

¿TRABAJAR EN OCUPACIONES “FEMENINAS” REDUCE LOS SALARIOS?

Arantza Salabarría¹ y Miren Ullibarri Arce²

Universidad Pública de Navarra

Nafarroako Unibertsitate Publikoa

Pamplona, mayo 1997

¹ email: salabarria@upna.es, tel: (948) 169339, fax: (948) 169404

² email: ullibarri@upna.es, tel: (948) 169349, fax: (948) 169404.

RESUMEN

Bergmann (1971, 1974) señala que la discriminación disminuye los salarios de hombres y mujeres en ocupaciones “femeninas” al incrementarse la oferta de trabajo como consecuencia de las barreras de entrada a otras ocupaciones. Todos los estudios que tratan de contrastar esta hipótesis, conocida como “hipótesis de concentración”, suponen implícitamente que la feminización es una variable exógena. Dado que el test de Hausman (1978) muestra la endogeneidad de esta variable utilizamos un modelo logit multinomial para construir una nueva variable feminización.

A partir de la Encuesta de Estructura, Conciencia y Biografía de Clases de 1991 se muestra que tan sólo el salario de los hombres se incrementaría alrededor del 30% si pasaran de una ocupación “femenina” a otra “masculina”.

ABSTRACT

Bergmann (1971, 1974) says that discrimination lowers male-female wage in “feminine” occupations by increasing the female supply to this sector. All of the studies testing this hypothesis, known as “crowding hypothesis”, suppose implicitly that the feminization of the individual occupation is a exogenous variable. Since Hausman’s test (1978) shows the endogeneity of this variable we use a multinomial logit model to construct it.

From the survey of *Encuesta de estructura, conciencia y biografía de clases* elaborated in 1991 we show that men would earn a 30% more if they worked in a “masculine” occupation instead of a “feminine” one. By contrast, women would not have a different salary because of feminization.

1.- Introducción

Bergmann (1971, 1974), Zellner (1972) y Malkiel y Malkiel (1973) señalan que las diferencias salariales son el resultado de la segregación existente en el mercado de trabajo. Según estos autores la segregación, a su vez, tiene su origen en las preferencias de los empresarios por la discriminación. Los empresarios sufren un perjuicio de la contratación de individuos del grupo minoritario para determinados puestos de trabajo, por lo que establecerán barreras en el acceso a los mismos. Bergmann (1971, 1974) desarrolla lo que se conoce como la hipótesis de concentración. La autora argumenta que la concentración de las mujeres en unas pocas ocupaciones, la mayor oferta allí donde no tienen barreras de entrada, lleva a la disminución de las ganancias o de los salarios de todos los individuos en dichas ocupaciones, tanto hombres como mujeres³.

Una contribución importante en los estudios sobre diferencias salariales por sexo es la relación observada entre la composición de las ocupaciones por sexo y las ganancias. Los salarios, tanto de hombres como de mujeres, varían con la composición sexual de las ocupaciones disminuyendo al incrementarse el porcentaje de mujeres en una ocupación. Por tanto, los salarios son más bajos en ocupaciones predominantemente femeninas⁴, lo que parece confirmar la hipótesis de concentración planteada por Bergmann (1971, 1974). Además, Killingsworth (1990) señala que la feminización afecta en mayor medida a los hombres que a las mujeres⁵.

³ Sorensen (1990) y Macpherson y Hirsch (1995), como se verá más adelante, obtienen resultados contrarios, a favor y en contra, respectivamente, de la hipótesis de concentración.

⁴ Carrington y Troske (1995) dicen que las empresas que tienen un bajo porcentaje de mujeres contratadas (entre un 10% y un 24%) pagan a sus trabajadores alrededor de un 40% más que aquéllas que son predominantemente femeninas. La relación que observan entre el porcentaje de mujeres y las ganancias medias no es monótona, es decir, no varía en la misma proporción. Lo que si se confirma, según los autores, es la relación decreciente entre el porcentaje de mujeres en una ocupación y las ganancias medias en dicha ocupación tanto para hombres como para mujeres.

⁵ Gerhart y Cheikh (1991) muestran que al pasar de una ocupación 100% “masculina” a otra 100% “femenina” los salarios de los hombres disminuyen en un 13,2% y los de las mujeres en un 9,9%.

Sorensen (1990) hace una revisión de los estudios empíricos sobre el tema y observa que el efecto negativo entre feminización y salarios, aunque sigue siendo significativo, se reduce a medida que se incorporan en el análisis un número mayor de variables explicativas. Gerhart y Cheikh (1991) muestran que esta relación también se reduce, siendo sólo significativa para los hombres, al utilizar datos longitudinales, lo que podría reflejar el mejor control de variables omitidas no observables que permanecen constantes en el tiempo, como pueden ser las preferencias o las habilidades. Por último, Macpherson y Hirsch (1995) con este mismo tipo de datos y con un número elevado de variables explicativas concluyen que no existe relación entre feminización y salarios.

No existen suficientes estudios empíricos que analicen el efecto de la feminización sobre los salarios y menos aún estudios que utilicen datos individuales (Sorensen 1990). En España no se dispone de ningún trabajo que analice, en concreto, el efecto de la feminización. Pero, además, en todos los estudios realizados hasta el momento se supone implícitamente que la variable feminización es exógena. Sin embargo, debemos tener en cuenta que esta variable podría ser endógena de manera que la estimación del modelo presentaría problemas de inconsistencia. Bajo este supuesto necesitaríamos disponer de variables instrumentales que nos permitieran estimar el valor de la variable feminización. Se utiliza el test de Hausman (1978) para contrastar el posible error en la especificación del modelo cuando la feminización se considera una variable exógena. Los resultados muestran que los hombres verían incrementado su salario alrededor de un 30% si se situaran en una ocupación 100% “masculina” en vez de en una 100% “femenina”. Para las mujeres, sin embargo, no parece existir un efecto claro de la feminización sobre su salario. Se observa que la educación afecta de manera importante a la probabilidad de trabajar en ocupaciones “masculinas”. Además, las diferencias salariales por sexo son mayores en las ocupaciones con una baja representación de la mujer y viceversa.

El artículo se estructura de la siguiente manera. En el apartado 2 se revisan los análisis empíricos sobre feminización. En el 3 se presenta el modelo a estimar, detallándose en el 4 los resultados del análisis empírico. Finalmente, en el 5 se comentan las principales conclusiones.

2.- Evidencia empírica: el efecto de la composición sexual de las ocupaciones sobre los salarios.

Sorensen (1990), como se ha señalado en la introducción, hace una revisión de los trabajos que analizan el efecto de la feminización sobre los salarios, en un intento de contrastar la hipótesis de concentración. De acuerdo con la autora los estudios realizados hasta el momento se pueden encuadrar en dos grupos. Por una parte, los que se basan en la teoría del capital humano y, por otra, los que parten de la idea del valor comparable. En estos últimos se puede diferenciar, además, los que se basan en la ocupación de los que toman como unidad de análisis al individuo. En los que se basan en la ocupación la variable dependiente es el salario medio en una ocupación cualquiera j y las independientes son las características de la ocupación. Este tipo de análisis permite conocer el efecto de la segregación ocupacional sobre las ganancias en una ocupación cualquiera j . Los que se centran en el individuo, de manera similar a los de la teoría del capital humano, analizan el impacto de la segregación ocupacional sobre las ganancias individuales. Todos ellos introducen como una variable independiente adicional la feminización o el porcentaje de mujeres en una ocupación cualquiera j . La significatividad de esta variable y su coeficiente estimado negativo ofrecería evidencia empírica sobre la hipótesis de concentración.

Uno de los primeros trabajos realizados sobre este tema corresponde a Ferber y Lowry (1976). En su trabajo, en el que sólo se incluyen como variables explicativas la educación y el porcentaje de hombres en cada ocupación j , se observa que tanto los hombres como las mujeres se benefician de trabajar en una ocupación “masculina”, siendo el efecto mucho mayor para los primeros. England (1982) a partir de datos individuales y añadiendo alguna variable más como la experiencia y las interrupciones en la vida laboral confirma el resultado anterior. Sorensen (1990), en un intento de aislar el efecto de la feminización, estima la ecuación de salarios de tres maneras distintas, incluyendo cada vez un número mayor de variables explicativas. Su conclusión es que a medida que se incrementa el número de variables explicativas el

efecto de la feminización sobre el salario se hace menor⁶. Este efecto, al igual que en el resto de los trabajos, es mayor para los hombres que para las mujeres.

