

---

# FEMINIZACIÓN Y DIFERENCIAS SALARIALES EN URUGUAY

---

Cecilia González y Máximo Rossi\*

## Resumen

González, Cecilia y Rossi, Máximo. "Feminización y diferencias salariales en Uruguay", Cuadernos de Economía, v. XXVI, n. 46, Bogotá, 2007, páginas 75-106.

En el presente trabajo se analizan las repercusiones de la incorporación femenina en el mercado laboral uruguayo, sobre las remuneraciones percibidas por mujeres y hombres entre 1986 y 1997. En primer lugar, se procede a contrastar la Hipótesis de Concentración planteada por Bergmann (1971 y 1974), según la cual la concentración de las mujeres en unas pocas ocupaciones, como consecuencia de la discriminación, conduce a la disminución de los salarios de los trabajadores que se desempeñan en dichas labores. Posteriormente, se realiza la descomposición de las diferencias salariales por sexo siguiendo la metodología planteada por Macpherson y Hirsch (1995), con el fin de identificar la parte que es discriminatoria y aquella que es justificada.

**Palabras claves:** segregación ocupacional, mercado laboral, feminización, diferencias salariales. **JEL:** J01, J31, J71.

---

\* Cecilia González es Licenciada en Economía, actualmente se desempeña como Asistente de Investigación (grado 2) en el Área de Economía e Historia Económica de la Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República (Montevideo, Uruguay). E-mail: ceciliagonzalez@fcs.edu.uy.

Máximo Rossi es candidato a Doctor en Economía, profesor titular (grado 5) del Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República (Montevideo, Uruguay). E-mail: mito@decon.edu.uy. Este artículo fue recibido el 5 de junio de 2006 y su publicación aprobada el 9 de abril de 2007.

## **Abstract**

**González, Cecilia and Rossi, Máximo. "Feminisation and wage differences in Uruguay", Cuadernos de Economía, v. XXVI, n. 46, Bogota, 2007, pages 75-106.**

The present work analyses the repercussions of females being incorporated into the Uruguayan labour market from 1986 to 1997 in terms of remuneration as perceived by men and women. Bergmann's Hypothesis of Concentration (1971 and 1974) is looked at, according to which women being concentrated in just a few occupations (due to discrimination) leads to their wages becoming reduced per se. Wage differences are then broken down using Macpherson and Hirsch's methodology (1995) to identify the part which is discriminatory and that which is justified.

**Key words:** occupational segregation, labour market, feminisation, wage differences. **JEL:** J01, J31, J71.

## **Résumé**

**González, Cecilia et Rossi, Máximo «Féminisation et différences de salaires en Uruguay», Cuadernos de Economía, v. XXVI, n. 46, Bogota, 2007, pages 75-106.**

Cette étude analyse les répercussions de l'incorporation féminine au marché du travail uruguayen sur les rémunérations perçues par les femmes et les hommes entre 1986 et 1997. L'on procède tout d'abord à vérifier l'Hypothèse de Concentration développée par BERGMANN (1971 et 1974), selon laquelle la concentration des femmes dans certaines occupations en tant que conséquence de la discrimination, conduit à la réduction des salaires des individus qui travaillent dans ces professions. On effectue ensuite la décomposition des différences de salaire par sexe en utilisant la méthodologie proposée par MACPHERSON et HIRSCH (1995), dans le but de distinguer la partie discriminatoire de celle qui est justifiée.

**Mots clés :** ségrégation occupationnelle, marché du travail, féminisation, différences de salaires. **JEL :** J01, J31, J71.

## INTRODUCCIÓN

En el documento se analizan algunos aspectos relacionados con la participación femenina en el mercado de trabajo uruguayo. En particular se estudian las consecuencias de este fenómeno con respecto al nivel y a las diferencias en las remuneraciones percibidas por mujeres y hombres en el mercado laboral, durante los años siguientes a la recuperación democrática en el país (se considera el período comprendido entre 1986 y 1997).

El crecimiento de la tasa de participación femenina, desde finales de la década del 60, es uno de los hechos destacados en el mercado de trabajo uruguayo, pasando de 27,4% en 1969 a 46% en 1997. Durante el período analizado en este trabajo, la tasa de participación de la mujer aumentó de 44% a 50% en Montevideo y de 36% a 42% en el Interior. Este incremento se evidencia, principalmente, para mujeres entre 25 y 44 años, y para las más educadas –más de 16 años de educación–, alcanzando el 75% en Montevideo y el 70% en el Interior.

