de las mismas (*vid. supra*). Con el fin de contrastar la posible penalización que este factor puede ejercer sobre los salarios, en este apartado del trabajo se analiza en qué medida los efectos fijos estimados para cada estructura laboral en el apartado anterior recogen básicamente el efecto de la feminización de la mano de obra en los salarios. En la medida en que ésta no es la única característica de las estructuras laborales con influencia sobre los salarios, si se incluye la feminización de la mano de obra como única característica de las estructuras laborales (algo usual en los trabajos sobre la cuestión: ver, por ejemplo, Groshen, 1991, o Bayard et al., 2000), su efecto en el diferencial salarial por sexo puede deberse a la influencia de otros factores correlacionados con los salarios. Esta posibilidad es contrastada de forma explícita para varias de las estructuras laborales, en concreto la ocupación y el establecimiento.

La información sobre las características de las estructuras laborales se obtiene a partir de la propia muestra en el caso de los establecimientos, y de la *Encuesta de Calidad de Vida en el Trabajo* en el caso de las ocupaciones (para más detalles sobre esta última encuesta ver anexo II). Como es usual en estos casos, la proporción de mano de obra femenina en los diferentes niveles de cada estructura laboral se obtiene a partir de la información de la muestra (véase

¹³ Bayard et al. (2000) observaron el mismo fenómeno para Estados Unidos.

Bayard et al., 2000). Debido a esta cuestión, sin embargo, la utilización de la proporción de la mano de obra femenina en el análisis empírico se enfrenta con un problema de cierta relevancia. Se trata de que, dado el número necesariamente limitado de observaciones disponibles para cada estructura laboral en la muestra, la proporción de mano de obra femenina calculada puede adolecer de cierto error de medición, difícil de corregir con la información disponible en la propia muestra¹⁴. Este error es muy posiblemente más severo cuando se consideran los establecimientos y, muy especialmente, las celdas ocupación/establecimiento, para los que con frecuencia existe un número pequeño de observaciones en la muestra de la *Encuesta de Estructura Salarial*¹⁵. La importancia de esta cuestión aconseja realizar contrastes de sensibilidad de los resultados obtenidos, dadas las potenciales limitaciones que este problema impone en los resultados¹⁶.

¹⁴ Para más detalles, ver Bayard et al. (2000).

¹⁵ El número medio de trabajadores en la muestra es de 9,5 por establecimiento, y 4 por celda ocupación/establecimiento. Este número medio de observaciones, especialmente cuando se limita la muestra a estructuras laborales con un mayor número de observaciones de media (*vid. infra*), no se encuentra demasiado alejado del de otros trabajos similares en la literatura: ver, por ejemplo, Groshen (1991) o Bayard et al. (2000).

¹⁶ Una cuestión adicional que se debe considerar en el análisis es la posible presencia de un sesgo en los resultados derivado de la selección de los trabajadores a la hora de participar en el mercado de trabajo. Así, La *Encuesta de Estructura Salarial* incluye información exclusivamente sobre trabajadores asalariados. Los asalariados no constituyen, sin embargo, una muestra aleatoria del conjunto de trabajadores de la economía, sino que son aquellos cuyas características individuales determinan que su salario de mercado esté por encima de su salario de reserva y que, por lo tanto, deciden participar en el mercado de trabajo. Los salarios observados para los asalariados en cualquier mercado de trabajo corresponden, en consecuencia, a los de una muestra de trabajadores que adolece de selección muestral, y cuyas características no son representativas de la población total. Esto implica que los resultados del estudio de los determinantes de la estructura salarial pueden contener un sesgo derivado de la selección de los trabajadores a la hora de participar en el mercado de trabajo, en la medida en que la esperanza del término de error es distinta de cero. Este sesgo es, además, probablemente más importante en el caso de las mujeres, para las que las tasas globales de participación son inferiores a las de los hombres, y por lo tanto su consideración es especialmente relevante en el contexto del análisis de las diferencias salariales por sexo.

La forma estándar en que la literatura sugiere abordar la presencia de este sesgo de selección requiere disponer de una muestra de trabajadores que incluya también trabajadores inactivos, con el fin de poder estimar una ecuación de participación en el mercado de trabajo (Heckman, 1979). El hecho de que la *Encuesta de Estructura Salarial* únicamente incluya asalariados determina que en la práctica sea imposible abordar esta cuestión a partir de las metodologías de corrección habituales. Con el fin de minimizar el sesgo de selección en una muestra compuesta exclusivamente por ocupados algunos autores (Hernández, 1995; Manero, 1999) proponen utilizar una submuestra donde el porcentaje de individuos que participe en el mercado de trabajo sea el máximo posible, sugiriendo el colectivo de universitarios menores de 45 años. Cuando se considera esta submuestra la evidencia obtenida es muy similar a la que se deriva de la muestra total (los resultados, no incluidos en el trabajo, están disponibles por parte de los autores ante su requerimiento): la segregación laboral ayuda a explicar notablemente el diferencial salarial por sexo en este

La especificación del modelo empleada a lo largo de este apartado del trabajo consiste en la sustitución en la ecuación salarial a estimar (*vid. supra*) de los efectos fijos para cada nivel de una determinada estructura laboral por ciertas características de las mismas. Estas características pueden limitarse a la proporción de mano de obra femenina (modelo de proporción de mano de obra femenina) o, alternativamente, extenderse a otras características que la teoría económica señala que pueden influir en los salarios (modelo de proporción de mano de obra femenina expandido).

Cuando se considera como única característica de las estructuras laborales la feminización relativa de la mano de obra, se observa que una abundante presencia relativa de mujeres tiene un acusado impacto negativo en los salarios en cualquiera de las estructuras laborales analizadas (cuadro 4). El paso de un trabajador de una estructura laboral sin presencia de mano de obra femenina a otra sin presencia de varones implica, por término medio, una reducción salarial del 25% si se trata de un cambio de ocupación; de un 11% en el caso de un cambio de establecimiento; y de un 16% cuando se trata de un cambio de ocupación dentro del mismo establecimiento¹⁷. Por su parte, el control de la feminización de la mano de obra por establecimiento, ocupación y celda ocupación/establecimiento reduce el diferencial salarial por sexo entre un 50% y un 60%, en función de si en el análisis se controlan o no las diferencias en el capital humano de los trabajadores.

Cuando se consideran conjuntamente todas las estructuras laborales en lugar de analizar de forma separada qué ocurre en cada una de ellas, el sentido de los principales resultados obtenidos no experimenta cambios cualitativos (cuadro 5). Si bien los coeficientes estimados

colectivo de trabajadores, a pesar de lo cual persisten diferencias salariales significativas entre hombres y mujeres. En suma, pues, aunque no se puede descartar que el sesgo de selección de la muestra ejerza algún tipo de influencia en los resultados obtenidos en el trabajo, no existen indicios de que dicha influencia resulte determinante.

¹⁷ Se comentan los resultados correspondientes a la especificación que incluye las variables de capital humano.

para la proporción de mano de obra femenina en cada estructura laboral son, por lo general, inferiores a los obtenidos de forma aislada para cada estructura laboral, una parte sustancial del diferencial salarial por sexo persiste tras el control de la segregación laboral, indicando que estamos ante un claro fenómeno de discriminación salarial. Otra proporción significativa de dicho diferencial se debe a la influencia de la segregación relativa de las mujeres en ocupaciones y establecimientos; y, dentro de estos últimos, de nuevo en ocupaciones de bajos salarios relativos, siendo este último factor el más relevante.

Los principales resultados de interés coinciden en gran medida en el modelo de proporción de mano de obra femenina y el modelo de efectos fijos. En los dos casos las variables relativas a las estructuras laborales de pertenencia de los trabajadores explican una proporción significativa del diferencial salarial por sexo, y el mayor efecto se produce en el caso de las celdas ocupación/establecimiento. Tras la estimación de ambos modelos persiste, asimismo, un sustancial diferencial salarial por sexo sin explicar por los factores considerados, que apunta a la existencia de un fenómeno de discriminación salarial. Por último, y quizás lo más importante a efectos de este trabajo, el coeficiente estimado para la variable ficticia por sexo es prácticamente similar en las dos especificaciones del modelo. Algunos autores tienden a interpretar este resultado en el sentido de que la proporción de mano de obra femenina caracteriza adecuadamente el modo en que los salarios son afectados por la distribución de los trabajadores en distintas estructuras laborales (véase Bayard et al., 2000, o Hellerstein y Neumark, 2002). Esta interpretación debe ser acogida, sin embargo, con las debidas cautelas, en la medida en que es únicamente válida en caso de que no existan errores de medición significativos en la proporción de mano de obra femenina de cada estructura laboral, que introduzcan un sesgo de relevancia en los resultados. En qué medida esta circunstancia se da en la práctica se contrasta a continuación.

Con el fin de intentar evaluar el efecto que los errores de medición en la proporción de mano de obra femenina ejercen en los resultados obtenidos sobre su influencia relativa en los salarios, se replica el análisis con submuestras de la *Encuesta de Estructura Salarial* donde el número de observaciones por estructura laboral es superior y, por lo tanto, cabe pensar que permiten una mejor medición de dicha variable que la muestra total. Así, se han considerado únicamente las observaciones correspondientes a establecimientos con al menos 15 trabajadores en la muestra y, alternativamente, a celdas ocupación/establecimiento con al menos 7 y 12 trabajadores en la muestra (denominamos a las muestras resultantes muestras restringidas). Esto garantiza una mejor medición de la proporción de mano de obra femenina en estas estructuras laborales¹⁸, que es estimada a partir de estas submuestras¹⁹. La forma en la que se filtra la muestra determina implícitamente, sin embargo, que, por el diseño de la *Encuesta de Estructura Salarial*, las observaciones correspondan a trabajadores no extraídos aleatoriamente de la muestra total, sino pertenecientes a establecimientos de un tamaño relativo elevado²⁰. Esta circunstancia nos ha conducido a estimar con las muestras restringidas tanto el modelo de proporción femenina de la mano de obra como el modelo de efectos fijos. Esto permite apreciar en qué medida posibles cambios en los resultados se deben a la forma en la que se han seleccionado las muestras restringidas de trabajadores.

Los resultados obtenidos en las diferentes especificaciones del modelo con las muestras restringidas son cualitativamente muy parecidos a los obtenidos con la muestra total (cuadros 6 y 8). No obstante, independientemente de si se introducen los efectos fijos o la proporción de

¹⁸ El número medio de observaciones es de 18,7 en el caso de los establecimientos con al menos 15 observaciones en la muestra (9,5 en la muestra original); y de 10,1 y 14,9 para las celdas ocupación/establecimiento con al menos 7 y 12 observaciones, respectivamente (4 en la muestra original).