Gerhart y Cheikh (1991) comparan los resultados a partir de datos longitudinales con los obtenidos de los datos de sección cruzada. Los autores destacan que las mujeres que tienen una participación continua en el mercado de trabajo no ven reducido su salario por el hecho de trabajar en ocupaciones “femeninas”, aunque esto les siga sucediendo a los hombres que se encuentran en este tipo de ocupación y a las mujeres que trabajan de manera intermitente. En su trabajo se concluye que los estudios basados en datos de sección cruzada podrían haber sobre-estimado el efecto de la feminización para las mujeres que trabajan de forma continua en el mercado de trabajo.

Macpherson y Hirsch (1995), utilizando datos longitudinales, muestran también un efecto menor en esta relación, tanto para hombres como para mujeres, del que se obtiene a partir de los datos de sección cruzada. Señalan que los salarios decrecen al aumentar el porcentaje de mujeres en una ocupación, porque las ocupaciones predominantemente femeninas generalmente requieren trabajadores con menos formación, el número de trabajos a tiempo parcial es mayor y el nivel de antigüedad en ellas es más bajo. Según los autores, una vez que se utilizan los controles apropiados, las diferencias salariales por ocupación y sexo son lo suficientemente pequeñas. Con todo, reconocen que sigue existiendo una diferencia salarial no explicada y añaden que aun cuando la composición por sexo de las ocupaciones por sí misma puede no ser muy importante para comprender los bajos salarios de las mujeres, las características de las ocupaciones, la formación y las preferencias correlacionadas con la composición por sexo sí lo son.

⁶ En el modelo con el menor número de variables explicativas, el pasar de una ocupación “masculina” a una “femenina” disminuye las ganancias de los hombres en un 33,5% y las de las mujeres en un 31,2%. Bajo el modelo 2, en el que se incluyen algunas variables más, este efecto es de un 29,4% y un 24,8%, respectivamente. Finalmente, cuando se introducen además de las variables anteriores una serie de variables ficticias sobre la industria, los salarios disminuyen en un 23,7% y un 22,7% al pasar de una ocupación “masculina” a otra “femenina”.

Para España, Hernández Martínez (1995) destaca la relación entre feminización y salarios y menciona que el mayor número de mujeres en una ocupación parece estar asociado a menores salarios, lo que confirmaría la hipótesis de concentración.

Como conclusión se puede decir que la relación entre feminización y salarios disminuye al incrementarse el número de variables de control y cuando se utilizan datos longitudinales, dado que estos permiten un mayor control de las características no observables. Sin embargo, la mayor parte de los autores, a excepción de Mcpherson y Hirsch (1995), están de acuerdo en que, si bien menor de lo que se creía en un principio, sigue siendo significativa la relación inversa entre feminización y salarios.

3.- Especificación econométrica

El efecto de la feminización sobre los salarios se analiza partiendo de una función de ingresos tipo Mincer (1974) en la que se introduce como variable explicativa adicional la feminización. Las ecuaciones de salarios, que se estiman de manera separada para hombres y mujeres, tienen la siguiente forma:

$$\ln(W_i^h) = X_i^h \beta^h + \Theta^h Fem_i^h + u_i^h \quad (1)$$

$$\ln(W_i^m) = X_i^m \beta^m + \Theta^m Fem_i^m + u_i^m \quad (2)$$

donde $\ln(w)$ es el logaritmo natural del salario por hora, X es el vector de características, Fem es la feminización de la ocupación en la que se encuentra el individuo, β y Θ son los parámetros a estimar y u es la perturbación aleatoria, de la que se supone que tiene media cero y varianza constante. Los superíndices h y m denotan a hombres y mujeres, respectivamente. La feminización de la ocupación j se calcula como número de mujeres en j entre el empleo total en j .

Un valor de Θ negativo implica que los salarios disminuyen al aumentar el porcentaje de mujeres. Si el efecto negativo de la feminización sobre el salario de las mujeres es mayor que sobre el de los hombres, la existencia de segregación ocupacional, dado todo lo demás constante, aumentaría la diferencia salarial por sexo. Pero si el efecto negativo es mayor sobre el salario de los hombres, como se muestra en una gran parte de

los análisis empíricos, entonces la existencia de segregación ocupacional, medida como feminización de las ocupaciones, reduciría la diferencia salarial por sexo.

Los trabajos existentes consideran implícitamente que la variable feminización es exógena. Sin embargo, si existiera un problema de endogeneidad la estimación de las ecuaciones de salarios por MCO nos llevaría a obtener estimadores inconsistentes. Utilizando el test de Hausman (1978) se contrasta el posible problema de endogeneidad de la variable feminización.

Para llevar a cabo el test, Hausman (1978) sugiere escribir el modelo a estimar distinguiendo entre las r variables explicativas Y_1 , que puede estar correlacionadas con el término de error, de aquellas $k-r$ variables Z_1 cuya ortogonalidad a u_i no se cuestiona. La ecuación de salarios se podría reescribir en base a esta separación de la siguiente manera:

$$y = X\beta + u = Y_1\alpha + Z_1\delta + u . \quad (3)$$

El test de Hausman consiste en estimar inicialmente la ecuación (3) por MCO y obtener la suma de residuos SR_0 . A continuación se estiman regresiones auxiliares de las variables en Y_1 sobre los instrumentos y se sustituye Y_1 por la matriz de valores estimados $\hat{Y}_1$ en la ecuación (3). Esta nueva ecuación se estima por MCO obteniendo la suma residual SR_1 (Novales 1993). El estadístico, que se distribuye como una χ_r^2 con r grados de libertad, tiene la siguiente forma:

$$(\hat{\beta}_{MCO} - \hat{\beta}_{VI})' [Var(\hat{\beta}_{VI}) - Var(\hat{\beta}_{MCO})]^{-1} (\hat{\beta}_{MCO} - \hat{\beta}_{VI}) = \frac{SR_0 - SR_1}{\hat{\sigma}_u^2} ,$$

bajo la hipótesis nula de que todas las variables explicativas del modelo original son exógenas. Un valor elevado del estadístico rebatiría el supuesto de exogeneidad y mostraría la necesidad de utilizar variables instrumentales.

3.1 Especificación del modelo logit multinomial

Se agrupan las ocupaciones según el grado de feminización distinguiéndose cinco grupos. La representación de la mujer en el grupo 1 es menor o igual al 20%. El 2 agrupa a aquellas ocupaciones en las que la representación de la mujer está entre el 20%

y el 40%. En el grupo 3 el porcentaje de mujeres está entre el 40% y el 60%. Entre el 60% y el 80% de los empleados en el 4 son mujeres. Y, finalmente, el grupo 5 es prácticamente “femenina” con más del 80% del empleo cubierto por mujeres. El individuo se enfrenta a la decisión de situarse en uno de estos grupos.

La probabilidad de que un individuo con unas características x_i elija la ocupación y_i es:

$$P_{ij} = \text{prob}(y_i = \text{ocup}_j) = \frac{\exp(\beta_j x_i)}{\sum_{j=1}^J \exp(\beta_j x_i)} \quad \text{para } j = 1, \dots, J; i = 1, \dots, N$$

siendo x_i el vector de características de los individuos y β_j los coeficientes estimados correspondientes a la ocupación j .

La primera cuestión que se plantea es la elección de la muestra que se va a utilizar en el modelo multinomial. Empíricamente se observa que así como los hombres trabajan en la mayor parte de las ocupaciones existentes, las mujeres lo hacen en sólo unas pocas. Puesto que los hombres no parecen tener barreras de acceso a casi ninguna ocupación, su distribución ocupacional se podría considerar no discriminatoria⁷. Sin embargo, desde el momento en que la variable dependiente feminización depende no sólo de dónde trabajen los hombres sino de dónde lo hagan las mujeres la estimación del modelo multinomial a partir de la muestra de hombres podría estar sesgada. Por ello, nosotros vamos a utilizar la muestra conjunta de hombres y mujeres para la estimación de este modelo.