Si se consideran los ocupados formales a tiempo completo en Montevideo y en el Interior, es decir, aquellos que trabajan 40 horas semanales o más, se evidencia que el ingreso promedio de los ocupados hombres siempre es superior al obtenido por las mujeres. Asimismo, se aprecia que el ingreso se incrementa con la edad, pero que desciende para los ocupados hombres de más de 65 años y para las ocupadas mujeres a partir de los 45 años, y que crece a medida que aumenta el nivel de educación de la persona ocupada, siendo muy significativo para quienes cuentan con 16 o más años de educación.

Para analizar los efectos de la participación femenina, en particular los relacionados con la concentración de las mujeres en determinadas ocupaciones, sobre los salarios de hombres y mujeres, y la diferenciación salarial,

se procede a estimar ecuaciones de salarios para cada sexo y se incorpora como variable independiente una que mide la proporción de mujeres en la ocupación. Posteriormente, se realiza la descomposición de las diferencias salariales con el fin de estimar la parte de la diferencia salarial que es no explicada o discriminatoria.

La estructura del documento es la siguiente: en la primera sección se presenta el marco teórico utilizado, en la segunda se realiza una revisión de trabajos empíricos y en la tercera se llevan a cabo las estimaciones anteriormente mencionadas.

## MARCO TEÓRICO

### La discriminación salarial

Se considera que existe discriminación cuando individuos con las mismas dotaciones de capital humano son remunerados de manera diferente debido a características no relacionadas con su productividad, por ejemplo, el sexo o la raza. Bergmann (1971 y 1974) desarrolla la Hipótesis de Concentración, según la cual las diferencias salariales son el resultado de la segregación existente en el mercado de trabajo. La concentración de las mujeres en unas pocas ocupaciones y la mayor oferta donde no tienen barreras a la entrada, conduce a la disminución de los salarios de todos los individuos –tanto hombres como mujeres– que se desempeñan en dichas actividades.

De acuerdo al modelo de concentración, los empleadores discriminan a las mujeres excluyéndolas de las ocupaciones consideradas “masculinas”. Dado que estos trabajos están reservados a los hombres y la demanda por mujeres es limitada, pocas están empleadas en estas actividades y se concentran en otras ocupaciones, calificadas típicamente como “femeninas”. A medida que la oferta de mujeres aumenta en las ocupaciones femeninas su salario tiende a decrecer.

En forma simplificada, el modelo asume que hombres y mujeres tienen las mismas habilidades y, por lo tanto, si no existiese discriminación deberían recibir igual salario. Asimismo, predice que la discriminación segrega a hombres y a mujeres en diferentes ocupaciones y conduce a que quienes trabajan en aquellas consideradas femeninas ganen menos que quienes trabajan en las consideradas masculinas, aun cuando todos los trabajadores estén igualmente calificados para ambos tipos de trabajo. En otras palabras, *ceteris paribus*, un individuo ganará menos si es empleado en una

ocupación predominantemente femenina que si labora en una predominantemente masculina.

Un método para corroborar esta hipótesis consiste en estimar una ecuación de ingresos que incluya una variable independiente (F) que mida la proporción de mujeres en una cierta ocupación y que incorpore otros factores explicativos tradicionales:

$$w_i = \alpha_0 + \alpha_1 F_i + \alpha_2 Z_i \quad [1]$$

$i$  trabajador hombre o mujer

$w$  medida del ingreso por trabajador

$F_i$  medida de la concentración de mujeres en la ocupación

$Z_i$  conjunto de variables que caracterizan al trabajador y su empleo

$\alpha_i$  coeficientes estimados

La significación de la variable F y su coeficiente estimado de signo negativo estarían ofreciendo un resultado consistente con la hipótesis de concentración. Esto implica que los individuos ganarán menos si están empleados en una ocupación predominantemente femenina que si trabajan en una predominantemente masculina. El tamaño de esta discrepancia en los ingresos puede ser estimado por el coeficiente  $\alpha_1$  y dado que la ecuación de ingresos se estima en forma separada para mujeres y hombres, es posible determinar una medida específica de la diferencia salarial para cada género.

Una contribución importante de los trabajos empíricos que abordan el tema de las diferencias salariales es la relación observada entre la composición de las ocupaciones por sexo y los salarios. Estos últimos disminuyen (tanto para hombres como para mujeres) al incrementarse la proporción de mujeres en una ocupación, es decir, que los salarios son más bajos en ocupaciones predominantemente femeninas. Por lo tanto, la hipótesis de concentración planteada por Bergmann (1971 y 1974) estaría siendo confirmada. De otra parte, algunos autores plantean que la feminización afecta en mayor medida a los hombres que a las mujeres.