¹⁹ En el caso de la ocupación, donde cabe pensar que los problemas de medición son mínimos, se emplea la proporción de mano de obra para cada ocupación calculada a partir de la muestra original.

²⁰ Así, la selección de los establecimientos con al menos 15 observaciones implica, tras haber eliminado las observaciones correspondientes a celdas ocupación/establecimiento con una única observación, limitar el análisis en la práctica a los establecimientos de 100 ó más trabajadores.

mano de obra femenina, el modelo explica en el primer caso una proporción mayor del diferencial salarial por sexo en todas las estructuras laborales, tanto cuando se controla el capital humano de los trabajadores como cuando no se hace. A título de ejemplo, cuando se consideran las celdas ocupación/establecimiento, tanto la inclusión de efectos fijos como la de la proporción de mano de obra femenina reducen el diferencial salarial por sexo estimado en un 50% cuando se emplea la muestra total (cuadros 2 y 4), y en cerca del 70% en el caso de las muestras restringidas (cuadros 6 y 8). Este resultado puede deberse a que una mejor medición de las características de las estructuras laborales permite estimar mejor la influencia del fenómeno, y por lo tanto delatar la presencia de un efecto derivado de los errores de medición en la muestra total o, alternativamente, a que se está limitando el análisis a trabajadores pertenecientes a establecimientos con un tamaño relativo elevado, en los que el mecanismo de determinación salarial puede diferir en la práctica del resto de establecimientos. Con el fin de determinar cuál de las dos interpretaciones es la correcta, se ha replicado el análisis con una muestra de trabajadores extraída, a su vez, aleatoriamente de las muestras restringidas, forzando a que el número medio de observaciones por estructura laboral coincida con el de la muestra total. Consideramos que si los resultados son similares a los obtenidos con el conjunto de las muestras restringidas, el efecto achacable a errores en la medición de la proporción de mano de obra femenina es posible que no resulte demasiado importante.

Los resultados se muestran, efectivamente, muy similares en la práctica independientemente del número relativo de observaciones por estructura laboral (cuadros 6 a 9). Parece confirmarse de este modo que los posibles errores de medida de la proporción de la mano de obra femenina, en establecimientos o celdas ocupación/establecimiento con pocas observaciones, no ejercen un sesgo demasiado significativo en los resultados para el conjunto

de la muestra. Interpretamos, en consecuencia, que los resultados son relativamente robustos al efecto de los errores de medida en dicha variable.

La penalización que la feminización relativa de la mano de obra ejerce en los salarios puede resultar, sin embargo, consecuencia de la influencia de otras características de las estructuras laborales con influencia en los salarios, pero omitidas en el análisis. Una forma de contrastar esta cuestión es ver cómo afecta a dicha penalización la inclusión de estas características en el modelo²¹. Este ejercicio se ha desarrollado para dos estructuras laborales, la ocupación y el establecimiento. Las características de las ocupaciones se han obtenido a partir de la *Encuesta de Calidad de Vida en el Trabajo*. La información sobre los establecimientos que se ha utilizado es la contenida en la propia *Encuesta de Estructura Salarial*²².

Son varias las características de las ocupaciones que, conforme a la teoría competitiva, pueden motivar diferencias salariales entre trabajadores productivamente similares: dichas diferencias pueden deberse a diferencias no observadas entre ocupaciones en las características productivas o en las preferencias de los trabajadores de las mismas; a diferencias en los requerimientos de formación para el desempeño de las distintas ocupaciones; o a la existencia de diferenciales salariales asociados a diferencias compensatorias de las características no pecuniarias de los puestos de trabajo (Rosen, 1986; Macpherson y Hirsch, 1995; Sorensen, 1990). Con el fin de controlar el efecto de estos factores se incorporan al modelo tres tipos de características ocupacionales (para un detalle de las mismas ver anexo II). El primer tipo agrupa un amplio conjunto de atributos no pecuniarios de los puestos de trabajo, y pretende captar el posible efecto compensatorio que sobre los salarios ejercen las condiciones no

²¹ Seguimos en este sentido a autores como Sorensen (1990), Carrington y Troske (1998a,b), Macpherson y Hirsch (1995) o Baker y Fortin (1999).

pecuniarias de los puestos de trabajo. El segundo engloba variables que miden el grado de satisfacción de los trabajadores con su empleo. En la medida en que la satisfacción laboral es la conjunción de las preferencias de los trabajadores y de las condiciones objetivas de trabajo, y que las segundas son controladas en el modelo a través de la inclusión de variables que aproximan las condiciones no pecuniarias de empleo, cabría esperar que los indicadores de satisfacción laboral permitiesen controlar, al menos en cierta medida, por las diferencias en las preferencias de los trabajadores sobre las características de los puestos de trabajo. Finalmente, la incorporación al modelo del grado de adecuación de la formación de los trabajadores a la formación requerida por los puestos de trabajo permite aproximar los requerimientos de capacidad productiva de los puestos de trabajo, toda vez que también se controla en el modelo por el capital humano de los trabajadores. Asimismo, estas últimas variables es posible que permitan controlar de nuevo por diferencias en las preferencias sobre las características de los puestos de trabajo de hombres y mujeres ²³.

Los resultados de la estimación del modelo con la inclusión de estas características ocupacionales aparecen en el cuadro 10²⁴. Cabe destacar, en primer lugar, que el diferencial salarial por sexo estimado es muy similar cuando se introducen efectos fijos por ocupación (0,176) y cuando se incluye el conjunto de las características ocupacionales (0,175), de modo que estas características parecen capturar adecuadamente los factores ocupacionales que influyen en la determinación de las diferencias salariales entre hombres y mujeres. Por su

²² En la medida en que la *Encuesta de Estructura Salarial* incluye información que no varía para las distintas ocupaciones de cada establecimiento, el ejercicio no se puede desarrollar para las celdas ocupación/establecimiento sin información adicional.

²³ OCDE (2002) muestra que existen diferencias entre hombres y mujeres tanto en relación con los requerimientos de capacidad productiva de los puestos de trabajo (que tienden a ser inferiores en el caso de los trabajos desempeñados por mujeres), como en el de la percepción entre ambos de los desajustes entre la formación real y la requerida por los puestos de trabajo. El fenómeno de la sobreeducación así definido es generalmente más acusado en el caso de las mujeres.

²⁴ Se ha optado por incorporar únicamente los resultados correspondientes a la especificación del modelo más completa, aquella en la que se incluye el capital humano de los trabajadores.

parte, el diferencial salarial por sexo es muy similar independientemente de si se controla únicamente la feminización de la mano de obra (0,169), o se añaden como controles adicionales el resto de características ocupacionales (0,175)²⁵. El control de las características ocupacionales distintas del grado de feminización de la mano de obra da lugar a un aumento de la penalización estimada de la mano de obra femenina en los salarios (el coeficiente estimado para la proporción de mano de obra femenina pasa de -0,19 a -0,32). Ello apunta a que no es la presencia relativa de mujeres el único atributo ocupacional que influye en la determinación de los salarios y a que la inclusión de otras características ocupacionales no hace desaparecer dicho efecto. De hecho, cuando se incluyen en el modelo efectos fijos por establecimiento junto a las características ocupacionales, con el fin de controlar de una forma más amplia los factores que influyen en la determinación de los salarios, los coeficientes estimados para la feminización relativa de la mano de obra son acusadamente similares independientemente de si se introducen o no otras características de las ocupaciones (-0,32 y -0,28, respectivamente). Las diferencias salariales entre ocupaciones predominantemente masculinas y femeninas no resultan explicadas, pues, por factores de tipo compensatorio o por diferencias en la capacidad productiva de los trabajadores o en sus preferencias (y, en suma, por factores competitivos), siendo plausible que tengan más bien un origen puramente discriminatorio²⁶.

Por su parte, son varias las características de los establecimientos que influyen en los

²⁵ Los estadísticos descriptivos y los coeficientes estimados para las características ocupacionales aparecen en los cuadros 1 y 2 del anexo II. En relación a los mismos, cabe destacar el signo contrario al esperado en los coeficientes estimados para las características ocupacionales que aproximan factores de tipo compensatorio, como la frecuencia de empleo de fuerza física, la frecuencia de estrés en el trabajo, o la frecuencia de exposición a peligro físico, que contradice los resultados obtenidos por Macpherson y Hirsch (1995).

²⁶ Resultados en el mismo sentido se pueden encontrar en England et al. (1988) y Baker y Fortin (1999). En sentido contrario, Macpherson y Hirsch (1995) y Sorensen (1990) observan una cierta reducción en la penalización inducida por la feminización de la mano de obra en los salarios tras la inclusión en el modelo de otras características ocupacionales. En ningún caso estos autores introducen, sin embargo, efectos fijos por establecimiento en sus modelos.

salarios, y por las que es posible controlar a partir de la información disponible. Según la literatura, factores como el tamaño de los establecimientos, el sector de actividad en el que están encuadrados o el territorio de ubicación de los mismos influyen claramente en la determinación salarial²⁷. La presencia de un convenio propio en la empresa es, asimismo, un factor que influye positivamente sobre los salarios en el mercado de trabajo español (Simón, 2001). Los resultados de la estimación del modelo de proporción de mano de obra femenina ampliado con la inclusión de estas características de los establecimientos coinciden en gran medida con los obtenidos en el caso de las ocupaciones (cuadro 11). Así, la inclusión de dichas características no afecta demasiado al coeficiente estimado para la variable ficticia por sexo, y el coeficiente estimado para la proporción de mano de obra femenina experimenta, a su vez, únicamente una ligera reducción (-0,14 por -0,12, respectivamente).

En suma, la proporción de mano de obra femenina no parece capturar el efecto sobre los salarios de otras características de las estructuras laborales, sino reflejar la presencia de una verdadera penalización salarial inducida por la presencia de mujeres en la fuerza laboral. Esto revela, entre otras circunstancias, que la inclusión de únicamente esta variable como característica de una estructura laboral, a pesar de no ser totalmente adecuada, no introduce un sesgo demasiado relevante en los resultados sobre la estimación de la influencia de este factor en los salarios y de las diferencias salariales entre hombres y mujeres.

4. El efecto relativo sobre los salarios de hombres y mujeres de la feminización relativa de la mano de obra

²⁷ Una revisión de la evidencia empírica sobre diferencias salariales asociadas al tamaño de los establecimientos se puede encontrar en Brown y Medoff (1989); sobre diferencias salariales intersectoriales en Katz y Autor (1999); y sobre diferencias salariales interterritoriales en Sanromá y Ramos (1998). Para España son varios los trabajos que muestran la existencia de diferencias salariales originadas en el territorio y sector de ubicación de los trabajadores. Entre ellos cabe señalar los de Sanromá y Ramos (1998), Rodríguez (1988) y Simón (2001) en el caso de las diferencias salariales geográficas; y los de Andrés y García (1991), Simón (2001) y Jaumandreu y Martínez (1995) en el de los diferenciales sectoriales.