Una vez estimados los coeficientes, se calcula la probabilidad que tiene cada individuo de elegir cada una de las cinco ocupaciones en función de sus características y se le asigna la feminización de la ocupación en la que tenga una mayor probabilidad de situarse. La variable feminización estimada a partir del modelo logit multinomial se introduce en las ecuaciones (1) y (2), estimándose a continuación por MCO y por el método de Heckman (1979).

⁷ Brown et al. (1980) estiman el modelo multinomial partiendo de la muestra de hombres.

3.2 Descomposición de las diferencias salariales

Siguiendo la metodología de Oaxaca (1973) y Blinder (1973), Macpherson y Hirsch (1995) proponen descomponer las diferencias salariales de la siguiente manera:

$$\begin{aligned}\overline{\ln W_h} - \overline{\ln W_m} = & \left[\sum (p_h \beta_h + p_m \beta_m) (\bar{X}_h - \bar{X}_m) \right] + \\ & \left[(p_h \Theta_h + p_m \Theta_m) (\overline{Fem_h} - \overline{Fem_m}) \right] + \\ & \left[\sum (\beta_h - \beta_m) (p_m \bar{X}_h + p_h \bar{X}_m) + (\Theta_h - \Theta_m) (p_m \overline{Fem_h} + p_h \overline{Fem_m}) \right]\end{aligned}$$

donde $\overline{\ln W_h}$ y $\overline{\ln W_m}$ representan la media del logaritmo del salario, los subíndices h y m denotan a hombres y mujeres, p_h y p_m hacen referencia al porcentaje de hombres y mujeres en la muestra, respectivamente, β_h y β_m son los vectores de coeficientes estimados y Θ_h y Θ_m son los coeficientes de la variable feminización.

En este caso la estructura salarial tomada como no discriminatoria es una media ponderada por la representación de hombres y mujeres en la muestra. El primer término del lado derecho de la igualdad recoge las diferencias salariales que son el resultado de las distintas características entre hombres y mujeres. El segundo refleja las que se deben a diferencias en la feminización del puesto de trabajo ocupado por unos y otros. Estos dos términos muestran la parte explicada de la diferencia salarial: se les remunera de la misma manera, pero sus características en cuanto a inversión en capital humano, características del trabajo, etc. son distintas. El tercero, por el contrario, recoge la diferencia salarial no explicada. Este término a su vez consta de dos sumandos. El primero refleja la diferencia en la remuneración de unas mismas características. El segundo representa la diferencia debida al efecto diferenciado de la feminización sobre los salarios de hombres y mujeres. Estos dos últimos sumandos representan la diferencia salarial por sexo dado que se les paga a hombres y mujeres un precio distinto por las mismas características.

4.- Resultados empíricos

El análisis empírico se lleva a cabo a partir de la Encuesta de Estructura, Conciencia y Biografía de Clases de 1991, en la que se dispone, tras eliminar las observaciones que están incompletas, de 1870 observaciones: 747 corresponden a

mujeres y 1123 a hombres. En primer lugar, en el apartado 4.1 se comentan los resultados de las ecuaciones (1) y (2) estimadas por MCO y por el método de Heckman (1979) con el fin de corregir el posible problema de selección muestral. A continuación, dado que el test de Hausman muestra evidencia empírica de la endogeneidad de la variable feminización, se utiliza el modelo logit multinomial como un mecanismo para instrumentar esta variable (apartado 4.2). A partir de él se le asigna a cada individuo la feminización de la ocupación en la que tenga más probabilidad de situarse, en función de sus características, y se introduce este valor de la feminización en las ecuaciones de salarios (1) y (2) que se estiman de nuevo por MCO y por el método de Heckman (1979). Estos resultados se comentan en el apartado 4.3. En el 4.4 se describen algunas limitaciones del efecto de la feminización sobre los salarios. En el 4.5 figura la descomposición de las diferencias salariales. Por último, en el 4.6 se analizan las diferencias salariales por sexo en función de la feminización de las ocupaciones, a partir del índice de Jenkins.

4.1.- Ecuación de salarios.

El método en dos etapas de Heckman consiste en estimar en una primera etapa un modelo probit de participación de donde se obtiene un factor corrector conocido como la inversa del ratio de Mills. En la segunda etapa, este ratio se introduce en las ecuaciones de salarios estimándose a continuación por MCO. Las variables explicativas introducidas en el modelo probit son las siguientes: educación, edad, número de hijos menores de 16 años, ingresos familiares, número de personas con ingresos en el hogar y tasa de paro de la Comunidad Autónoma donde reside el encuestado. En la ecuación de salarios se toma como variables independientes el estado civil, la educación (dividida en seis variables ficticias), la experiencia en el trabajo y la experiencia al cuadrado, el tipo de contrato: fijo o temporal, el tipo de sector: público o privado, la feminización, la actividad (dividida en nueve variables ficticias), la ocupación (nueve variables ficticias) y la Comunidad Autónoma. Esta ecuación se estima también sin incluir las ocupaciones. En el anexo sobre la encuesta se describen de manera detallada estas variables.

En el cuadro 1 figuran las medias y desviaciones típicas de las variables incluidas en el modelo probit y en el cuadro 2 las de las ecuaciones de salarios. Los hombres como media trabajan en ocupaciones donde las mujeres representan el 25% del empleo, ocupaciones que denominaríamos “masculinas”. Las mujeres, sin embargo, como media trabajan en ocupaciones “femeninas” donde representan el 61% del empleo.

En el cuadro 3 se observa que la feminización tiene un efecto negativo sobre los salarios de los hombres y sobre los de las mujeres bajo los dos métodos de estimación, lo que confirmaría la hipótesis de concentración: al incrementar la oferta de trabajo en una ocupación disminuyen los salarios de todos los trabajadores. Los resultados indican que las ganancias de las mujeres se incrementarían alrededor de un 21% al pasar de una ocupación totalmente “femenina” a una 100% “masculina”, mientras que las de los hombres lo harían alrededor de un 16%. En el cuadro 4 tenemos el coeficiente estimado de la variable feminización cuando no se incluyen las ocupaciones en la ecuación de salarios. En este caso los resultados mostrarían que el salario de las mujeres disminuye al crecer el número de mujeres en una ocupación, pero, sin embargo, no tiene ningún efecto sobre el salario de los hombres.

4.2.- Modelo logit multinomial

El resultado del test de Hausman (cuadro 5) muestra evidencia de la endogeneidad de la variable feminización: algunas de las características no observables que afectan a la feminización están correlacionadas con las características no observables que afectan a los salarios. Por ello, se construye un modelo logit multinomial con el fin de determinar la feminización de la ocupación en la que trabajaría cada individuo en función de sus características.

La variable dependiente es una variable cualitativa que toma valores de 1 a 5, en función de que los individuos estén en ocupaciones donde la representación femenina es menor del 20%, entre un 20% y un 40%, entre el 40% y el 60%, entre 60% y 80% y más de un 80%, respectivamente. Se incluyen como variables explicativas de la feminización de la ocupación en la que trabaja cada individuo las características personales: nivel de educación, experiencia, estado civil, edad, las del trabajo: tipo de

sector en el que se trabaja, público o privado, y las familiares: estudios de los padres, feminización del sector en el que trabajan.