## EVIDENCIA EMPÍRICA

En cuanto a los efectos de la incorporación femenina al mercado laboral existen numerosos trabajos que estudian la situación en diversos países; estas investigaciones estiman ecuaciones de ingresos femeninos y masculinos incluyendo, como variable independiente, una medida de la composición por género en las ocupaciones. Para el caso de Uruguay se han realizado

pocos estudios que introduzcan, específicamente, el efecto de la feminización de la ocupación sobre los ingresos percibidos en la misma.

Los trabajos realizados para otros países pueden dividirse en dos grandes grupos, según la utilización o no de variables industriales de control, dentro del grupo de variables explicativas.

El primer grupo, caracterizado por no hacer uso de variables de control industrial, ofrece evidencia sobre la hipótesis de concentración y se divide a su vez en tres subgrupos, de acuerdo a la unidad de análisis utilizada: a) ocupaciones, b) ocupaciones ponderadas por la proporción de mujeres y hombres en cada ocupación, c) individuos. El primer subgrupo de estudios utiliza ocupaciones sin ponderar como unidad de análisis y busca verificar una hipótesis diferente a la evaluada en los otros trabajos, es decir, examina si la segregación ocupacional reduce los ingresos por ocupación, analizando la estructura de pagos por ocupaciones.

Los otros dos subgrupos miden el impacto de la segregación ocupacional en los ingresos individuales. En el caso del segundo subgrupo se utilizan ocupaciones ponderadas por la proporción de mujeres y hombres en cada ocupación, es decir, una unidad de análisis agregada que implica menos eficiencia en las estimaciones. Aquí es posible encontrar los trabajos de Ferber y Lowry (1976), England (1982), O'Neill (1983), Aldrich y Buchele (1986). En contraste, el tercer subgrupo utiliza los individuos como unidad de análisis, lo cual es más apropiado para realizar inferencias y estudiar el impacto de la concentración sobre hombres y mujeres. Dentro de este tercer tipo de trabajos se destacan el de Blau y Beller (1988) y el de U.S. Census Bureau (1970).

De otra parte, los estudios que incorporan variables de control industrial plantean que la proporción de mujeres en una ocupación tiene un efecto negativo y significativo en los ingresos de los hombres y de las mujeres que trabajan en dicha ocupación. En este grupo se encuentran los trabajos de Johnson y Solon (1986) y de Sorensen (1990). Esta autora incorpora la composición por género de una ocupación y los factores explicativos convencionales en la ecuación de ingresos; igualmente, intenta aislar el efecto de la feminización estimando la ecuación de salarios de tres maneras distintas, incluyendo cada vez un número mayor de variables explicativas; en los tres casos la variable dependiente es el logaritmo natural del ingreso por hora.

El primero caso es un modelo estándar de capital humano aumentado por la composición por sexo de los trabajadores de cada ocupación. En él se

agregan otras variables explicativas como: educación, experiencia laboral potencial (edad menos años de estudio), estado civil, número de hijos y raza. El propósito del segundo modelo es estimar el efecto de la concentración luego de considerar un conjunto más amplio de factores explicativos, incluyéndose variables sobre las características de la ocupación como: nivel educativo requerido, formación específica, requerimientos físicos, y otras de carácter demográfico o relacionadas con el capital humano. El tercer modelo incluye todas las variables del segundo además de 42 variables dicotómicas industriales.

Las tres estimaciones toman en cuenta las diferencias industriales antes de estimar el efecto de la segregación ocupacional en los ingresos. Sus resultados revelan que el efecto de la feminización (porcentaje de mujeres en cada ocupación) sobre los salarios, disminuye a medida que el número de variables explicativas aumenta; no obstante, es significativo en los tres modelos. Este efecto, al igual que en el resto de los trabajos, es mayor para los hombres que para las mujeres. Las observaciones del modelo que utiliza variables de control industrial indican que mientras las mujeres ven reducido en un 15% su salario al pasar de una ocupación masculina a una femenina, los hombres en igual situación sufren una pérdida del 25%.

Otros estudios como los realizados por Gerhart y Cheikh (1991), y Macpherson y Hirsch (1995), para los Estados Unidos, emplean series temporales en lugar de datos de corte transversal. Los primeros encuentran que las mujeres con una participación continua en el mercado de trabajo no ven reducido su salario por el hecho de trabajar en ocupaciones femeninas, aunque sí es el caso para hombres y mujeres que trabajan de manera intermitente. Concluyen que los estudios basados en datos de corte transversal podrían haber sobrestimado el efecto de la feminización para las mujeres que trabajan en forma constante.