En el análisis desarrollado en el apartado anterior un supuesto implícito es que la penalización en el salario inducida por la presencia relativa de mano de obra femenina en una estructura laboral es similar para hombres y mujeres. La literatura señala, no obstante, la posibilidad de que los efectos de la segregación laboral en los salarios difieran entre sexos, aunque no existe unanimidad sobre el sentido de dicha diferencia²⁸. En este apartado del trabajo se analiza en qué medida la feminización relativa afecta de forma diferente a los salarios de hombres y mujeres en el mercado laboral español. Asimismo, se contrasta si esas posibles diferencias, junto a las que puedan existir en la remuneración del capital humano para hombres y mujeres, constituyen un factor cuantitativamente relevante en la explicación de las diferencias de salarios medios entre ambos colectivos.

La influencia en los salarios de la presencia relativa de mujeres en cada nivel laboral en España es, efectivamente, diferente para hombres y mujeres (cuadro 12). La penalización que induce la feminización de la mano de obra en los salarios es mucho mayor para las mujeres tanto en el caso de los establecimientos como de las celdas ocupación/establecimiento. La estructura laboral que constituye una excepción en este sentido es la ocupación, donde, al contrario de lo habitualmente observado para otros países (Altonji y Blank, 1999), la presencia relativa de mano de obra femenina en la ocupación deprime los salarios de varones y mujeres con una intensidad muy parecida.

La distinta penalización que induce en los salarios de hombres y mujeres la presencia relativa de mano de obra femenina hace interesante el análisis de si la incidencia de dicho fenómeno en el diferencial salarial entre sexos se produce fundamentalmente porque existen diferencias apreciables entre hombres y mujeres en la presencia relativa de

²⁸ Killingsworth (1990) desarrolla un modelo teórico que justifica una mayor penalización relativa de la feminización de la mano de obra en los salarios de los hombres. La relación contraria se podría justificar en la medida en que el efecto de la feminización en los salarios estuviera causado por factores puramente

estas últimas en el entorno de trabajo o, alternativamente, porque existen diferencias entre sexos en su efecto. Para desarrollar este tipo de análisis se utiliza una versión ampliada de la *descomposición salarial de Oaxaca*. La misma consiste en una descomposición de las diferencias salariales medias entre hombres y mujeres en dos componentes, el debido a diferencias en las características de ambos grupos; y el causado por diferentes rendimientos de dichas características (Oaxaca, 1973; Blinder, 1973; Oaxaca y Ramson, 1994).

Así, si se supone que la estructura salarial que correspondería a una situación hipotética de ausencia de discriminación salarial por sexo sería la de los varones²⁹, a partir de la metodología de Oaxaca, y considerando posibles diferencias entre sexos en la influencia de la mano de obra femenina en los salarios, la diferencia salarial media entre varones y mujeres se puede expresar de la siguiente forma (seguimos en este sentido a Sorensen, 1990, y Macpherson y Hirsch, 1995):

$$\ln(W_h) - \ln(W_m) = (\alpha_h - \alpha_m) + (X_h - X_m)\beta_h + (F_h - F_m)\lambda_h + (\beta_h - \beta_m)X_m + (\lambda_h - \lambda_m)F_m$$

Donde los subíndices h y m indican hombres y mujeres, respectivamente; X son las características individuales de los trabajadores que influyen en los salarios; F es el grado de feminización de la mano de obra en cada estructura laboral; y α , β y λ corresponden a los coeficientes estimados para la constante de la ecuación, las características individuales y la segregación laboral, respectivamente, en regresiones separadas de la ecuación para cada sexo.

Los dos primeros componentes del lado derecho de la igualdad corresponden a diferencias salariales entre hombres y mujeres originadas en diferencias en sus

discriminatorios en el caso de las mujeres; y obedeciese a diferencias de capacidad productiva no observada o de tipo compensatorio en el caso de los hombres (Macpherson y Hirsch, 1995).

²⁹ Aunque existe una cierta arbitrariedad en la elección de la estructura salarial no discriminatoria, bajo ciertos supuestos sobre las fuentes teóricas de la discriminación (en concreto, que los empleadores discriminan contra las mujeres, pero no tienen preferencias positivas por los varones), la elección de la estructura salarial de los varones es la adecuada en un contexto discriminatorio (Neumark, 1988).

características individuales y en el grado de feminización de las estructuras laborales en las que están presentes. Los dos últimos componentes recogen, por su parte, las diferencias salariales originadas en diferentes remuneraciones entre sexos a las mismas dotaciones de capital humano, y en diferentes efectos de la presencia relativa de mujeres sobre los salarios de hombres y mujeres. Los resultados de dicha descomposición aparecen en el cuadro 13. Un signo positivo para una variable implica que las diferencias por sexo en la dotación o en los rendimientos de dicha variable contribuyen a aumentar las desigualdades en los salarios medios entre hombres y mujeres. Un signo negativo implica, por el contrario, que la dotación o los rendimientos de dicha variable contribuyen a reducir la diferencia salarial por sexo.

De forma general, en todas las estructuras laborales las diferencias en los coeficientes de las variables tienden a dominar a las diferencias en las dotaciones de las características en la explicación de las diferencias por sexo en el salario medio, como es habitual en la literatura³⁰. La única excepción en este sentido se produce en la estructura laboral celda ocupación/establecimiento, donde la influencia relativa de ambos componentes es muy parecida. Las diferencias por sexo en la dotación de capital humano, el componente que tiene un carácter más netamente no discriminatorio³¹, explican alrededor de un 28% de las desigualdades en los salarios medios de hombres y mujeres en cualquier estructura laboral. Por tanto, si ambos sexos tuvieran la misma dotación de capital humano sus salarios medios estarían mucho más próximos. Las diferencias en los rendimientos de

³⁰ Una revisión de los estudios empíricos sobre diferencias salariales por sexo en España se puede encontrar en Manero (1999).

³¹ No se puede descartar que tanto las diferencias en retornos de las variables de capital humano como las diferencias en la dotación y remuneración de la proporción de mano de obra femenina tengan un origen discriminatorio. No obstante, incluso las diferencias entre sexos en la dotación de capital humano pueden tener parcialmente un origen discriminatorio si corresponden a diferentes elecciones de varones y mujeres en la adquisición de capital humano, motivadas por un contexto discriminatorio hacia estas últimas (Macpherson y Hirsch, 1995).

las variables de capital humano según el sexo también explican, por su parte, una cierta proporción de las desigualdades salariales entre hombres y mujeres. No obstante, la influencia de este factor es muy distinta según la estructura laboral considerada. Así, varía desde un mínimo del 3%, cuando se considera la ocupación como referencia, hasta un máximo del 32%, si se utiliza el establecimiento como referencia.

En cuanto a la influencia de la proporción de mano de obra femenina en las diferencias salariales medias por sexo, los resultados difieren entre estructuras laborales. Cuando se considera el establecimiento, una proporción sustancial del diferencial salarial por sexo, tres cuartas partes, se debe a la penalización más acusada que la feminización de la mano de obra induce a ese nivel en el salario de las mujeres. Las diferencias entre sexos en la presencia relativa de mujeres en los establecimientos apenas influyen sobre esta cuestión. En el caso de la ocupación, las diferencias en la presencia relativa de mano de obra femenina explican el 13% del diferencial salarial, mientras que las diferencias relativas entre sexos en la penalización que induce esta cuestión apenas influyen en la diferencia de salarios medios por sexo. Por último, en el caso de la celda ocupación/establecimiento la distinta intensidad de la feminización de la estructura laboral para hombres y mujeres explica una cuarta parte del diferencial salarial, pero son las diferencias en los rendimientos de esta característica las que llegan a explicar cerca de la mitad del mismo.

Esta evidencia muestra, en suma, que los efectos de la segregación laboral femenina en los salarios difiere para hombres y mujeres. El hecho de que la penalización salarial inducida por la feminización relativa de la mano de obra sea superior para las mujeres, especialmente cuando se consideran las estructuras laborales más desagregadas, es un factor que da lugar a diferencias salariales significativas entre los colectivos de hombres y mujeres.

Conclusiones

Este trabajo analiza el origen de las diferencias salariales por sexo presentes en el mercado de trabajo español, y aporta evidencia sobre el papel que diversas dimensiones de la segregación laboral de las mujeres ejercen en la generación de este tipo de desigualdades. Los resultados apuntan a que una proporción significativa del diferencial salarial por sexo se explica por la distinta distribución de hombres y mujeres en el interior de las mismas estructuras laborales, de modo que las mujeres tienden a estar concentradas en estructuras laborales de bajos salarios relativos. No es, sin embargo, la segregación por sexo de carácter ocupacional la única que influye en las desigualdades salariales entre hombres y mujeres. La segregación de los trabajadores por establecimientos y, en el interior de éstos, de nuevo por ocupaciones, ejerce una influencia aún mayor que la segregación de carácter ocupacional, a pesar de la atención preferente que ha recibido esta última en la literatura, muy especialmente en el caso español.

Las implicaciones de política económica encaminadas a promover la igualdad laboral de hombres y mujeres son muy diferentes en función de cual sea la causa subyacente de las diferencias salariales entre sexos³². La comprensión de los procesos que determinan que los trabajadores presten sus servicios en determinadas ocupaciones, establecimientos o celdas ocupación/establecimiento se convierte, en consecuencia, en una cuestión clave para desentrañar las causas subyacentes del diferencial salarial por sexo existente en el mercado de trabajo español, así como los instrumentos para combatirlas. Si la segregación laboral de las mujeres encubre un fenómeno de discriminación de los empleadores en la contratación y promoción de sus trabajadores, se revelaría la necesidad de introducir medidas para favorecer la igualdad de oportunidades en el empleo y la promoción de hombres y mujeres. Estos

procesos pueden también deberse, no obstante, a que hombres y mujeres difieren en sus preferencias o en sus habilidades productivas, con lo que, ante un funcionamiento eficiente del mercado de trabajo, el fenómeno de la segregación laboral no requeriría de intervención pública alguna.

En todo caso, si bien los resultados apuntan, de acuerdo con lo sugerido por la literatura, a que la segregación laboral explica una proporción reseñable del diferencial salarial por sexo, existe, a su vez, un claro fenómeno de discriminación salarial: incluso tras controlar el capital humano de los trabajadores y su distribución en el interior de cada estructura laboral, persiste un diferencial salarial importante que resulta exclusivamente atribuible al sexo de los trabajadores. Dicho diferencial no es homogéneo para los distintos tipos de trabajadores, sino que es más relevante para las mujeres con un elevado nivel de educación, las que tienen un contrato indefinido, las que trabajan en un establecimiento de elevado tamaño relativo y aquellas ubicadas en ciertos territorios, como Madrid o Cataluña. Esta evidencia muestra, en suma, que la comprensión de los factores que causan las diferencias salariales por sexo para trabajadores de la misma ocupación y establecimiento resulta también relevante para una explicación más acabada del diferencial salarial por sexo en el conjunto del mercado de trabajo español. En caso de que respondiesen a un fenómeno puro de discriminación salarial, sería recomendable la aplicación de medidas antidiscriminatorias en la determinación de los salarios.