La estimación del modelo nos permite conocer la distribución de los individuos en función de sus características en los grupos del 1 al 5. En el cuadro 6, en las columnas 2 y 4, figuran los porcentajes de hombres y mujeres que elegirían cada uno de estos grupos (distribución estimada) frente a los porcentajes de hombres y mujeres de la muestra que en la realidad están en cada uno de ellos (distribución real), columnas 1 y 3. Respecto a la distribución real se observa que alrededor del 70% de los hombres se sitúan en ocupaciones donde el número de mujeres es muy bajo (menos del 20%) o bajo (entre el 20% y el 40%). Sin embargo, y como cabría esperar, menos del 25% de las mujeres se encuentra en estas ocupaciones. En cambio, la distribución estimada es más igualitaria. Si los individuos eligieran una ocupación en función de sus características exclusivamente, la segregación existente en el mercado de trabajo sería mucho menor: alrededor de un 64% de los hombres elegirían ocupaciones “masculinas” frente al 44% de las mujeres, aproximadamente.

En el cuadro 7 se presentan los coeficientes estimados del modelo logit multinomial⁸. La variable que se toma de referencia es el grupo 5, es decir, las ocupaciones “femeninas” en las que el porcentaje de mujeres representa entre un 80% y un 100% del empleo. En la primera columna de este cuadro aparecen los coeficientes correspondientes a la ocupación 1. En la 2 los correspondientes a la ocupación 2 y así

⁸ Los coeficientes del modelo logit multinomial no se pueden interpretar directamente. De acuerdo con Schmidt y Strauss (1975) el logaritmo de la probabilidad de que un individuo cualquiera i trabaje en la ocupación j (p_{ij}) respecto a que lo haga en la k (p_{ik}) es igual a: $\ln(p_{ij} / p_{ik}) = x_i(\beta_j - \beta_k)$. De manera que se tiene la siguiente expresión: $[\partial \ln(p_{ij} / p_{ik})] / \partial x_i^m = \beta_j^m - \beta_k^m$, donde el superíndice m hace referencia al elemento m del vector de coeficientes. Esta expresión muestra que al aumentar x_i^m la probabilidad de trabajar en la ocupación j crecería más que la de trabajar en k si $\beta_j^m > \beta_k^m$. Si, por el contrario, $\beta_j^m < \beta_k^m$ al aumentar x_i^m la probabilidad de situarse en la ocupación k crecería más que la de j .

sucesivamente. Se observa que el nivel superior de estudios incrementa la probabilidad de trabajar en cualquiera de las ocupaciones. Por ejemplo, en este cuadro se ve que el coeficiente de la variable “licenciado” es mayor en la ocupación 3, en la que el número de mujeres empleadas está entre el 40% y el 60%. Las personas con más educación muestran, por tanto, una mayor probabilidad de trabajar en ocupaciones donde la representación de mujeres en el empleo es superior a la de los hombres. De la misma manera los individuos que trabajan en el sector público tienen más probabilidad de trabajar en una ocupación con más del 80% de participación femenina, dado el signo negativo de su coeficiente. Pero comparando entre 1, 2, 3 y 4 tendrían mayor probabilidad de trabajar en las ocupaciones del grupo 4 (40%-60% de empleo femenino). Los estudios de los padres no parecen ser significativos en ninguno de los casos, pero, en cambio, sí lo es la feminización del sector en el que trabajan. De nuevo el signo negativo de estos coeficientes muestra que el incremento en la feminización de las ocupaciones de los padres haría más probable que los hijos trabajaran en la ocupación 5, donde las mujeres ocupan entre un 80% y un 100% del empleo.

4.3.- Ecuación de salarios: variable feminización endógena

Estimando las ecuaciones 1 y 2 con la nueva especificación de la variable feminización, en el cuadro 8 se observa que los coeficientes son negativos y significativos al 10% para los hombres, pero no para las mujeres. Trabajar en una ocupación con un porcentaje alto de mujeres disminuye los salarios de los hombres alrededor de un 30%, y no afecta a los de las mujeres. Nuestro resultado estaría de acuerdo con el obtenido en el trabajo de Gerhart y Cheikh (1991)⁹. Estos autores señalan que la feminización afecta negativamente al salario de los hombres y de las mujeres que trabajan intermitentemente, pero no al de las mujeres que tienen una participación

⁹ Gerhart y Cheikh (1991) analizan la variación en los salarios de los individuos ante cambios en la feminización de la ocupación en la que trabajan. Para ello, eligen una muestra de gente joven dado que, a juicio de los autores, los mayores cambios en las características ocupacionales (porcentaje de mujeres en la ocupación) se producen entre los jóvenes, al inicio de la etapa laboral.

continúa en el mercado de trabajo¹⁰. Para ellos, los menores salarios de las mujeres se explican por su menor rendimiento de las características productivas individuales más que por las ocupacionales como es el grado de feminización.

4.4.- El efecto de la segregación ocupacional sobre las ganancias: limitaciones.

Sorensen (1990) señala algunas de las limitaciones que surgen al tratar de medir el efecto de la segregación ocupacional o de la feminización sobre los salarios. La estimación del coeficiente de la variable feminización podría estar sobrevalorada, pero también infravalorada. Si se omiten variables relevantes relacionadas positivamente con la feminización, el efecto estimado de la segregación ocupacional estaría sobrevalorado. Si, por ejemplo, las mujeres tienen preferencias por el trabajo a tiempo parcial tendiendo a concentrarse en estos puestos, los trabajos a tiempo parcial tendrán una mayor probabilidad de ser considerados “femeninos”. Bajo este supuesto, la estimación del coeficiente de la variable feminización sin tener en cuenta estas preferencias estaría sobrevalorado.

Por el contrario, esta variable podría estar infravalorada puesto que existe una gran diferencia entre el número de ocupaciones en las clasificaciones que se hacen a nivel de encuestas respecto al número que realmente se pueden definir. De acuerdo con Sorensen (1990) el censo diferencia entre 500 ocupaciones, mientras que el diccionario de ocupaciones define alrededor de 20000. Si, por ejemplo, la ocupación 1 del censo agrupa a 20 ocupaciones que están muy segregadas, parte de la segregación se perdería en la agregación. Por ejemplo, supongamos que existen dos ocupaciones, una de ellas 100% “femenina” y la otra 100% “masculina”. Si el número de trabajadores en cada una de ellas fuera el mismo y agregáramos ambas ocupaciones en una, ahora el porcentaje de feminización sería del 50%.

¹⁰ Nosotros tomamos la muestra total de mujeres sin diferenciar entre aquellas con una participación continua en el mercado de trabajo y las que interrumpen su vida laboral, dado que no tenemos demasiadas observaciones.

Por otra parte, Sorensen (1990) señala que la dispersión entre los salarios de hombres y mujeres tiende a ser mayor en ocupaciones “masculinas”. Si a las mujeres se les paga menos sólo por serlo, este efecto debería ser mayor en las ocupaciones predominantemente de hombres. Existe una correlación negativa entre discriminación y número de mujeres en una ocupación, a más mujeres menor discriminación, lo que llevaría a infravalorar el efecto de la segregación ocupacional.

4.5.- Resultados de la descomposición de Macpherson y Hirsch (1995)

La feminización o la segregación ocupacional podría aumentar las diferencias salariales por sexo, si la penalización de trabajar en una ocupación “femenina” fuera mayor para las mujeres. Igualmente, es posible que disminuyera las diferencias si sucediera lo contrario y la penalización fuera mayor para los hombres. Una gran parte de los estudios empíricos mencionados concluyen que la pérdida es mayor para estos últimos. Nuestro resultado muestra que son los hombres los únicos que ven reducido su salario por el hecho de trabajar en una ocupación con un porcentaje elevado de mujeres.

En el cuadro 9 figuran los resultados de la descomposición de las diferencias salariales bajo el supuesto de que la variable feminización es exógena y endógena. En la fila 1 se presenta la diferencia salarial total por sexo. En la 3 tenemos la diferencia salarial correspondiente a las distintas características entre hombres y mujeres y en la 4 la que se debe a la feminización de las ocupaciones en las que trabajan unos y otros. La parte no explicada, es decir, la que se debe a la distinta remuneración de las características y de la feminización, figura en las filas 6 y 7.