De igual forma, Macpherson y Hirsch (1995) muestran una menor repercusión de la feminización, tanto para hombres como para mujeres, al utilizar datos longitudinales. Señalan que los salarios decrecen al aumentar el porcentaje de mujeres en una ocupación porque las predominantemente femeninas, en general, requieren trabajadores con menor formación, el número de empleados a tiempo parcial es mayor y el nivel de antigüedad en ellas es más bajo. Plantean que las diferencias salariales por ocupación y por sexo son muy pequeñas; sin embargo, las características de las ocupaciones, la formación y las preferencias correlacionadas con la composición por sexo, sí serían importantes para comprender la diferenciación salarial

por sexo. Según los autores, una vez que se utilizan los controles adecuados, las diferencias salariales por ocupación y por sexo se reducen.

Más recientemente, Salabarría y Ullibarri (1997) concluyen que para el caso de España la concentración tiene un efecto negativo sobre el salario de los hombres, pero no afecta el de las mujeres. Estas conclusiones se obtienen luego de considerar la variable feminización como endógena, a partir de los resultados del test de Hausman (1978), el cual arroja evidencia sobre su carácter endógeno. Este es un tratamiento novedoso de la variable, dado que el análisis convencional que trata la feminización como variable exógena hubiese permitido afirmar que la concentración afectaba tanto a hombres como a mujeres. Según los resultados obtenidos por los autores trabajar en una ocupación femenina disminuye los salarios de los hombres en un 31%.

Para el caso uruguayo, existen trabajos que se han concentrado en la diferenciación salarial por sexo (Furtado y Raffo 1998, Rivas y Rossi 2000) a través de la estimación de ecuaciones de salarios para hombres y mujeres por separado, realizando luego la descomposición de las diferencias salariales por sexo para determinar qué parte de la misma es discriminatoria.

## RESULTADOS PARA URUGUAY

### Aspectos metodológicos previos

Se analizan en este capítulo los efectos de la participación femenina sobre los salarios, en particular la influencia de la concentración de las mujeres en determinadas ocupaciones. Se observa la relación existente entre la composición de las ocupaciones por sexo y los salarios en un intento de contrastar la hipótesis de concentración.

Para ello se parte de una función de ingresos como la planteada por Mincer (1974) en la cual se incorpora una variable feminización exógena como factor explicativo adicional y se estiman ecuaciones de salarios de forma separada para hombres y mujeres de la siguiente forma:

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

$$l_n(W_i^h) = X_i^h \beta^h + \Theta^h Fem_i^h + u_i^h \quad [3]$$

donde  $l_n(W)$  es el logaritmo natural del salario por hora,  $X$  es el vector de características,  $Fem$  es la feminización de la ocupación donde se encuentra el individuo,  $\beta$  y  $\Theta$  son los parámetros a estimar y  $u$  es la perturbación

aleatoria, que se supone con media 0 y varianza constante. Los subíndices  $h$  y  $m$  significan hombres y mujeres respectivamente.

Un valor de  $\Theta$  negativo implica que los salarios disminuyen al aumentar el porcentaje de mujeres en la ocupación, lo que estaría ofreciendo evidencia empírica para corroborar la hipótesis de concentración. Si el efecto negativo de la feminización es mayor sobre el salario de las mujeres que sobre el salario de los hombres, la existencia de segregación ocupacional, considerando todo lo demás constante, aumentaría la diferencia salarial por sexo. No obstante, si el efecto es mayor sobre el salario de los hombres como ocurre en varios estudios empíricos, la existencia de segregación ocupacional medida como la feminización de las ocupaciones, reduciría la diferencia salarial por sexo.

Las ecuaciones de ingresos se estiman en dos etapas a través del método de Heckman (1979) de selección muestral, dada la posible existencia de sesgo de selección. En general, los estudios empíricos que abordan el efecto de la feminización sobre los salarios tratan a la variable feminización como exógena, pero de no ser así se estaría obteniendo estimadores inconsistentes. Salabarría y Ullibarri (1997) utilizan el test de Hausman (1978) para encontrar evidencia de su endogeneidad, es decir, que algunas de las características no observables que afectan la feminización están correlacionadas con características no observables que afectan los salarios. Estos autores estiman una nueva variable a través de dummies.

En este documento se siguió la metodología empleada por Salabarría y Ullibarri (1997) y se procedió a contrastar la exogeneidad de la variable feminización a través del test de Hausman; sin embargo, no se encontró evidencia de su carácter endógeno. Por lo tanto, la variable feminización fue tratada como exógena al igual que en la mayoría de los estudios empíricos existentes.