La utilización en el análisis de un modelo de efectos fijos permite eludir, de partida, algunos problemas relacionados con el uso de la proporción de mano de obra femenina en el análisis empírico y obtener una estimación rigurosa de las diferencias salariales por sexo en el interior de cada estructura laboral. Los resultados de algunos contrastes de sensibilidad

³² Una excelente revisión de las alternativas de política económica encaminadas a la reducción de la

apuntan, no obstante, a que el sesgo inducido en el análisis por los errores de medición inherentes a la proporción de mano de obra femenina en cada estructura laboral no parece ser demasiado acusado. Esta circunstancia permite apreciar que los principales resultados del trabajo son robustos al uso de distintas especificaciones del modelo. Asimismo, permite comprobar que la feminización relativa de la mano de obra en el interior de una estructura laboral es una característica que, conforme a lo sugerido por literatura, deprime los salarios relativos, y su efecto es robusto a la inclusión de otras características de las estructuras laborales con capacidad de influir en la determinación de los salarios. El carácter discriminatorio de la penalización inducida por la presencia relativa de mujeres es, a su vez, especialmente plausible, en la medida en que no resulta significativamente afectada por el control de características de las estructuras laborales, algunas de las cuales aproximan influencias competitivas en la determinación de los salarios.

La evidencia obtenida muestra, finalmente, que la penalización que induce en los salarios la presencia de mujeres en la fuerza laboral es diferente para hombres y mujeres cuando se consideran las estructuras laborales más desagregadas, siendo más acusada para estas últimas. Cuando, a la luz de lo anterior, se analizan los factores explicativos de las diferencias de salarios medios se observa que las diferencias que se dan entre sexos en dicha penalización es un factor cuantitativamente relevante en la explicación de las diferencias de salarios medios entre ambos colectivos.

discriminación salarial por sexo se puede consultar en Gunderson (1989) o Rubery (1993).

Bibliografía

- Abowd, J.M.; Kramarz, F. (1999): "The Analysis of Labor Markets Using Matched Employer-Employee Data", en O. Ashenfelter y D. Card (ed.) *Handbook of Labor Economics*, ed. North-Holland.
- Altonji, J.G.; Blank, R.M. (1999): "Race and gender in the labor market", en O. Ashenfelter y D. Card (ed.) *Handbook of Labor Economics*, ed. North-Holland.
- Andrés, J.; García, J. (1991): "Una interpretación de las diferencias salariales entre sectores", *Investigaciones económicas*, vol XV, nº1.
- Baker, M.; Fortin, N.M. (1999): "Occupational gender composition and wages in Canada", NBER working paper 7371.
- Barth, E.; Mastekaasa, A. (1996): "Decomposing the Male/Female Wage Gap: Within and Between Establishment Differences", *Labour*, 10(2).
- Bayard, K.; Hellerstein, J.; Neumark, D.; Troske, K. (2000): "New evidence on sex segregation and sex differences in wages from matched employee-employer data", NBER working paper 7003.
- Bergmann, B. (1974): "Occupational Segregation, Wages and Profits When Employers Discriminate by Race or Sex", *Eastern Economic Journal* 1(1).
- Blau, F. (1996): "Where are we in the Economics of gender? The gender pay gap", NBER working paper 5664.
- Blau, F. (1998): "Trends in the well-being of American women", *Journal of Economic Literature*, 36(1).
- Blau, F.D.; Kahn, L.M (1992): "The Gender Earnings Gap: Learning from International Comparisons", *American Economic Review*, 82(2).
- Blau, F.D.; Kahn, L.M (2001): "Understanding international differences in the gender pay gap", NBER working paper 8200.
- Blau, F.; Ferber, M.A.; Winkler, A.E. (1998): *The Economics of Women, Men and Work*, ed. Prentice-Hall.
- Blinder, A.S. (1973): "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates", *Journal of Human Resources*, nº 8.
- Brown, C.; Medoff, J. (1989): "The Employer Size-Wage Effect", *Journal of Political Economy*, 97(5).
- Cain, G.G. (1986): "The Economic Analysis of Labor Market Discrimination: A Survey", en O. Ashenfelter y D. Card (ed.) *Handbook of Labor Economics*, ed. North-Holland.
- Cantó, O.; Cardoso, A.R.; Jimeno, J.F. (1998): "Earnings Inequality in Portugal and Spain: Contrasts and Similarities", FEDEA documento de trabajo 98-08.
- Carrington, W.J.; Troske, K.R. (1998a): "Sex segregation in US Manufacturing", *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 51, nº 1.
- Carrington, W.J.; Troske, K.R. (1998b): "Interfirm Segregation and the Black/White Wage Gap", *Journal of Labor Economics*, vol. 16, nº 2.
- Castañó, C.; Iglesias, C.; Mañas, E.; Sánchez-Herrero, M. (1999): *Diferencia o discriminación. La situación de las mujeres españolas en el mercado de trabajo y el impacto de las tecnologías de la información*, Consejo Económico y Social de España.
- Cockburn, I.; Griliches, Z. (1987): "Industry Effects and Appropriability Measures in the Stock Market's Valuation of R&D Patents", NBER working paper 2465.
- Datta Gupta, N. (1993): "Probabilities of Job Choice and Employer Selection and Male-Female Wage Occupational Differentials", *American Economic Association Papers and Proceedings*, vol. 83 nº 2.
- Datta Gupta, N. (1994): "A specification test of the determinants of male-female wage occupational differentials", *Economic Letters*, nº 44.
- De la Rica, S.; Ugidos, A. (1995): "¿Son las diferencias en capital humano determinantes en las diferencias salariales observadas entre hombres y mujeres?", *Investigaciones Económicas*, vol. XIX(3).
- De la Rica, S.; Felgueroso, F. (2001): "Intrafirm gender wage differences: A worker's matching approach", *IV Jornadas de Economía Laboral*.
- Dolado, J.J.; Felgueroso, F.; Jimeno, J.F. (2001): "Female employment and occupational changes in the 1990s: How is the EU performing relative to the US", *European Economic Review* nº 45.
- Dolado, J.J.; Felgueroso, F.; Jimeno, J.F. (2002): "Recent Trends in Occupational Segregation by Gender: A Look Across the Atlantic", FEDEA documento de trabajo 2002-11.
- England, P.; Farkas, G.; Stanek, B.; Dou, Th. (1988): "Explaining occupational sex segregation and wages: Findings from a model with fixed effects", *American Sociological Review*, vol. 53.
- García, J.; Hernández, P.J.; López, A. (2001): "How wide is the gap? An investigation of gender wage differences using quantile regression", *Empirical Economics* 26(1).
- Gonzalo, M.T.; Pons, E. (2001): "Importancia de las expectativas laborales en el salario finalmente obtenido por las mujeres", *IV Jornadas de Economía Laboral*.

- Groshen, E. (1991): "The Structure of the Female/Male Differential", *Journal of Human Resources* nº 26.
- Gunderson, M. (1989): "Male-Female Wage Differentials and Policy Responses", *Journal of Economic Literature* vol. XXVII.
- Heckman, J. (1979): "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica* nº 47.
- Hellerstein, J.; Neumark, D. (2002): "Ethnicity, Language, and Workplace Segregation: Evidence from a New Matched Employer-Employee Data Set", NBER working paper 9037.
- Hernández, P.J. (1995): "Análisis empírico de la discriminación salarial de la mujer en España", *Investigaciones Económicas* vol. XIX(2).
- Hernández, P.J. (1996): "Segregación ocupacional de la mujer y discriminación salarial", *Revista de Economía Aplicada* vol. IV nº 11.
- Herranz, N.; Mora, R.; Ruiz-Castillo, J. (2002): "An Algorithm to Reduce the Occupational Space in Gender Segregation Studies", mimeo.
- Jaumandreu, J.; Martínez, E. (1995): "Diferencias de coste laboral en la industria: un modelo empírico y su aplicación a las manufacturas españolas", FEDEA, *Estudios sobre el funcionamiento del mercado de trabajo español*.
- Katz, L.F.; Autor, D.H. (1999): "Change in the Wage Structure and Earnings Inequality", en O. Ashenfelter y D. Card (ed.) *Handbook of Labor Economics*, ed. North-Holland.
- Killingsworth, M.R. (1990): *The Economics of Comparable Worth*, Upjohn Institute for Employment Research.
- Kunze, A. (2000): "The determination of wages and the gender wage gap: a survey", IZA discussion paper nº 193.
- Macpherson, D.A.; Hirsch, B.T. (1995): "Wages and gender composition: Why do women's jobs pay less?", *Journal of Labor Economics*, vol. 13 nº3, págs. 426-471.
- Manero, M. (1999): "La discriminación salarial en el mercado de trabajo español", Tesina CEMFI nº 9906.
- Mincer, J. (1974): *Schooling Experience and Earnings*, National Bureau of Economic Research, Nueva York.
- Neumark, D. (1988): "Employer's Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination", *Journal of Human Resources*, vol. 23 nº 3.
- Oaxaca, R. (1973): "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets", *International Economic Review* 14(3).
- Oaxaca, R.; Ransom, M. (1994): "On discrimination and the decomposition of wage differentials", *Journal of Econometrics* nº 61.
- OCDE (2002): "Las mujeres empleadas: ¿quiénes son y cómo se comportan?", *Perspectivas del empleo*. 2002.
- Palacio, J.I.; Simón, H. (2002): "Diferencias salariales entre establecimientos y desigualdad salarial en España", mimeo.
- Polacheck, S.W. (1981): "Occupational Self-Selection: A Human Capital Approach to Sex Differences in Occupational Structure", *The Review of Economics and Statistics*, 63(1).
- Prieto, J.; Varela, C. (1999): "El sector público como agente limitador de las diferencias salariales discriminatorias", *III Jornadas de Economía Laboral*.
- Reilly, K.; Wirjanto, T. (1999): "Does more mean less? The male/female wage gap and the proportion of females at the establishment level", *Canadian Journal of Economics*, 32(4).
- Rodríguez, C. (1988): *Los determinantes de las diferencias salariales interprovinciales en España: El comportamiento de las diferencias salariales en la industria española 1965-1981*, Universidad de Oviedo, Oviedo.
- Rodríguez, J.M.; Vera, J.; Moreno, G. (1995): "La discriminación salarial de la mujer en el mercado de trabajo español", en *Estudios sobre el funcionamiento del mercado de trabajo español*, J.J. Dolado y J. F. Jimeno (eds.), FEDEA.
- Rosen, S. (1986): "La teoría de las diferencias igualadoras", *Manual de economía del trabajo*, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, Madrid.
- Rubery (1993): "The Economics of Equal Value", *Labour*, 7(3).
- Sanromá, E.; Ramos, R. (1998): "Interregional Wage Differences in Spain. A Microdata Analysis for 1990", *Jahrbuch fuer regionalwissenschaft-Review of regional research*, vol. 2.
- Simón, H. (2001): "Negociación colectiva y determinación salarial en España", *Hacienda Pública Española*, 157-2.
- Sorensen, E. (1990): "The Crowding Hypothesis and Comparable Worth Issue", *Journal of Human Resources*, nº 25.
- Ugidos, A. (1997a): "Gender wage discrimination in the Spanish labor market", *Revista Española de Economía*, vol. 14 nº 1.
- Ugidos, A. (1997b): "Diferencias salariales entre hombres y mujeres en el sector público y en el sector privado", *ICE. Revista de Economía*, nº 760.