Se debe destacar que estos resultados difieren bastante en función de que la variable feminización se tome o no como exógena. Los resultados que se comentan a continuación se obtienen tras la estimación por MCO de las ecuaciones de salarios una vez incluida como variable independiente la feminización estimada a partir del modelo multinomial. Se observa que la diferencia de salarios es de un 17%, aproximadamente, es decir, los salarios de las mujeres son como media un 83% los de los hombres. La parte de la diferencia salarial que se considera justificada o no discriminatoria, puesto que se debe

a las diferencias en las características de hombres y mujeres, representa un -15,48%. Esto muestra que las mujeres tienen como media mejores características que los hombres. Es decir, si se les pagara en función de las mismas sus salarios deberían ser superiores a los de los hombres. La parte no explicada de la diferencia salarial, dado que se produce como resultado de la distinta remuneración de las características, alcanza un valor de 115,48 %.

En cada uno de estos efectos podemos separar la parte de la diferencia salarial que se debe a la feminización. Respecto a la parte no discriminatoria se observa que un 6,66% de la diferencia salarial por sexo se explica por la distinta feminización de las ocupaciones en las que como media trabajan los hombres y las mujeres¹¹. Esto se debe a que la feminización de la ocupación en la que se sitúa la mujer es superior a la de aquellas donde están los hombres. Por otra parte, dado que la penalización de trabajar en ocupaciones “femeninas” es superior para los hombres que para las mujeres, un -56,73% de la diferencia salarial no justificada viene dada por la distinta remuneración de la variable feminización. Este signo negativo estaría mostrando que la feminización en la medida que tiene un mayor impacto negativo sobre los hombres tiende a disminuir las diferencias salariales por sexo. De acuerdo con estos resultados podríamos concluir que la distinta remuneración de las características es la que explica, principalmente, las diferencias salariales.

4.6.- Descomposición de las diferencias salariales: el índice de Jenkins.

El índice de Jenkins (1994) es un índice descomponible que mide las diferencias salariales como el área entre dos curvas generalizadas de Lorenz. Su capacidad para descomponerse aditivamente permite conocer qué porcentaje de la discriminación total se explica a partir de cada grupo. En este caso la muestra se divide en cuatro grupos de acuerdo con la feminización de la ocupación. El grupo 1 corresponde a los individuos

¹¹ El ocupar un puesto de trabajo más o menos feminizado es muy probable que sea resultado de la discriminación existente en el mercado de trabajo. Aquí, sin embargo, lo tomamos como dado observando si el pago o la pérdida de estar en esa ocupación difiere entre hombres y mujeres.

que trabajan en ocupaciones donde las mujeres representan el 20% del empleo o menos. En el 2 las mujeres suponen entre un 20% y un 40% del empleo. Entre el 40% y el 60% en el 3 y más del 60% en el grupo 4. Las tres primeras columnas del cuadro 10 corresponden a la estimación bajo la estructura salarial no discriminatoria de los hombres y las tres últimas a la estimación bajo la estructura de las mujeres.

Si nos fijamos en las columnas 2 y 5, la diferencia salarial por sexo es mayor en las ocupaciones en las que las mujeres representan entre el 20% y el 40% del empleo, seguido de las ocupaciones con un porcentaje de mujeres menor al 20%. La menor diferencia de salarios se produce en el grupo 4, donde las mujeres suponen más del 60% del empleo. Esto se mantiene independientemente de cual sea la estructura salarial elegida como no discriminatoria.

Estos resultados confirmarían la idea de que existe una relación negativa entre discriminación y número de mujeres, con la salvedad de que la discriminación es mayor en el grupo 2 que en el 1. La discriminación podría ser menor en el grupo 1 debido a que en este tipo de ocupaciones las mujeres realizan trabajos de menor nivel en la escala laboral, como podría ser personal administrativo. Podría no existir o ser menor la discriminación cuando el grupo minoritario se encuentra en una escala inferior dentro de la jerarquía de la empresa. Sin embargo, cuando el empleo femenino supone entre un 20% y un 40% del empleo total es más probable que las mujeres ocupen puestos de trabajo en el mismo nivel de la escala que los hombres lo que podría hacer crecer la discriminación.

La conclusión sobre cuál de estos grupos explica en mayor medida las diferencias salariales por sexo es ambiguo. Las columnas 3 y 6, del cuadro A.3.14, muestran que, bajo la estructura salarial no discriminatoria de las mujeres, más del 50% de las diferencias se producen para los individuos que trabajan en ocupaciones con menos del 20% de empleo femenino. Sin embargo, si la estructura salarial tomada como no discriminatoria es la de los hombres son los que trabajan en ocupaciones con un 40%-60% de empleo femenino quienes explican más del 50% de las diferencias salariales. Esta diferencia en los resultados, de acuerdo con la estructura salarial elegida, se debe a que el

porcentajes de individuos en cada uno de los grupos varía en función de que la muestra sea la de los hombres o la de las mujeres.

5.- Conclusiones

El objetivo del estudio es analizar el efecto de la feminización de las ocupaciones sobre los salarios y sobre las diferencias salariales por sexo, así como conocer si estas diferencias son mayores o menores en las ocupaciones más feminizadas. Si una parte importante de las diferencias salariales fueran resultado de la segregación existente en el mercado de trabajo, siempre y cuando no existieran diferencias importantes en las preferencias de hombres y mujeres por distintas ocupaciones, la política debería perseguir la formación de una estructura ocupacional por sexo que se aproximara a la estructura del empleo por sexo. Es decir, el porcentaje de hombres y mujeres en cada ocupación debería aproximarse a su representación en el empleo total. Existe un número elevado de análisis empíricos sobre la segregación por raza y/o sexo del mercado de trabajo. Sin embargo, y de acuerdo con Sorensen (1990), no existen suficientes estudios sobre la relación inversa, constatada en algunos trabajos, entre el mayor número de mujeres en una ocupación y los menores salarios. Si el número de trabajos en este ámbito no es abundante, a nivel de España es todavía menor.

En un intento de paliar la falta de este tipo de estudios, se analiza la relación entre feminización (calculada a partir de la EPA) y salarios partiendo de los datos individuales de la Encuesta sobre Estructura, Conciencia y Biografía de Clases de 1991. El análisis convencional en el que la variable feminización se considera exógena nos hubiera permitido afirmar, a partir de estos datos, que tanto los hombres como las mujeres reciben un salario menor por el hecho de trabajar en ocupaciones donde el empleo femenino es alto. Este resultado hubiera confirmado la hipótesis de concentración según la cual el incremento en la oferta provoca la disminución del salario de todos los trabajadores.

Sin embargo, el análisis de la exogeneidad de esta variable a partir del test de Hausman (1978) muestra evidencia de la endogeneidad de la misma, lo que nos lleva a estimar la feminización a través de un modelo logit multinomial. Estimando de nuevo los

coeficientes de las ecuaciones de salarios por MCO con la nueva variable feminización, se concluiría que la feminización tiene un impacto negativo sobre los salarios de los hombres pero, sin embargo, no afecta a los de las mujeres. La mejor especificación del modelo disminuye y hace no significativo el coeficiente de la variable feminización para la muestra de mujeres. Este resultado está en línea con el obtenido por Gerhart y Cheikh (1991) y nos permite concluir que los estudios basados en la exogeneidad de la variable feminización podrían haber sobre-estimado su efecto sobre los salarios de las mujeres. A medida que se incrementa el número de variables explicativas o que mejora el método de estimación, utilizando por ejemplo datos longitudinales que permiten controlar el impacto de variables no observables, el efecto de la feminización disminuye o incluso desaparece para las mujeres que tienen una vida laboral continua (Gerhart y Cheikh 1991), o para ambos hombres y mujeres (Mcpherson y Hirsch, 1995).

Uno de los resultados habituales en este tipo de estudios es que el efecto de la feminización sobre los salarios es menor para las mujeres. Sorensen (1990) señala que este menor efecto podría explicarse por la relación inversa entre discriminación y feminización. Cuanto mayor sea el número de mujeres en una ocupación menor será la discriminación que sufran y viceversa. Si una mujer pasa de una ocupación con un porcentaje determinado de empleo femenino a otra con un menor porcentaje de este empleo, su salario podría subir si se confirmara la relación negativa entre feminización y salario, pero también podría disminuir como consecuencia de la mayor discriminación. Estas relaciones podrían explicar, en nuestro caso, la no significatividad de la variable feminización para las mujeres. Sin embargo, si pensamos en los hombres, aquellos en ocupaciones con baja representación de la mujer podrían recibir un salario superior al que recibirían si no existiera discriminación¹². Este exceso de salario sería menor para los hombres que trabajan en ocupaciones con un número de mujeres elevado, puesto que la discriminación es menor, lo que podría explicar el mayor efecto de la feminización sobre el salario de los hombres.