Una vez estimadas las ecuaciones de salarios se procedió a analizar la evolución de la diferencia salarial entre géneros y la discriminación salarial. Para ello se realizó la descomposición de las diferencias salariales entre hombres y mujeres utilizando la metodología seguida por Macpherson y Hirsch (1995), quienes basándose en el trabajo de Oaxaca (1973) proponen estimar el diferencial de salarios total y descomponerlo en tres partes:

$$\begin{aligned} \overline{\ln W_h} - \overline{\ln W_m} = & \left[ \sum (p_h \beta_h + p_m \beta_m) (\overline{X_h} - \overline{X_m}) \right] + \\ & \left[ (p_h \Theta_h + p_m \Theta_m) (\overline{Fem_h} - \overline{Fem_m}) \right] + \\ & \left[ (\beta_h - \beta_m) (p_m \overline{X_h} + p_h \overline{X_m}) + (\Theta_h - \Theta_m) (p_m \overline{Fem_h} + p_h \overline{Fem_m}) \right] \end{aligned} \quad [4]$$

donde  $\overline{\ln W_h}$  y  $\overline{\ln W_m}$  representan la media del logaritmo del ingreso por hora, los subíndices  $h$  y  $m$  hacen referencia a hombres y a mujeres respectivamente,  $P_h$  y  $P_m$  son los porcentajes de hombres y mujeres en la muestra,  $\beta_h$  y  $\beta_m$  son los vectores de coeficientes estimados, y  $\Theta_h$  y  $\Theta_m$  son los coeficientes de la variable feminización.

El primer y segundo término representan la proporción explicada de la diferencia salarial, atribuible a diferencias en las “X” —es decir, a características personales o pertenecientes a las ocupaciones— y a divergencias en la proporción de mujeres en cada ocupación.

El tercer término, representa la porción no explicada de la diferencia salarial por género y puede dividirse en dos componentes. El primero corresponde a disimilitudes en los coeficientes de las “X” (reflejando las divergencias de remuneración para unas mismas características, ya sean personales o pertenecientes a las ocupaciones). El segundo incorpora las diferencias en la feminización de las ocupaciones (refleja el efecto de la variable sobre los salarios de hombres y mujeres).

Esta descomposición surge luego de determinar cuál será la estructura salarial que se tomará como no discriminatoria. En este trabajo los coeficientes de la regresión se ponderan por la proporción de hombres y mujeres en la muestra, lo cual es una variación a la estructura planteada por Oaxaca y Ransom (1994).

### Los datos y las variables utilizadas

Los datos utilizados corresponden a la Encuesta Continua de Hogares (ECH) del Instituto Nacional de Estadística, realizada en todo el país urbano para los años 1986, 1990, 1994 y 1997; sin embargo, en el presente trabajo se discriminan las cifras para Montevideo, el Interior urbano y el total del país.

Las ecuaciones de ingresos se estiman para todos los individuos que se definen como ocupados y se consideran en esta categoría trabajadores públicos y privados, cuenta propia con y sin local, cooperativistas y patrones.

La variable dependiente del modelo de participación es una variable dicotómica que toma el valor 1 cuando el individuo está ocupado y 0 cuando no lo está. La variable dependiente de las regresiones de ingresos ( $\ln W$ ) es el logaritmo de los ingresos percibidos en la ocupación principal, expresados en pesos constantes de 1986. Dado que la ECH informa

sobre el ingreso percibido el mes anterior en la ocupación principal y las horas trabajadas en la última semana, se realiza el supuesto de que el entrevistado mantiene la misma dedicación del mes anterior; de esta forma, el número de horas mensuales se estima como cuatro veces la dedicación semanal y, a continuación, se calcula el ingreso por hora.

A través de las variables independientes utilizadas se intenta incorporar los diferentes factores que pueden estar determinando la participación laboral y el nivel de ingreso. Se tomaron en cuenta características personales tales como: edad, educación, estado civil, estatus de jefe de hogar y experiencia en el puesto de trabajo. Se incluyen, también, características del hogar como: ingreso, cantidad de niños menores de 14 años, número de personas con ingreso y cantidad de desocupados. Además se introducen variables que caracterizan la actividad principal del individuo en el mercado laboral: antigüedad, trabajo de tiempo completo, sector de actividad, ocupación, rama de actividad y feminización de la ocupación.

### **Edad**

Se incorpora en la ecuación de participación a través de 6 variables dicotómicas según el rango de edad del entrevistado: 0 a 25 años, 26 a 35 años, 36 a 45 años, 46 a 55 años, 56 a 65 años, 66 años y más. Cada una de estas variables vale 1 cuando la edad de la persona está en la categoría correspondiente y 0 cuando no lo está. Se toma como referencia el grupo de 0 a 25 años.

### **Educación**

Se incorpora en la ecuación de participación y en las regresiones de ingresos. Se construye una variable que mide los años de educación formal (*educ\_1*) a partir del último año aprobado y del nivel de enseñanza alcanzado, ambos datos registrados en la ECH. La nueva variable asigna la cantidad de años de educación correspondientes al nivel de enseñanza alcanzado.