Cuadro 1

Influencia de la estructura laboral de pertenencia de los trabajadores en la determinación de los salarios en el mercado de trabajo español.

	Proporción de la varianza de los salarios explicada (%)				
<i>Estructura laboral</i>	Estructura laboral de pertenencia	Capital humano	Interacción de estructura laboral y capital humano	Varianza no explicada	Total
Ocupación	9,5	15,9	30,6	44,0	100
Establecimiento	34,3	7,7	38,7	19,3	100
Celda ocupación/establecimiento	42,4	2,7	43,7	11,2	100

Nota: La proporción de la varianza explicada por la estructura laboral de pertenencia y alternativamente por las variables de capital humano corresponde al cambio en magnitud (multiplicado por cien) experimentado por el coeficiente de determinación de la regresión previa de una ecuación salarial donde la variable dependiente es el logaritmo del salario bruto por hora e incluye entre las variables explicativas las correspondientes al conjunto restante de variables, tras incluir las variables de ese conjunto concreto (*efecto marginal*). La proporción explicada por el efecto conjunto de la estructura laboral y las variables de capital humano corresponde a la diferencia (multiplicada por cien) entre el valor del coeficiente de determinación de la regresión de la ecuación de salarios individuales que incluye como variables explicativas ambos conjuntos de variables (una variable ficticia para cada estructura laboral, excepto la de referencia, y variables que miden el capital humano de los trabajadores), y la suma del *efecto marginal* calculado para cada uno de ellos. La proporción de varianza no explicada por los factores considerados corresponde al valor complementario (multiplicado por cien) del coeficiente de determinación de la regresión de la ecuación salarial que incluye como variables independientes ambos conjuntos de variables. El capital humano incluye la titulación del trabajador, su antigüedad en la empresa, su experiencia potencial en el mercado de trabajo, el cuadrado de estas dos últimas, así como dos variables que reflejan una antigüedad en la empresa inferior a uno y dos años, respectivamente.

Fuente: Encuesta de Estructura Salarial. 1995.

Cuadro 2

Resultados de la estimación de la ecuación salarial en el modelo de efectos fijos.

Especificación	Coefficiente estimado para la variable ficticia por sexo	Proporción de la diferencia salarial por sexo explicada ^a
Sin controles	0,283*	-
Efectos fijos por ocupación	0,240*	15,2
Efectos fijos por establecimiento	0,193*	31,9
Efectos fijos por celda ocupación/establecimiento	0,119*	57,9
Capital humano	0,206*	27,2
Capital humano+efectos fijos por ocupación	0,176*	14,4 ^b
Capital humano+efectos fijos por establecimiento	0,161*	22,0 ^b
Capital humano+efectos fijos por ocupación/establecimiento	0,105*	49,2 ^b
Observaciones	120.677	
R ² ajustado ^c	0,85	

^a Dicho valor se calcula como $[1 - (\text{diferencial salarial por sexo estimado con variables de control en la especificación} / \text{diferencial salarial por sexo sin controles})] * 100$.

^b La proporción explicada corresponde al diferencial salarial por sexo calculado controlando el capital humano de los trabajadores.

^c Coeficiente de determinación ajustado de la regresión de la ecuación salarial cuando se incluyen los controles más desagregados (variables de capital humano y efectos fijos por celda ocupación/establecimiento).

Nota: El capital humano incluye la titulación del trabajador, su antigüedad en la empresa, su experiencia potencial en el mercado de trabajo, el cuadrado de estas dos últimas, así como dos variables que reflejan una antigüedad en el empresa inferior a uno y dos años, respectivamente. El número de efectos fijos es de 53 por ocupación; 16.584 por establecimiento; y 30.507 por celda ocupación/establecimiento. * indica que el coeficiente estimado es diferente de cero con una significatividad del 1%.

Fuente: Encuesta de Estructura Salarial. 1995.

Cuadro 3

Resultados de la estimación de la ecuación salarial en el modelo de efectos fijos. Análisis desagregado por tipo de trabajador.

	Coeficiente estimado para la variable ficticia por sexo		
	Ocupación	Establecimiento	Celda ocupación/ establecimiento
EDAD			
<25	0,185	0,181	0,115
25-54	0,174	0,154	0,101
>54	0,177	0,194	0,124
EDUCACIÓN			
Sin estudios	0,263	0,159	0,126
Educación primaria	0,191	0,141	0,101
EGB	0,173	0,121	0,090
FPI	0,129	0,184	0,101
FPII	0,180	0,124	0,098
Bachillerato	0,203	0,143	0,099
Diplomatura	0,199	0,298	0,150
Licenciatura	0,167	0,278	0,151
Postgrado	0,227	0,221	0,128
TIPO DE CONVENIO			
Nacional de sector	0,134	0,170	0,105
Provincial de sector	0,130	0,154	0,111
De empresa	0,296	0,148	0,091
TIPO DE CONTRATO			
Indefinido	0,207	0,186	0,122
De duración determinada	0,129	0,093	0,059
TIPO DE JORNADA			
Jornada completa	0,177	0,160	0,103
Jornada parcial	0,133	0,146	0,112
TAMAÑO DEL ESTABLECIMIENTO			
10-19	0,035	0,093	0,071
20-49	0,096	0,134	0,097
50-99	0,169	0,163	0,107
100-199	0,235	0,169	0,114
+200	0,270	0,177	0,110
COMUNIDAD AUTÓNOMA			
Andalucía	0,178	0,136	0,090
Aragón	0,185	0,157	0,097
Asturias	0,127	0,153	0,080
Baleares	0,142	0,166	0,109
Canarias	0,075	0,132	0,078
Cantabria	0,034	0,002 ^a	0,004 ^a
Castilla y León	0,106	0,093	0,062
Castilla-La Mancha	0,158	0,148	0,096
Cataluña	0,257	0,197	0,135
Comunidad Valenciana	0,142	0,134	0,102
Extremadura	0,017 ^b	0,112	0,055
Galicia	0,025	0,122	0,067
Madrid	0,237	0,213	0,131
Murcia	0,031	0,118	0,105
Navarra	0,235	0,147	0,086
País Vasco	0,267	0,135	0,096
La Rioja	0,110	0,115	0,075

^a El coeficiente presenta una significatividad superior al 10%.

^b El coeficiente es significativo al 5%.

Nota: Para cada desagregación por tipo de trabajador que aparece en el cuadro se ha estimado una especificación que incluye una interacción de la variable ficticia por sexo con las variables correspondientes a dicha desagregación, y como variables de control del capital humano de los trabajadores la titulación del trabajador, su antigüedad en la empresa, su experiencia potencial en el mercado de trabajo, el cuadrado de estas dos últimas, así como dos variables que reflejan una antigüedad en el empresa inferior a uno y dos años, respectivamente. En todas las especificaciones el coeficiente estimado para la interacción de la variable ficticia por sexo con la variable correspondiente es diferente de cero con una significatividad del 1% excepto en los casos que se indican explícitamente. Se han eliminado los trabajadores correspondientes a celdas ocupación/establecimiento con un único trabajador.

Fuente: Encuesta de Estructura Salarial. 1995.

Cuadro 4

Resultados de la estimación de la ecuación salarial en el modelo de proporción de mano de obra femenina.

Especificación	Coeficiente estimado para la variable ficticia por sexo		Proporción de la diferencia salarial por sexo explicada ^a	Coeficiente estimado para la proporción de mano de obra femenina en la estructura laboral de pertenencia del trabajador
	Valor	En relación al modelo de efectos fijos (cuadro 2)		
Sin controles	0,283*	-	-	-
Ocupación	0,245*	1,02	13,5	-0,255*
Establecimiento	0,188*	0,97	33,6	-0,195*
Celda ocupación/establecimiento	0,119*	1,00	57,9	-0,234*
Capital humano	0,206*	1,00	27,2	-
Capital humano+ocupación	0,169*	0,96	18,0 ^b	-0,226*
Capital humano+establecimiento	0,152*	0,95	26,0 ^b	-0,101*
Capital humano+celda ocupación/establecimiento	0,103*	0,98	50,2 ^b	-0,152*
Observaciones			120.677	
R ² ajustado ^c			0,482	

^a Dicho valor se calcula como $[1 - (\text{diferencial salarial por sexo estimado con variables de control en la especificación} / \text{diferencial salarial por sexo sin controles})] \times 100$.

^b La proporción explicada corresponde al diferencial salarial por sexo calculado controlando el capital humano de los trabajadores.

^c Coeficiente de determinación ajustado de la regresión de la ecuación salarial que incluye las variables de capital humano y la feminización de la mano de obra en las celdas ocupación/establecimiento.

Nota: El capital humano incluye la titulación del trabajador, su antigüedad en la empresa, su experiencia potencial en el mercado de trabajo, el cuadrado de estas dos últimas, así como dos variables que reflejan una antigüedad en el empresa inferior a uno y dos años, respectivamente. * indica que el coeficiente estimado es diferente de cero con una significatividad del 1%.

Fuente: Encuesta de Estructura Salarial. 1995.

Cuadro 5

Descomposición del diferencial salarial por sexo: modelo de proporción de mano de obra femenina.