¹² Oaxaca y Ransom (1994) señalan que la discriminación no sólo tiene un efecto negativo sobre el salario de las mujeres sino que también tiene un efecto positivo sobre el de los hombres.

Otra de las conclusiones que podrían extraerse del análisis es que las diferencias salariales por sexo aumentarían al incorporarse las mujeres a las ocupaciones “masculinas”, de acuerdo con el signo negativo observado superior para los hombres frente a las mujeres. Sin embargo, aquí se debería también tener en cuenta el posible efecto de la discriminación sobre el salario de los hombres. Al incorporarse las mujeres a las ocupaciones “masculinas”, si fuera cierto el planteamiento de Oaxaca y Ransom (1994) según el cual el salario de los hombres es más alto de lo que sería si no existiera discriminación, el salario de los varones disminuiría como consecuencia de la menor discriminación y las diferencias salariales por sexo tenderían a reducirse. Este se esperaría que fuera el resultado de una mayor integración de hombres y mujeres en el mercado de trabajo.

Los resultados del análisis de las diferencias salariales, en función de la feminización de las ocupaciones, realizado a partir del índice de Jenkins, confirmaría, exceptuando uno de los casos, la relación negativa entre feminización y discriminación. Las ocupaciones “femeninas” son las que presentan menores diferencias salariales por sexo y las “masculinas” las que tienen mayores diferencias. Las “femeninas” podrían tener menores salarios sólo por el hecho de serlo, pero los hombres que trabajan en ellas también tendrían salarios bajos, no siendo muy elevada la diferencia salarial, debido a que, de acuerdo con Zellner (1972), al aumentar el número de mujeres la discriminación disminuye.

Merece la pena destacar que, el análisis de la feminización a partir del modelo logit multinomial muestra que, el grado de feminización de las ocupaciones elegidas por mujeres y hombres tendería a ser más parecido de lo que es en realidad. Las mujeres, dado que tienen unas características medias similares a las de los hombres, no deberían estar concentradas en unas pocas ocupaciones.

Cuadro 1

Resumen de medias y desviaciones típicas de las variables incluidas en la ecuación de participación*

	Hombres	Mujeres
Ocupado	0,6485 (0,4775)	0,3146 (0,4645)
Casado	0,5870 (0,4924)	0,6002 (0,4899)
Edad: menor de 25 años	0,2479 (0,4319)	0,2249 (0,4176)
entre 25-25 años	0,2393 (0,4268)	0,2431 (0,4290)
entre 35-45 años	0,1836 (0,3872)	0,1887 (0,3914)
entre 45-55 años	0,1357 (0,3426)	0,1183 (0,3231)
mayor de 55 años	0,1933 (0,3949)	0,2248 (0,4175)
Sin estudios	0,2536 (0,4351)	0,3530 (0,4780)
E.G.B	0,3188 (0,4661)	0,3100 (0,4626)
Bachiller	0,0710 (0,2569)	0,0597 (0,2370)
F.P.	0,1590 (0,3658)	0,1116 (0,3149)
Diplomados	0,1041 (0,3055)	0,1081 (0,3105)
Licenciados	0,0934 (0,2911)	0,0576 (0,2329)
Hijos menores 16 años	2,8202 (3,0240)	2,4049 (2,8724)
Cabeza de familia	0,6625 (0,4729)	0,1989 (0,3992)
Nº de personas con ingresos en el hogar	1,7853 (1,1091)	1,7348 (1,0687)
Renta familiar	85,988 (122,00)	128,10 (771,79)
Tasa de paro	0,1251 (0,5303)	0,2456 (0,6982)
Tamaño muestral	2.160	2.187

* La desviación típica aparece entre paréntesis.

* La variable renta familiar (excluida la del entrevistado) figura en miles de pesetas.

Cuadro 2

Resumen de medias y desviaciones típicas de las variables incluidas en la ecuación de salarios*

	Hombres	Mujeres
Casado	0,6388 (0,4805)	0,4353 (0,2461)
Sin estudios	0,2019 (0,4016)	0,0658 (0,2482)
E.G.B	0,3657 (0,4818)	0,3651 (0,4817)
Bachiller	0,0536 (0,2255)	0,0558 (0,2297)
F.P.	0,1842 (0,3878)	0,1930 (0,3949)
Diplomados	0,0952 (0,2937)	0,2135 (0,4101)
Licenciados	0,0994 (0,2994)	0,1072 (0,3095)
Experiencia	18,058 (14,063)	10,451 (11,624)
Contrato fijo	0,6967 (0,4598)	0,6183 (0,4861)
Nº años antigüedad	13,037 (11,283)	8,2962 (8,3341)
Administración pública	0,2026 (0,4021)	0,2463 (0,4311)
Tamaño empresa:	0,09194 (0,2890)	0,0726 (0,2597)
entre 100-500 trabajad.		
más de 500 trabajad.	0,1577 (0,3646)	0,0849 (0,2790)
Actividad 1	0,03746 (0,1899)	0,0126 (0,1120)
Actividad 2	0,0672 (0,2606)	0,0429 (0,2028)
Actividad 3	0,1136 (0,3175)	0,03481 (0,1834)
Actividad 4	0,1312 (0,3378)	0,0918 (0,2890)
Actividad 5	0,1242 (0,3300)	0,0271 (0,1626)
Actividad 6	0,1024 (0,3033)	0,2000 (0,4003)
Actividad 7	0,5327 (0,2246)	0,0245 (0,1547)
Actividad 8	0,0806 (0,2724)	0,0686 (0,2530)
Actividad 9	0,2359 (0,4247)	0,4770 (0,4998)
Ocupación 2	0,0263 (0,1601)	0,0033 (0,0580)
Ocupación 3	0,1696 (0,3755)	0,2948 (0,4563)
Ocupación 4	0,0385 (0,1925)	0,0923 (0,2896)
Ocupación 5	0,0748 (0,2632)	0,1407 (0,3480)
Ocupación 6	0,0561 (0,2302)	0,0161 (0,1260)
Ocupación 7	0,1075 (0,3099)	0,0522 (0,2226)
Ocupación 8	0,1458 (0,3530)	0,0222 (0,1474)
Ocupación 9	0,2127 (0,4094)	0,0426 (0,2022)
Sal/hora en miles de pts.	0,8547 (1,7362)	0,6428 (0,4309)

* La desviación típica figura entre paréntesis.

Cuadro 3 Resultados de la estimación de la ecuación de salarios por MCO y por Heckman. Muestra separada de hombres y mujeres.