### **Estado civil**

Se construye una variable dicotómica (*casado*) que toma el valor de 1 cuando la persona está casada o bajo unión libre y 0 en el resto de los casos. Se incluye en la ecuación de participación y en la ecuación de ingresos.

### **Jefe de hogar**

Es una variable dicotómica llamada *jefe*, la cual toma el valor de 1 cuando la persona es jefe de hogar y 0 cuando no lo es. Se introduce en la ecuación de participación.

### **Experiencia**

La experiencia potencial (*exppot*) se calcula de una forma tradicional: la edad menos los años de educación menos seis. Se incorpora además la experiencia potencial al cuadrado (*exppot2*) y ambas variables se incluyen en la ecuación de salarios.

### **Antigüedad**

Se calcula a partir de los años y meses que la persona se ha desempeñado en la misma actividad. La variable (*antigüe*) se introduce en la ecuación de salarios y se expresa en años.

### **Ingresos del hogar**

Se construye considerando los ingresos del hogar a excepción de aquellos de la persona entrevistada, es introducida en la ecuación de participación y se denota *inghogar*.

### **Menores de 14 años**

Considera el número de niños menores de 14 años que hay en el hogar (no necesariamente hijos del entrevistado). La variable (*ht3*) se incluye en la ecuación de participación.

### **Personas con ingresos**

La variable indica el número de personas que perciben ingresos dentro del hogar del entrevistado. Se incluye en la ecuación de participación bajo el nombre *ht5*.

### **Desocupados del hogar**

Es el número de personas sin actividad que hay en el hogar y se incorpora en la ecuación de participación con el nombre de *ht7*.

### **Categoría de ocupación**

A partir de la variable “categoría de ocupación” de la ECH se crean seis variables dicotómicas: empleado público, empleado privado, cooperativista, cuenta propia con local, cuenta propia sin local y patrón. Toma el valor de 1 según la condición del entrevistado o 0 para una situación diferente a las enunciadas. Las variables se introducen en las ecuaciones de ingresos y se toma como referencia la variable “empleado privado”.

### **Trabajador de tiempo completo**

La variable surge de considerar la cantidad de horas habituales que la persona trabaja por semana. Se crea una variable dicotómica (*fulltime*) que toma el valor de 1 cuando la persona trabaja más de 35 horas semanales y 0 cuando trabaja menos. Esta variable se introduce en la ecuación de ingresos.

### **Rama de actividad**

Se consideró la rama de la actividad principal de la persona a un dígito de la clasificación CIIU. A partir de esto se crearon nueve variables dicotómicas de pertenencia o no a cada una de las ramas.

### **Ocupación**

Se utiliza la Clasificación del Tipo de Ocupación (COTA) a un dígito para la ocupación principal de la persona. Se crean 10 variables dicotómicas de pertenencia o no a cada una de estas ocupaciones.

### **Feminización**

Se calcula como el porcentaje de mujeres en el total de empleados para cada ocupación a un dígito de la clasificación COTA. La variable aparece bajo el nombre *femoc\_2d*.

### **Resultados para el total del país**

#### *Ecuaciones de salarios*

Como se mencionó al comienzo de este capítulo se estimaron regresiones de salarios para hombres y mujeres utilizando el método en dos

etapas de Heckman. En el Anexo se presentan las medias y desviaciones estándar de las variables incluidas en el modelo *probit* y en las ecuaciones de salarios.

Se estimaron dos ecuaciones de salarios que difieren en el número de variables explicativas incorporadas. En la primera de ellas se incluyen variables de capital humano y las ocupaciones a un dígito de la clasificación COTA. En la segunda se incluyen, adicionalmente, la rama de actividad a un dígito de la clasificación CIU como forma de incorporar lo que se conoce como “variables de control industrial”.

En el Cuadro 1 se presentan los valores obtenidos para el coeficiente de la variable feminización para cada una de las regresiones y para los cuatro años analizados. Se observa que la feminización tiene un efecto negativo sobre los ingresos percibidos por mujeres y hombres en el mercado laboral, es decir, que al aumentar el número de mujeres en una ocupación disminuyen las remuneraciones de todos los trabajadores. Este efecto es mayor para los ingresos femeninos que para los masculinos, incluso, para estos últimos los resultados no son siempre significativos, es decir, que el coeficiente estimado no es significativamente distinto de cero, lo cual implica que el número de mujeres en una ocupación no tendría ningún efecto sobre el salario de los hombres en estos casos. Como se verá más adelante, estos resultados se confirman tanto para Montevideo como para el Interior del país.