	Sin controles de capital humano				Con controles de capital humano			
	Coefficientes ^a	Segregación por sexo ^b	Contribución absoluta de la estructura laboral al diferencial salarial por sexo	Contribución relativa de la estructura laboral al diferencial salarial por sexo ^d	Coefficientes ^c	Segregación por sexo ^b	Contribución absoluta de la estructura laboral al diferencial salarial por sexo	Contribución relativa de la estructura laboral al diferencial salarial por sexo ^d
Diferencial salarial bruto por sexo	0,283*	-	-	-	0,206*	-	-	-
<i>Estructura laboral</i>								
Individual	0,119*	1	0,119	42,0	0,102*	1	0,102	49,5
Ocupación	-0,074*	-0,203	0,015	5,3	-0,129*	-0,203	0,026	12,7
Establecimiento	-0,102*	-0,393	0,040	14,1	-0,035*	-0,393	0,014	7,0
Celda ocupación/establecimiento	-0,176*	-0,618	0,109	38,5	-0,101*	-0,618	0,064	30,9
R ² ajustado			0,063				0,496	
Número de observaciones			120.677				120.677	

^a Coeficientes estimados por mínimos cuadrados ordinarios en una regresión del logaritmo del salario por hora en la proporción de la mano de obra femenina en la ocupación, el establecimiento y la celda ocupación/establecimiento, y en una variable ficticia que refleja si el trabajador es varón.

^b La segregación de los trabajadores por sexo en la estructura laboral se define como la diferencia entre hombres y mujeres en la presencia media de mujeres en la estructura laboral.

^c Coeficientes estimados por mínimos cuadrados ordinarios en una regresión del logaritmo del salario por hora en la proporción de la mano de obra femenina en la ocupación, el establecimiento y la celda ocupación/establecimiento; en una variable ficticia que refleja si el trabajador es varón; y en las características sociodemográficas y las dotaciones de capital humano de los trabajadores (sobre las mismas ver cuadro 2).

^d Cualquier diferencia entre el diferencial salarial por sexo observado para el conjunto del mercado de trabajo y las contribuciones totales de los diferentes niveles laborales se debe a errores de redondeo.

Nota: * indica que el coeficiente estimado es diferente de cero con una significatividad del 1%. Se han eliminado los trabajadores correspondientes a celdas ocupación/establecimiento con un único trabajador.

Fuente: Encuesta de Estructura Salarial. 1995.

Cuadro 6

Resultados de la estimación de la ecuación salarial en los modelos de efectos fijos y de proporción de mano de obra femenina. Establecimientos con al menos 15 trabajadores en la muestra.

Especificación	Modelo de efectos fijos		Modelo de proporción de mano de obra femenina		
	Coefficiente estimado para la variable ficticia por sexo	Proporción de la diferencia salarial por sexo explicada ^a	Coefficiente estimado para la variable ficticia por sexo	Proporción de la diferencia salarial por sexo explicada ^a	Coefficiente estimado para la proporción de mano de obra femenina en el establecimiento de pertenencia del trabajador
Sin controles	0,367*	-	0,367*	-	-
Ocupación	0,263*	28,3	0,289*	21,3	-0,401*
Establecimiento	0,209*	43,1	0,209*	43,1	-0,460*
Celda ocupación/establecimiento	0,124*	66,2	0,124*	66,2	-0,446*
Capital humano	0,232*	36,8	0,232*	36,8	-
Capital humano+ ocupación	0,193*	47,4 ^b	0,190*	48,2 ^b	-0,228*
Capital humano+ establecimiento	0,171*	53,4 ^b	0,161*	56,1 ^b	-0,220*
Capital humano+ celda ocupación/establecimiento	0,110*	70,0 ^b	0,108*	70,6 ^b	-0,236*
Observaciones			51.241		

^a Dicho valor se calcula como $[1 - (\text{diferencial salarial por sexo estimado con variables de control en la especificación} / \text{diferencial salarial por sexo sin controles})] \times 100$.

^b La proporción explicada corresponde al diferencial salarial por sexo calculado controlando el capital humano de los trabajadores.

Nota: El número medio de observaciones por establecimiento es de 18,7. El capital humano incluye la titulación del trabajador, su antigüedad en la empresa, su experiencia potencial en el mercado de trabajo, el cuadrado de estas dos últimas, así como dos variables que reflejan una antigüedad en el empresa inferior a uno y dos años, respectivamente. Se han eliminado los trabajadores correspondientes a celdas ocupación/establecimiento con un único trabajador. * indica que el coeficiente estimado es diferente de cero con una significatividad del 1%.

Fuente: Encuesta de Estructura Salarial. 1995.

Cuadro 7

Resultados de la estimación de la ecuación salarial en los modelos de efectos fijos y de proporción de mano de obra femenina. Muestra aleatoria extraída de establecimientos con al menos 15 trabajadores en la muestra con un promedio de observaciones por establecimiento similar al de la muestra total.

Especificación	Modelo de efectos fijos		Modelo de proporción de mano de obra femenina		
	Coefficiente estimado para la variable ficticia por sexo	Proporción de la diferencia salarial por sexo explicada ^a	Coefficiente estimado para la variable ficticia por sexo	Proporción de la diferencia salarial por sexo explicada ^a	Coefficiente estimado para la proporción de mano de obra femenina en el establecimiento de pertenencia del trabajador
Sin controles	0,368*	-	0,368*	-	-
Ocupación	0,260*	29,3	0,287*	22,0	-0,409*
Establecimiento	0,208*	43,5	0,208*	43,5	-0,422*
Celda ocupación/establecimiento	0,120*	67,4	0,120*	67,4	-0,394*
Capital humano	0,235*	36,1	0,235*	36,1	-
Capital humano+ ocupación	0,194*	47,4 ^b	0,192*	47,8 ^b	-0,236*
Capital humano+ establecimiento	0,173*	53,4 ^b	0,164*	55,4 ^b	-0,200*
Capital humano+ celda ocupación/establecimiento	0,105*	70,0 ^b	0,107*	70,9 ^b	-0,209*
Observaciones			26.325		

^a Dicho valor se calcula como $[1-(\text{diferencial salarial por sexo estimado con variables de control en la especificación/diferencial salarial por sexo sin controles})]*100$.

^b La proporción explicada corresponde al diferencial salarial por sexo calculado controlando el capital humano de los trabajadores.

Nota: El número medio de observaciones por establecimiento es de 9,6. Para más detalles, ver nota del cuadro 11.

* indica que el coeficiente estimado es diferente de cero con una significatividad del 1%.

Fuente: Encuesta de Estructura Salarial. 1995.

Cuadro 8

Resultados de la estimación de la ecuación salarial en los modelos de efectos fijos y de proporción de mano de obra femenina. Celdas ocupación/establecimiento con al menos 7 y 12 trabajadores en la muestra.

Especificación	Celdas ocupación/establecimiento con al menos 7 trabajadores en la muestra			Celdas ocupación/establecimiento con al menos 12 trabajadores en la muestra		
	Modelo de efectos fijos	Modelo de proporción de mano de obra femenina		Modelo de efectos fijos	Modelo de proporción de mano de obra femenina	
	Coefficiente estimado para la variable ficticia por sexo	Coefficiente estimado para la variable ficticia por sexo	Coefficiente estimado para la proporción de mano de obra femenina en la ocupación	Coefficiente estimado para la variable ficticia por sexo	Coefficiente estimado para la variable ficticia por sexo	Coefficiente estimado para la proporción de mano de obra femenina en la ocupación
Sin controles	0,365*	0,365*	-	0,381*	0,381*	-
Ocupación	0,301*	0,334*	-0,139*	0,303*	0,353*	-0,156*
Establecimiento	0,135*	0,135*	-0,430*	0,128*	0,129*	-0,465*
Celda ocupación/establecimiento	0,120*	0,120*	-0,446*	0,127*	0,127*	-0,466*
Capital humano	0,245*	0,245*	-	0,243*	0,243*	-
Capital humano+ ocupación	0,222*	0,224*	-0,120*	0,223*	0,227*	-0,091*
Capital humano+ establecimiento	0,121*	0,125*	-0,252*	0,115*	0,108*	-0,259*
Capital humano+ celda ocupación/establecimiento	0,108*	0,105*	-0,263*	0,114*	0,108*	-0,259*
Observaciones		38.636			15.078	

Nota: El número medio de observaciones por celda ocupación/establecimiento es de 10,1 en el caso de las celdas con al menos 7 trabajadores en la muestra y 14,9 en el de aquellas con al menos 12 observaciones. El capital humano incluye la titulación del trabajador, su antigüedad en la empresa, su experiencia potencial en el mercado de trabajo, el cuadrado de estas dos últimas, así como dos variables que reflejan una antigüedad en el empresa inferior a uno y dos años, respectivamente. * indica que el coeficiente estimado es diferente de cero con una significatividad del 1%. Se han eliminado los trabajadores correspondientes a celdas ocupación/establecimiento con un único trabajador.

Fuente: Encuesta de Estructura Salarial. 1995.

Cuadro 9

Resultados de la estimación de la ecuación salarial en los modelos de efectos fijos y de proporción de mano de obra femenina. Muestra aleatoria extraída de celdas ocupación/establecimiento con al menos 7 y 12 trabajadores con un promedio de observaciones por celda ocupación/establecimiento similar al de la muestra total.

Especificación	Celdas ocupación/establecimiento con al menos 7 trabajadores en la muestra			Celdas ocupación/establecimiento con al menos 12 trabajadores en la muestra		
	Modelo de efectos fijos	Modelo de proporción de mano de obra femenina		Modelo de efectos fijos	Modelo de proporción de mano de obra femenina	
	Coefficiente estimado para la variable ficticia por sexo	Coefficiente estimado para la variable ficticia por sexo	Coefficiente estimado para la proporción de mano de obra femenina en la celda	Coefficiente estimado para la variable ficticia por sexo	Coefficiente estimado para la variable ficticia por sexo	Coefficiente estimado para la proporción de mano de obra femenina en la celda
Sin controles	0,359*	0,359*	-	0,370*	0,370*	-
Ocupación	0,297*	0,332*	-0,149*	0,289*	0,353*	-0,191*
Establecimiento	0,129*	0,129*	-0,385*	0,127*	0,129*	-0,384*
Celda ocupación/establecimiento	0,111*	0,111*	-0,400*	0,125*	0,125*	-0,386*
Capital humano	0,240*	0,240*	-	0,230*	0,230*	-
Capital humano+ ocupación	0,217*	0,216*	-0,137*	0,223*	0,210*	-0,109*
Capital humano+ establecimiento	0,117*	0,111*	-0,223*	0,115*	0,099*	-0,213*
Capital humano+ celda ocupación/establecimiento	0,102*	0,100*	-0,233*	0,114*	0,099*	-0,212*
Observaciones		15.654			4.114	

Nota: El número medio de observaciones por celda ocupación/establecimiento es, respectivamente, de 4,1 y 4. Para más detalles, ver nota del cuadro 7. * indica que el coeficiente estimado es diferente de cero con una significatividad del 1%. * indica que el coeficiente estimado es diferente de cero con una significatividad del 1%.

Fuente: Encuesta de Estructura Salarial. 1995.

Cuadro 10

Resultados de la estimación de la ecuación salarial en el modelo de proporción de mano de obra femenina expandido para las ocupaciones.