Variables	Hombres		Mujeres	
	MCO	Heckman	MCO	Heckman
Casado	0,0023 (0,0549)	-0,0098 (-0,2037)	-0,0225 (-0,5240)	-0,0257 (-0,5962)
Experiencia	0,0210 (5,1192)	0,0202 (4,3280)	0,0109 (3,0173)	0,0106 (2,9212)
Exp.cuadrado	-0,0003 (-4,1456)	-0,0003 (-3,2725)	-0,0001 (-1,9585)	-0,0001 (-1,8511)
E.G.B	0,1472 (3,0580)	0,1407 (2,7293)	-0,8856 (-1,0007)	-0,1152 (-1,2144)
Bachiller	0,3760 (4,6016)	0,3724 (4,5211)	0,0199 (0,1647)	0,0036 (0,0298)
F.P.	0,2416 (4,0174)	0,2337 (3,6382)	0,0865 (0,8455)	0,0526 (0,4736)
Diplomados	0,4682 (6,3974)	0,4616 (6,1121)	0,2636 (2,5206)	0,2268 (1,9757)
Licenciados	0,7932 (10,327)	0,7854 (9,8198)	0,4385 (3,8700)	0,4028 (3,2936)
Contrato fijo	0,1294 (3,1854)	0,1296 (3,1876)	0,1541 (3,3947)	0,1491 (3,2511)
Administración pública	0,0769 (1,2559)	0,0769 (1,2559)	0,1936 (3,4946)	0,1960 (3,5319)
Años antigüedad	0,0046 (2,3297)	0,0047 (2,3536)	0,0033 (0,9050)	0,0041 (1,0649)
Feminización	-0,1671 (-2,0180)	-0,1682 (-2,0292)	-0,2155 (-2,0538)	-0,2121 (-2,0200)
<100 trabaj. en la empresa	0,0972 (1,7733)	0,0970 (1,7676)	-0,0463 (-0,5760)	-0,0514 (-0,6369)
entre 100 y 500 trab. en empresa	0,2365 (5,1804)	0,2362 (5,1715)	0,1581 (2,1634)	0,1591 (2,1773)
Lambda		-0,0238 (-0,3514)		-0,0451 (-0,7793)
Constante	5,4563 (36,364)	5,4818 (32,886)	5,9824 (22,396)	6,0297 (22,007)
T. muestral	1123		747	
R²	49,27	49,28	49,52	49,57
R ajustado	47,05	47,01	46,13	46,10

(*) Para el cálculo de ambas ecuaciones se han incluido la actividad, y la ocupación dividida cada una de ellas en nueve variables ficticias, y las 17 Comunidades Autónomas, como variables de control.

Cuadro 4

**Valor del coeficiente de la variable feminización por MCO y por Heckman.
Muestra separada de hombres y mujeres***

Variables	Hombres		Mujeres	
	MCO	Heckman	MCO	Heckman
FEM	-0,0132 (-0,1816)	-0,0134 (-0,1834)	-0,1791 (-1,8012)	-0,1745 (-1,7555)
T. muestral	1123		747	
R²	47,21	47,21	44,60	44,76
R ajustado	45,31	45,26	41,54	41,63

(*) Se han incluido para el cálculo de ambas ecuaciones las Comunidades Autónomas y las actividades como variables de control.

Cuadro 5

Test de Hausman

Test de Hausman	19,8233 con 2 g.l
------------------------	-------------------

Cuadro 6

Distribución real y estimada del porcentaje de mujeres y hombres según el grado de feminización de las ocupaciones.

Feminización	Hombres		Mujeres	
	Real	Estimada	Real	Estimada
0-20%	54,58%	60,90%	11,51%	40,96%
20-40%	15,67%	3,29%	11,91%	3,61%
40-60%	24,84%	35,61%	53,27%	54,35%
60-80%	3,82%	0,17%	19,54%	1,07%
80-100%	1,06%	0%	8,74%	0%

Cuadro 7

Resultados del modelo logit multinomial

Prob.feminiz.	$P_1 < 0,2$	$0,2 < P_2 < 0,4$	$0,4 < P_3 < 0,6$	$0,6 < P_4 < 0,8$
Constante	2,8038 (2,6613)	1,7865 (1,6373)	1,1886 (1,1104)	0,7733 (0,6964)
E.G.B	-0,6781 (-1,0511)	-0,4799 (-0,7071)	0,1911 (0,2857)	-0,5457 (-0,7774)
Bachiller	-1,2107 (-1,6866)	-1,5622 (-1,9850)	1,1517 (0,2066)	-2,1922 (-2,4704)
F.P.	0,1538 (0,2109)	-0,0497 (-0,0657)	1,0660 (1,4183)	-0,1501 (-0,1897)
Diplomados	-0,5178 (-0,7257)	-0,7745 (-1,0342)	1,9286 (2,6446)	0,6100 (0,8112)
Licenciados	1,7790 (1,7372)	3,0895 (2,9778)	3,4130 (3,3089)	1,3774 (1,2905)
Administración pública	-1,5211 (-3,9643)	-1,5129 (-3,7144)	-0,9088 (-2,3946)	-0,0359 (-0,0892)
Universidad madre	27,642 (0,00003)	28,244 (0,00003)	28,112 (0,00003)	27,665 (0,00003)
Universidad padre	-0,7998 (-1,5374)	-0,2995 (-0,5598)	-0,7610 (-1,4891)	-0,2967 (-0,5459)
Edad	0,0471 (1,3982)	0,0362 (1,0429)	0,0575 (1,7135)	0,0835 (2,4477)
feminiz. ocupa.m adre	-1,7710 (-2,2476)	-0,5984 (-0,7522)	-1,4683 (-1,8619)	-2,9751 (-3,1909)
feminiz. ocupa.pa dre	-1,0111 (-1,8951)	-0,7503 (-1,3219)	-0,8308 (-1,5774)	-1,3451 (-2,2451)
Casado	-0,0526 (-0,1271)	-0,2339 (-0,5400)	-0,2545 (-0,6160)	-0,3474 (-0,7908)
Experiencia	0,0016 (0,0576)	-0,0130 (-0,4461)	-0,0196 (-0,6941)	-0,0503 (-1,7329)
Test de verosimilitud	1032,203			

Cuadro 8: Valor del coeficiente de la feminización por MCO para hombres y mujeres*

	Hombres		Mujeres	
	(*)	(**)	(*)	(**)
FEM	-0,3089 (-1,8433)	-0,2775 (-1,6498)	-0,0239 (-0,1118)	-0,0433 (-0,1937)
T. muestral	1123		747	
R²	48,76	46,86	48,91	44,11
R ajustado	46,52	44,95	45,47	41,03

(*) Se han incluido para el cálculo de ambas ecuaciones las Comunidades Autónomas, las actividades y las ocupaciones como variables de control.

(**) Se han incluido para el cálculo de ambas ecuaciones las Comunidades Autónomas y las actividades como variables de control.

Cuadro 9: Descomposición de la diferencia salarial

	V.feminiz. exógena	V.feminiz. endógena
Diferencia salarial	17%	17%
Explicada	1,52%	-15,48%
dif.en características	-32,36%	-22,14%
dif.feminización	33,87%	6,66%
No explicada	98,48%	115,48%
dif. remuner.características	84,71%	172,21%
dif. remuner. feminización	13,77%	-56,73%

(*) Se han incluido para el cálculo de ambas ecuaciones las Comunidades Autónomas y las actividades y las ocupaciones como variables de control.

Cuadro 10: Descomposición a partir del índice de Jenkins de la diferencia salarial hombre-mujer en función de la feminización de la ocupación.

	Estructura salarial no discriminatoria hombres			Estructura salarial no discriminatoria mujeres		
	N	I.Jenkins	%	N	I.Jenkins	%
Total	747	0,0858	100	1123	0,1366	100
Feminización						
mujer: <20%	86	0,0906	10,68	613	0,1415	51,48
mujer: 20%-40%	89	0,1021	14,18	176	0,1457	18,12
mujer: 40%-60%	398	0,0848	54,07	279	0,1288	26,84
mujer: > 60%	174	0,0775	21,07	55	0,1009	3,56

* Bajo la estructura salarial no discriminatoria de las mujeres se calcula la diferencia entre el salario estimado en cada sector del hombre y el salario estimado del hombre si le pagaran como a la mujer.

La encuesta y las variables introducidas en el modelo

La encuesta de Estructura Conciencia y Biografía de Clases fue realizada en 1991 por convenio entre el Instituto de la Mujer, el Instituto Nacional de Estadística y la Comunidad de Madrid. En la muestra se encuentra sobrerrepresentada la Comunidad de Madrid, dado que cofinanciaba el proyecto, y las clases altas puesto que el principal interés de este proyecto era el estudio de estas clases sociales. Estos dos hechos obligan a corregir la muestra mediante ponderaciones para que sea equiprobable. Se aconseja para ello utilizar la ponderación que en la encuesta denominan PT. Esta es la que se ha utilizado en este trabajo en un intento de conseguir una muestra aleatoria.

Modelo probit

La variable dependiente es una variable dicotómica que toma valor 1 si el individuo trabaja, es decir, está ocupado y cero en caso contrario.