CUADRO 1  
COEFICIENTE DE LA VARIABLE FEMINIZACIÓN, TOTAL DEL PAÍS

	Regresión 1 (*)		Regresión 2 (**)	
	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres
1986	-0,654	No significativo	-0,625	-0,045 (1)
1990	-0,779	-0,071	-0,734	-0,093
1994	-0,631	-0,084	-0,588	-0,047 (1)
1997	-0,683	-0,089	-0,656	No significativo

(\*) Se incluyen las ocupaciones dentro de las variables explicativas.

(\*\*) Se incluyen las ocupaciones y las ramas dentro de las variables explicativas.

Nivel de significación superior al 10%, excepto en los casos indicados con (1) en los cuales se consideró una significancia de 15%.

Para el año 1997, de acuerdo a la regresión (1) los ingresos femeninos se reducen en más de 68% por trabajar en una ocupación con un alto porcentaje de mujeres empleadas y 65% en el caso de considerar la regresión (2), mientras que para los hombres esta disminución no supera el 10% en

ninguna de las dos estimaciones. Estos valores tan elevados en el caso de las mujeres se asemejan más a los encontrados en el Interior del país que en Montevideo, donde la disminución de los ingresos para las mujeres, si bien continúa siendo muy importante, es algo menor.

El efecto negativo de trabajar en ocupaciones muy feminizadas ha crecido a lo largo del período, tanto para mujeres como para hombres, aunque esta tendencia no es tan clara para estos últimos en el caso de la regresión (2).

### *Descomposición de las diferencias salariales*

La feminización o segregación ocupacional puede aumentar las diferencias salariales por sexo si la penalización de trabajar en una ocupación “femenina” es mayor para las mujeres. Sin embargo, en caso de que la penalización fuera mayor para los hombres, podría disminuir las diferencias, como encuentran algunos estudios. Los resultados obtenidos en este trabajo indican que las mujeres ven reducidos sus ingresos en mayor proporción que los hombres por trabajar en ocupaciones con un elevado porcentaje de mujeres.

A continuación, se presenta los resultados de la descomposición de las diferencias salariales propuesta por Macpherson y Hirsch (1995). Para la misma, se consideró que la estructura de pagos no discriminatoria es una media ponderada por la proporción de hombres y mujeres en la muestra.

La primera columna del Cuadro 2 corresponde a la diferencia motivada por las distintas características entre hombres y mujeres, la segunda expone las diferencias que se deben a la feminización de las ocupaciones en que trabajan unos y otros. La parte no explicada o discriminatoria, es decir, la que se debe a una remuneración distinta según las características del individuo y la feminización, se presenta en las columnas tres y cuatro res-

CUADRO 2  
DESCOMPOSICIÓN DE LAS DIFERENCIAS SALARIALES, TOTAL DEL PAÍS

	Dif. explicada		Dif. no explicada		Dif. Total	% Dif. Explicada		% Dif. no explicada	
	D. carac.	D. fem.	R. Carac.	R. Fem.		D. carac.	D. fem.	R. Carac.	R. Fem.
1986	-0,052	0,116	-0,052	0,306	0,318	-16,4	36,5	-16,4	96,4
1990	-0,068	0,152	-0,087	0,344	0,342	-20,0	44,6	-25,4	100,7
1994	-0,062	0,125	-0,084	0,264	0,243	-25,6	51,5	-34,5	108,6
1997	-0,146	0,131	-0,152	0,285	0,118	-123,7	110,8	-128,4	241,2

pectivamente. En la columna cinco se muestra la diferencia total por sexo. Finalmente, en las columnas seis a nueve aparecen los porcentajes con respecto a la diferencia total.

Los resultados para el total del país muestran una importante disminución de la brecha total a lo largo del período. Si se analiza al comportamiento de las distintas partes de la diferencia, explicada y no explicada, se observa que la primera disminuye y la segunda aumenta para 1997. En otras palabras, si bien existe una menor diferencia entre las remuneraciones percibidas por hombres y mujeres, la parte discriminatoria ha experimentado un crecimiento a lo largo de los años estudiados.

En cada uno de estos dos componentes es posible, a su vez, separar la parte de la diferencia de ingresos que se debe a la feminización, identificándose que es este factor el que ha aumentado en el período. En la parte no discriminatoria se observa que la diferencia por sexo que se explica por la diferente feminización de la ocupación en la que trabajan hombres y mujeres creció de 36,5% a 110,8% entre 1986 y 1997, mientras que, la parte no justificada que viene dada por la distinta remuneración de la variable feminización creció de 96,4% a 241,2% entre 1986 y 1997. Asimismo, dado que la penalización de trabajar en ocupaciones “femeninas” es superior para las mujeres que para los hombres, el signo positivo estaría mostrando que la feminización tiende a incrementar las diferencias salariales. De esta forma, se puede concluir que la distinta remuneración a la feminización es la que explica, en mayor medida, las diferencias salariales por sexo.