Especificación	Coeficiente estimado para la variable ficticia por sexo		Coeficiente estimado para la proporción de mano de obra femenina en la ocupación de pertenencia del trabajador	
	Sin control de variables de capital humano	Con control de variables de capital humano	Sin control de variables de capital humano	Con control de variables de capital humano
<i>Sin control de características ocupacionales</i>	0,283*	0,206*	-	-
<i>Con control de características ocupacionales</i>				
Efectos fijos por ocupación	0,240*	0,176*	-	-
Proporción de mano de obra femenina	0,245*	0,169*	-0,188*	-0,191*
Características no pecuniarias de los puestos de trabajo	0,254*	0,185*	-	-
Satisfacción con el trabajo	0,236*	0,180*	-	-
Adecuación formación/puesto de trabajo	0,218*	0,179*	-	-
Características no pecuniarias+Satisfacción+Adecuación formación	0,251*	0,183*	-	-
Proporción de mano de obra femenina+Características no pecuniarias+Satisfacción+Adecuación formación	0,239*	0,175*	-0,413*	-0,316*
<i>Con control de características ocupacionales y efectos fijos por establecimiento</i>				
Proporción de mano de obra femenina+Efectos fijos por establecimiento	0,152*	0,129*	-0,401*	-0,317*
Proporción de mano de obra femenina+Características no pecuniarias+Satisfacción+Adecuación formación+Efectos fijos por establecimiento	0,150*	0,130*	-0,333*	-0,279*

Nota: El capital humano incluye la titulación del trabajador, su antigüedad en la empresa, su experiencia potencial en el mercado de trabajo, el cuadrado de estas dos últimas, así como dos variables que reflejan una antigüedad en el empresa inferior a uno y dos años, respectivamente. Se han eliminado los trabajadores correspondientes a celdas ocupación/establecimiento con un único trabajador. Las variables que forman parte de cada conjunto de características ocupacionales distintas de la proporción de mano de obra femenina se pueden consultar en detalle en el anexo II. * indica que el coeficiente estimado es diferente de cero con una significatividad del 1%.

Fuente: Encuesta de Estructura Salarial. 1995 y Encuesta de Calidad de Vida en el Trabajo 1999-2001.

Cuadro 11

Resultados de la estimación de la ecuación salarial en el modelo de proporción de mano de obra femenina expandido para los establecimientos.

Especificación	Coeficiente estimado para la variable ficticia por sexo		Coeficiente estimado para la proporción de mano de obra femenina en el establecimiento de pertenencia del trabajador	
	Sin control de variables de capital humano	Con control de variables de capital humano	Sin control de variables de capital humano	Con control de variables de capital humano
<i>Sin control de características de los establecimientos</i>	0,283*	0,206*	-	-
<i>Con control de características de los establecimientos</i>				
Efectos fijos por establecimiento	0,193*	0,161*	-	-
Proporción de mano de obra femenina	0,188*	0,152*	-0,242*	-0,141*
Proporción de mano de obra femenina+Tamaño+Sector de actividad+Territorio+Convenio de empresa	0,196*	0,169*	-0,156*	-0,107*
<i>Con control de características de los establecimientos y efectos fijos para las ocupaciones</i>				
Proporción de mano de obra femenina+Efectos fijos por ocupación	0,158*	0,131*	-0,250*	-0,142*
Proporción de mano de obra femenina+Tamaño+Sector de actividad+Territorio+Convenio de empresa+Efectos fijos por ocupación	0,160*	0,136*	-0,176*	-0,116*

Nota: El capital humano incluye la titulación del trabajador, su antigüedad en la empresa, su experiencia potencial en el mercado de trabajo, el cuadrado de estas dos últimas, así como dos variables que reflejan una antigüedad en el empresa inferior a uno y dos años, respectivamente. Se han eliminado los trabajadores correspondientes a celdas ocupación/establecimiento con un único trabajador. * indica que el coeficiente estimado es diferente de cero con una significatividad del 1%.

Fuente: Encuesta de Estructura Salarial. 1995.

Cuadro 12

Resultados de la estimación de la ecuación salarial en el modelo de proporción de mano de obra femenina. Análisis desagregado por sexo.

Nivel laboral	Coeficiente estimado para la proporción de mano de obra femenina en la estructura laboral de pertenencia del trabajador	
	Hombres	Mujeres
Ocupación	-0,188*	-0,181*
Establecimiento	-0,001*	-0,394*
Celda ocupación/establecimiento	-0,100*	-0,288*
Número de observaciones	92.452	28.225

Nota: Los resultados corresponden a la especificación que incluye simultáneamente la proporción de mano de obra femenina en todas las estructuras laborales, y como variables de control del capital humano la experiencia potencial y su cuadrado, la antigüedad y su cuadrado, y la titulación de los trabajadores. * indica que el coeficiente estimado es diferente de cero con una significatividad del 1%. Se han eliminado los trabajadores correspondientes a celdas ocupación/establecimiento con un único trabajador.

Fuente: Encuesta de Estructura Salarial. 1995.

Cuadro 13
Descomposición de las diferencias de salarios medios por sexo.

Estructura laboral	Variables	Diferencial salarial correspondiente a diferencias en las características $(X_h - X_m)\beta_h + (F_h - F_m)\lambda_h$	Diferencial salarial correspondiente a diferencias en los rendimientos de las características $(\beta_h - \beta_m)X_m + (\lambda_h - \lambda_m)F_m$	Porcentaje explicado por características $[(X_h - X_m)\beta_h + (F_h - F_m)\lambda_h] /$ $[Ln(W_h) - Ln(W_m)]$ (%)	Porcentaje explicado por rendimientos de las características $[(\beta_h - \beta_m)X_m + (\lambda_h - \lambda_m)F_m] /$ $[Ln(W_h) - Ln(W_m)]$ (%)
<i>Ocupación</i>					
Diferencia de salarios medios=0,2831	Capital humano	0,078	0,008	27,5	2,8
Numero de observaciones=120.677	Constante	-	0,162	-	57,1
	Feminización	0,038	-0,002	13,5	-0,9
	Total	0,116	0,167	40,9	59,1
<i>Establecimiento</i>					
Diferencia de salarios medios=0,2831	Capital humano	0,080	0,092	28,3	32,4
Numero de observaciones=120.677	Constante	-	-0,102	-	-36,0
	Feminización	0,001	0,213	0,1	75,2
	Total	0,080	0,203	28,4	71,6
<i>Celda ocupación/establecimiento</i>					
Diferencia de salarios medios=0,2831	Capital humano	0,079	0,043	27,8	15,2
Numero de observaciones=120.677	Constante	-	-0,033	-	-11,8
	Feminización	0,062	0,133	21,8	47,0
	Total	0,141	0,143	49,6	50,4

Nota: Como variables de capital humano se han incluido la experiencia potencial y su cuadrado, la antigüedad y su cuadrado, y la titulación. La variable feminización mide la proporción de mano de obra femenina de la estructura laboral considerada (ocupación, establecimiento o celda ocupación/establecimiento). Se han eliminado los trabajadores correspondientes a celdas ocupación/establecimiento con un único trabajador.

Fuente: Encuesta de Estructura Salarial. 1995.

Anexo I: La *Encuesta de Estructura Salarial*. 1995

La *Encuesta de Estructura Salarial* fue elaborada para 1995 por el Instituto Nacional de Estadística, y su diseño corresponde a un amplio muestreo de cerca de 180.000 trabajadores a partir de las cuentas de cotización de las empresas en la Seguridad Social, lo que convierte a la encuesta en representativa de su ámbito de cobertura. Dicha encuesta abarca los trabajadores por cuenta ajena que trabajan en establecimientos de diez o más trabajadores en todo el territorio nacional; y cubre un amplio abanico de sectores productivos: la industria, la construcción, el comercio, la hostelería, los transportes y comunicaciones, la intermediación financiera, las actividades inmobiliarias y de alquiler, y los servicios empresariales. La unidad de la encuesta es el establecimiento, y contiene información sobre ciertas características de los establecimientos que forman parte de la muestra, así como de sus trabajadores, entre la que se encuentra el sexo, el salario, variables de capital humano y demográficas, así como la ocupación y el establecimiento de pertenencia.

El concepto salarial utilizado es el salario bruto por hora de trabajo, y en el cálculo del salario no se han incluido pagos extraordinarios, como las horas extraordinarias, o pluses asociados a características de los puestos de trabajo, como los complementos por turno, con el fin de trabajar con diferencias en los salarios por hora *normales*³³. En cuanto a las variables de capital humano se han considerado las siguientes: la titulación de los trabajadores (distinguiendo 9 categorías: sin estudios; educación primaria; E.G.B.; bachillerato; FPI; FPII; diplomados; licenciados; y postgrado); la experiencia potencial en

³³ La información de carácter anual sobre los componentes salariales en la *Encuesta de Estructura Salarial* no permite diferenciar adecuadamente entre pagos ordinarios y extraordinarios, lo que hace aconsejable utilizar la información salarial correspondiente al mes de octubre. El salario hora se ha calculado a partir de la información de los componentes salariales del mes de octubre de 1995 como $12 * [(\text{salario base}$

el mercado de trabajo (definida como edad-estudios-6) y su cuadrado; y la antigüedad en la empresa y su cuadrado, así como dos variables ficticias que señalan una antigüedad en la empresa inferior a uno y dos años, respectivamente. Se ha considerado, asimismo, una desagregación ocupacional con 53 ocupaciones, basada en los *niveles ocupacionales* de la Clasificación Nacional de Ocupaciones-93³⁴. En el análisis desarrollado en este trabajo se ha utilizado una desagregación en la que se han considerado cada uno de dichos niveles ocupacionales, con la excepción de los niveles 10 y 11, que se han agrupado, y los correspondientes a los intervalos 12-17, y 60-63, para los que no existen observaciones en la muestra. La *Encuesta de Estructura Salarial* tampoco cubre el *grupo principal* U de la CNO-94, correspondiente a las fuerzas armadas.

A causa del secreto estadístico, y en función de las variables sobre las que se quiere obtener información, el Instituto Nacional de Estadística elimina aquellos establecimientos correspondientes a celdas con pocas observaciones en las muestras de la *Encuesta de Estructura Salarial* que facilita. Esto da lugar a que la muestra de partida fuera de 162.459 trabajadores. Por la forma de cálculo del concepto salarial (*vid. supra*), de la misma se han eliminado aquellos trabajadores afectados por incapacidad laboral transitoria o con una baja por maternidad durante el mes de octubre, además de aquellos cuyo salario por hora era inferior a 150 pesetas o superior a 50.000. Estos filtros determinan que el tamaño muestral se reduzca a 157.345 observaciones. Asimismo, se ha optado por limitar la muestra a las

octubre+complementos salariales octubre-complementos salariales por turno)+((pagos extraordinarios anuales/12)/(días pagados al año/365))]/jornada anual pactada.