Estado civil: Se incluye una variable ficticia que toma valor 1 para aquellos individuos casados y cero para el resto.

Edad: Se introducen cuatro variables ficticias correspondientes a los siguientes grupos de edad: entre 26 y 35 años, entre 36 y 45 años, entre 46 y 55 años y más de 55 años. El grupo de referencia es el de los individuos con 25 años o menos.

Nivel de educación: La información que se obtiene es sobre estudios terminados. Se incluyen cinco variables ficticias: analfabetos y sin estudios; estudios primarios, EGB o Graduado Escolar; bachiller elemental y bachiller superior; formación profesional de 1^{er} y 2^o grado y otros estudios medios; carrera de grado medio y tres cursos de escuela o facultad aprobados; Licenciados, estudios postsecundarios y postgraduados; los individuos de referencia son aquellos con nivel más bajo de educación

Número de hijos menores de 16 años

Cabeza de familia: Representado por una variable ficticia que toma valor uno si el entrevistado es cabeza de familia y cero si no lo es.

Número de personas con ingresos en el hogar: Se introduce el número de personas incluido el entrevistado que aportan ingresos al hogar.

Ingresos del hogar: Se incluyen las rentas laborales y no laborales de todos los miembros que componen el hogar excluyéndose la renta laboral del encuestado.

Tasa de paro: variable cuantitativa que recoge la tasa media de paro del año 91 por sexo y por Comunidad Autónoma.

Ecuación de salarios

La ecuación de salarios se estima a partir de la muestra de asalariados. La variable dependiente es el logaritmo del salario neto por hora. En esta ecuación se introducen de las variables anteriores el estado civil y el nivel de educación.

Experiencia: número de años que el individuo ha estado ocupado en el mercado de trabajo teniendo en cuenta las interrupciones en la vida laboral de los individuos (hasta un máximo de tres). Se introduce también la experiencia al cuadrado, con el fin de observar el crecimiento de las ganancias a lo largo del tiempo.

Antigüedad: Se define como número de años que el individuo ha permanecido en la ocupación en la que se encuentra en el momento de la encuesta.

Tipo de contrato: Toma valor uno si el contrato es de duración indefinida y cero en caso contrario.

Tipo de sector: Toma valor uno si el individuo trabaja en la administración pública y cero si es una empresa pública, semi-pública o privada.

Tamaño de la empresa: se introduce a través de dos variables ficticias: la primera toma valor uno, si los individuos trabajan en empresas con menos de 100 trabajadores y la segunda toma valor uno, si el número de trabajadores en la empresa está entre 100 y 500. La variable de referencia son las empresas con más de 500 trabajadores.

Feminización: se define como porcentaje de mujeres en una ocupación con respecto al número total de empleados en esa ocupación. Para construir esta variable se utiliza la información disponible en la EPA del año 1990.

Actividad: Se introducen nueve variables ficticias de la actividad de acuerdo con la CNA a un dígito.

Ocupación: Se incluyen ocho variables ficticias de las ocupaciones de acuerdo con la CNO a un dígito.

Comunidades Autónomas: Se recoge la pertenencia a cada una de las 17 Comunidades Autónomas, a través de 16 variables ficticias que toman valor uno si el individuo pertenece a dicha región y cero en caso contrario.

Modelo multinomial logit.

Se agrupan las ocupaciones en función de su grado de feminización de la siguiente manera: en el grupo 1 las mujeres representan el 20% o menos del empleo. En el 2 el empleo femenino se sitúa entre el 20 y el 40%. En el grupo 3 entre el 40% y el 60% y entre el 60% y el 80% en el 4. Finalmente, en el grupo 5 las ocupaciones son “femeninas” (las mujeres ocupan el 80% o más del empleo de esas ocupaciones). La variable dependiente es una variable cualitativa que toma cinco valores en función de que los individuos se encuentren o no en cada uno de los grupos anteriores.

Se incluyen como variables explicativas del modelo multinomial las siguientes: estado civil, edad, experiencia, nivel de estudios, nivel de educación de los padres y la feminización del sector en el que trabajan o han trabajado los padres.

Nivel de educación del padre: Esta variable toma valor 1 si el padre tiene estudios universitarios y cero en caso contrario.

Nivel de educación de la madre: Esta variable toma valor 1 si la madre tiene estudios universitarios y cero en caso contrario.

Feminización de la ocupación del padre: Se asigna al padre la feminización de la ocupación en la que trabaja de acuerdo con la información obtenida a partir de la EPA.

Feminización de la ocupación de la madre: Se asigna a la madre la feminización de la ocupación en la que trabaja de acuerdo con la información obtenida a partir de la EPA.

Bibliografía

- Bergmann, B. R. (1971): "The Effects on White Incomes of Discrimination in Employment", *Journal of Political Economy*, 79(2), marzo-abril, pp. 294-313.
- Bergmann, B. R. (1974): "Occupational Segregation, Wages and Profits when Employers Discriminate by Race or Sex", *Eastern Economic Journal*, 1 (2/3), April/July, pp. 103-110.
- Blinder, A. S. (1973): "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates", *Journal of Human Resources*, vol. 8, pp. 436-455.
- Brown, R. S., Moon, M. y Zoloth, B. S. (1980): "Incorporating occupational attainment in studies of male-female earnings differentials", *Journal of Human Resources*, 15, pp: 3-28.
- Carrington, W. J. y Troske, K. R. (1995): "Gender Segregation in Small Firms", *Journal of Human Resources*, vol: 30, nº: 3, pp. 503-533.
- England, P. (1982): "The failure of human capital theory to explain occupational sex-segregation", *Journal of Human Resources*, vol: XVII, nº: 3, pp. 358-370.
- Ferber, M. A. y Lowry, H. M. (1976): "The Sex Differential in Earnings: A Reappraisal", *Industrial and Labor Relations Review*, 30(2), Enero, pp. 175-187.
- Gerhart, B. y Cheikh Nabil-El. (1991): "Earnings and Percentage Female: A Longitudinal Study", *Industrial Relations*, vol. 30, nº 2, pp. 62-78.
- Hausman, J. A. (1978): "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica*, 46, pp. 1251-1271.
- Heckman, J. (1979): "Sample selection bias as a specification error", *Econometrica*, 47, pp. 153-162.
- Hernández Martínez, P. J. (1995): *Factores explicativos de las diferencias salariales entre hombres y mujeres en España: Análisis empírico*, trabajo de tesis Universidad Autónoma de Barcelona.

- Jenkins, S. P. (1994): "Earnings Discrimination Measurement", *Journal of Econometrics*, 61, pp. 81-102.
- Killingsworth, M. R. (1990): *The Economics of Comparable Worth*, Upjohn Institute for Employment Research.
- Macpherson, D. A. y Hirsch, B. T. (1995): "Wages and gender composition: why do women's jobs pay less?", *Journal of Labor Economics*, vol.13, nº 3.
- Malkiel B. G. y Malkiel J. A. (1973): "Male-Female Pay Differentials in Professional Employment", *The American Economic Review*, vol: 63, nº4, pp. 693-705.
- Miller, P. (1987): "The wage effect of the occupational segregation of women in Britain", *The economic Journal*, 97, pp. 885-896.
- Mincer, J. (1974): "Schooling, Experience and Earnings", *National Bureau of Economic Research*, New York.
- Oaxaca, R. (1973) "Male-Female Wage Differentials in Urban Labour Markets", *International Economic Review*, 14, pp. 693-709.
- Oaxaca, R. y Ransom M. R. (1994): "On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials", *Journal of Econometrics*, 61, pp. 5-21.
- Schmidt, P. y Strauss, R. (1975): "The Prediction of Occupation Using Multiple Logit Models", *International Economic Review*, vol. 16, nº: 2, pp. 471-486.
- Sorensen, E. (1990): "The Crowding Hypothesis and Comparable Worth", *Journal of Human Resources*, vol. 25, nº 1, pp. 55-89.
- Zellner, H. (1972): "Discrimination against women, occupational segregation, and the relative wage", *American Economic Review*, 62, pp.157-160.