³⁴ Herranz et al. (2002) muestran que en el contexto del análisis de la segregación ocupacional por sexo la utilización de un número limitado de ocupaciones no necesariamente restringe la información disponible: estos autores muestran que para el período 1994-2000 el uso de 46 ocupaciones da lugar a índices de segregación ocupacional por sexo no muy diferentes de los obtenidos cuando se utilizan 301 ocupaciones. El uso de un menor número de ocupaciones limita, además, el sesgo derivado del efecto de las asignaciones aleatorias sobre la segregación ocupacional por sexo, que se potencia cuanto menor es el tamaño de las celdas ocupación/establecimiento.

observaciones correspondientes a las celdas ocupación/establecimiento con más de un trabajador: la muestra final es de 120.677 observaciones y con unas características descriptivas muy similares a la muestra de partida (ver cuadro 1 de este anexo).

Cuadro 1
Medias de las variables empleadas. *Encuesta de Estructura Salarial*. 1995.

	Muestra original			Muestra utilizada ^a		
	Total	Hombres	Mujeres	Total	Hombres	Mujeres
Salario por hora (pesetas)	1536,6	1639,6	1196,9	1497,8	1595,9	1176,4
Logaritmo del salario por hora	7,177	7,242	6,959	7,156	7,225	6,952
<i>Capital humano/características sociodemográficas</i>						
Mujer	0,233	-	-	0,234	-	-
Edad	38,53	39,71	34,63	38,14	39,61	34,54
Sin estudios	0,023	0,026	0,015	0,024	0,027	0,015
Educación primaria	0,308	0,331	0,229	0,321	0,348	0,239
EGB	0,311	0,299	0,350	0,332	0,310	0,371
Bachillerato	0,118	0,106	0,160	0,112	0,100	0,156
FPI	0,050	0,049	0,053	0,049	0,049	0,050
FPII	0,079	0,079	0,079	0,073	0,079	0,067
Diplomados	0,051	0,052	0,050	0,041	0,040	0,043
Licenciados	0,059	0,058	0,063	0,049	0,049	0,057
Postgrado	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001
Experiencia potencial	22,9	24,2	18,6	22,8	24,0	18,6
Antigüedad	10,7	11,4	8,5	10,6	11,3	8,5
<i>Proporción de mano de obra femenina</i>						
Establecimiento	0,233	0,151	0,501	0,239	0,147	0,541
Ocupación	0,233	0,182	0,399	0,229	0,182	0,385
Celda ocupación/establecimiento	0,233	0,068	0,775	0,234	0,089	0,708

^a De la muestra original se han eliminado aquellas observaciones correspondientes a celdas ocupación/establecimiento en las que hay únicamente un trabajador. La muestra resultante es de 120.677 observaciones.

Anexo II: La *Encuesta de Calidad de Vida en el Trabajo*

La *Encuesta de Calidad de Vida en el Trabajo* (ECVT) es una encuesta elaborada por el Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales con periodicidad anual desde 1999 hasta 2001, y que cubre todo el territorio nacional, con excepción de Ceuta y Melilla. El ámbito poblacional queda delimitado por la población ocupada de 16 y más años que reside en viviendas familiares, y los objetivos genéricos de la encuesta se centran en la obtención de información sobre diversas cuestiones relacionadas con el empleo, tales como las actitudes y valores hacia el trabajo, o la trayectoria laboral de los ocupados, así como información sobre su entorno familiar. La encuesta consta de alrededor de 6.000 observaciones cada uno de los años, correspondientes a individuos ocupados en la semana de referencia.

De la muestra original de la *Encuesta de Calidad de Vida en el Trabajo* se han eliminado las observaciones no correspondientes a asalariados (del sector público o el privado; excepto en el negocio familiar), así como las observaciones para las que el grupo ocupacional toma valores erróneos (que no corresponden a ningún valor válido según la CNO-94) o no sabe o no contesta, y los pertenecientes a los grupos ocupacionales 12-17, 60-63 y 94, para los que no existen observaciones en la muestra disponible de la *Encuesta de Estructura Salarial*. Estos filtros dan lugar a una muestra final de 13.018 observaciones en el *pool* de la encuesta para los años 1999-2001. En la medida en que se dispone de observaciones para 53 grupos ocupacionales, el número medio de observaciones correspondiente a cada grupo ocupacional es de aproximadamente 245.

Las características ocupacionales consideradas son las que se señalan en el cuadro 1 de este anexo. Las mismas se han dividido en tres categorías, correspondientes a los atributos de los puestos de trabajo; el grado de satisfacción con el trabajo; y el grado de adecuación

subjetiva de la formación del trabajador en relación a los requerimientos de su puesto de trabajo. En el cálculo de las características ocupacionales y en los estadísticos descriptivos de las variables correspondientes se excluyen en cada caso las respuestas correspondientes a la categoría *no sabe/no contesta*. Los estadísticos descriptivos y los coeficientes estimados para las características ocupacionales aparecen en los cuadros 2 y 3 del anexo.

Cuadro 1

Definición de las características ocupacionales.

Características de la ocupación	Definición
<i>Atributos de los puestos de trabajo</i>	
Tipo de trabajo	Porcentaje de trabajadores que tienen puestos de trabajo de dirección y, alternativamente, supervisión (la alternativa restante es empleado)
Características del puesto de trabajo	Valor medio de distintos índices que originalmente toman valores entre 1 (muy en desacuerdo) y 5 (muy de acuerdo) ante preguntas sobre si el trabajo, respectivamente, es atractivo e interesante; permite trabajar con independencia; permite ayudar a la gente; es útil a la sociedad; es estable; tiene un entorno físico agradable; y permite participar en las decisiones respecto a las tareas a realizar
Ambiente estimulante	Valor medio de un índice que toma valores entre 1 (muy estimulante) y 5 (nada estimulante) a la pregunta de si en la empresa existe un ambiente que estimula para mejorar el trabajo
Monotonía de la jornada	Frecuencia media con la que los trabajadores consideran que su jornada de trabajo es aburrida y monótona (1: nunca y 5: siempre)
Flexibilidad de la jornada	Porcentaje de trabajadores con jornada partida; que realizan su jornada ocasional o habitualmente en turno de noche; y que trabajan por turnos que incluyen fin de semana y/o festivos
Duración de la jornada	Duración media de la jornada semanal habitual de trabajo (en horas)
Condiciones de trabajo	Porcentaje de trabajadores para los que el trabajo comporta esfuerzo físico; estrés; y peligro físico
<i>Grado de satisfacción con el trabajo</i>	
Satisfacción general en el trabajo	Satisfacción media en el trabajo. La variable original toma valores entre 1 (muy insatisfecho) y 10 (muy satisfecho)
Insatisfacción con el salario	La variable original toma valores entre 1 (muy satisfecho) y 5 (muy insatisfecho)
<i>Relación formación/requerimientos de formación de los puestos de trabajo</i>	
Adecuación subjetiva de la formación al puesto de trabajo	Porcentaje de trabajadores que responden que la formación de la que disponen es, respectivamente, superior y adecuada a la que requiere su puesto de trabajo (la alternativa restante es que la formación es inferior o distinta a la requerida por el puesto de trabajo)

Cuadro 2

Medias de las variables utilizadas como atributos de las ocupaciones.

	Promedio
Atributos de los puestos de trabajo	
<i>Tipo de trabajo</i>	
Porcentaje de trabajadores en puestos de dirección	3,0
Porcentaje de trabajadores en puestos de supervisión	10,6
<i>Características de los puestos de trabajo</i>	
Atractivo e interesante (1-5)	3,7
Permite trabajar con independencia (1-5)	3,4
Permite ayudar a la gente (1-5)	3,8
Es útil a la sociedad (1-5)	4,0
Es estable (1-5)	3,9
Tiene un entorno físico agradable (1-5)	3,8
Permite participar en decisiones en torno a tareas a realizar (1-5)	3,3
Ambiente estimulante (1-5)	2,7
Monotonía de la jornada (1-5)	2,4
<i>Jornada</i>	
Porcentaje de trabajadores con jornada partida	40,7
Porcentaje de trabajadores con jornada nocturna	21,5
Porcentaje de trabajadores con turnos en festivo o fin de semana	14,1
Duración media de la jornada semanal habitual (en horas)	39,7
<i>Condiciones de trabajo</i>	
Esfuerzo físico (proporción de trabajadores que lo sufren siempre)	7,6
Estrés (proporción de trabajadores que lo sufren siempre)	12,8
Peligro (proporción de trabajadores que lo sufren siempre)	5,9
Satisfacción con el trabajo	
Satisfacción general con el trabajo (1-10)	7,1
Insatisfacción con el salario (1-5)	2,7
Adecuación de la formación	
Porcentaje de trabajadores cuya formación es superior a la requerida	17,9
Porcentaje de trabajadores cuya formación es adecuada	77,3

Cuadro 3
Coeficientes estimados para las características ocupacionales en la ecuación salarial.

Constante	Coeficiente
	8.53**
Atributos de los puestos de trabajo	
<i>Tipo de trabajo</i>	
Porcentaje de trabajadores en puestos de dirección	0.058*
Porcentaje de trabajadores en puestos de supervisión	0.001*
<i>Características de los puestos de trabajo</i>	
Atractivo e interesante (1-5)	0.208*
Permite trabajar con independencia (1-5)	0.217*
Permite ayudar a la gente (1-5)	0.148*
Es útil a la sociedad (1-5)	-0.227*
Es estable (1-5)	-0.035*
Tiene un entorno físico agradable (1-5)	-0.122*
Permite participar en decisiones en torno a tareas a realizar (1-5)	0.063*
Ambiente estimulante (1-5)	0.132*
Monotonía de la jornada (1-5)	-0.134*
<i>Jornada</i>	
Porcentaje de trabajadores con jornada partida	-0.753*
Porcentaje de trabajadores con jornada nocturna	-0.561*
Porcentaje de trabajadores con turnos en festivo o fin de semana	-0.192*
Duración media de la jornada semanal habitual (en horas)	0.005*
<i>Condiciones de trabajo</i>	
Esfuerzo físico (1-5)	-0.400*
Estrés (1-5)	-0.193*
Peligro (1-5)	-0.249*
Satisfacción con el trabajo	
Satisfacción general con el trabajo (1-10)	-0.187*
Insatisfacción con el salario (1-5)	-0.462*
Adecuación de la formación	
Porcentaje de trabajadores cuya formación es superior a la requerida	-0.239*
Porcentaje de trabajadores cuya formación es adecuada	0.022

Nota: Los coeficientes estimados corresponden a la especificación de la ecuación salarial en la que como variables independientes se incluyen las variables de capital humano y el conjunto de características ocupacionales distintas de la proporción de mujeres en la fuerza laboral. * indica que el coeficiente es distinto de cero con una significatividad del 1% en un test bilateral.