## **Resultados para Montevideo**

### *Ecuaciones de salarios*

Si se analizan los datos para Montevideo, los resultados muestran que el efecto de la feminización sobre los salarios femeninos ha crecido en el período. Para 1997 la regresión (1) indica que las ganancias de las mujeres se incrementarían un 46% al pasar de una ocupación totalmente “femenina” a una totalmente “masculina”. Este efecto es levemente menor en el caso de la regresión (2), que concuerda con estudios empíricos realizados, los cuales indican que al incorporar un mayor número de variables explicativas en la regresión el coeficiente de la variable feminización disminuye.

CUADRO 3  
COEFICIENTE DE LA VARIABLE FEMINIZACIÓN, MONTEVIDEO

	Regresión 1 (*)		Regresión 2 (**)	
	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres
1986	-0,369	No significativo	-0,314	No significativo
1990	-0,596	-0,191	-0,562	-0,211
1994	-0,423	-0,090	-0,367	-0,062 (1)
1997	-0,461	No significativo	-0,433	No significativo

(\*) Se incluyen las ocupaciones dentro de las variables explicativas.

(\*\*) Se incluyen las ocupaciones y las ramas dentro de las variables explicativas.

Nivel de significación superior al 10%, excepto en los casos indicados con (1) en los cuales se consideró una significancia de 15%.

#### *Descomposición de las diferencias salariales*

Al realizar la descomposición de las diferencias salariales, se observa que la brecha total presenta una caída en 1997 en el caso de Montevideo. Sin embargo, es el componente explicado el que contribuye a dicha tendencia, dado que se observa un aumento de la parte no explicada de la diferencia salarial por sexo. Concretamente, la parte de la diferencia que se considera no discriminatoria representa en 1997 un -12% y la diferencia no justificada alcanza un valor de 112%.

Igualmente, en cada uno de estos componentes es posible separar la parte de la diferencia que se debe a la feminización. Se observa que la misma favorece siempre en forma positiva a la desigualdad y que dicha contribución ha crecido en el período. En particular, para 1997, la feminización representa el 173% de la diferencia no explicada. El signo positivo estaría mostrando que la feminización, en la medida que tiene un mayor impacto negativo sobre las mujeres, tiende a aumentar las diferencias salariales por sexo. De acuerdo a estos resultados la distinta remuneración a la feminización es la que explica, en mayor medida, las diferencias salariales por sexo.

CUADRO 4  
DESCOMPOSICIÓN DE LAS DIFERENCIAS SALARIALES, MONTEVIDEO

	Dif. explicada		Dif. no explicada		Dif. Total	% Dif. Explicada		% Dif. no explicada	
	D. carac.	D. fem.	R. Carac.	R. Fem.		D. carac.	D. fem.	R. Carac.	R. Fem.
1986	-0,064	0,064	0,090	0,157	0,246	-26,1	25,9	36,3	63,9
1990	-0,047	0,131	-0,004	0,193	0,272	-17,3	48,0	- 1,5	70,8
1994	-0,019	0,081	0,015	0,158	0,235	- 8,2	34,5	6,3	67,4
1997	-0,086	0,072	-0,070	0,199	0,115	-74,6	62,4	-61,1	173,2

## Resultados para el interior urbano

### *Ecuaciones de salarios*

Finalmente, se presentan los resultados obtenidos para el Interior del país. La feminización sigue ejerciendo un efecto negativo en los ingresos provenientes del mercado laboral para hombres y mujeres (Cuadro 5). Este efecto es notorio para los ingresos femeninos en las dos regresiones consideradas y está muy por encima al encontrado para Montevideo. Por ejemplo, los resultados de la regresión (1) indican que en 1997 las ganancias de las mujeres se incrementarían un 74%, al pasar de una ocupación totalmente “femenina” a una totalmente “masculina”, frente a un 17% en el caso de los hombres. Para la regresión (2) el efecto negativo de la feminización es levemente menor.

Los resultados muestran que durante el período analizado, el efecto de la feminización ha crecido, primordialmente, sobre los ingresos de las mujeres.

CUADRO 5

COEFICIENTE DE LA VARIABLE FEMINIZACIÓN, INTERIOR

	Regresión 1 (*)		Regresión 2 (**)	
	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres
1986	-0,707	-0,090	-0,652	-0,111
1990	-0,867	-0,098	-0,793	-0,090
1994	-0,704	-0,061 (1)	-0,654	No significativo
1997	-0,744	-0,173	-0,711	-0,106

(\*) Se incluyen las ocupaciones dentro de las variables explicativas.

(\*\*) Se incluyen las ocupaciones y las ramas dentro de las variables explicativas.

Nivel de significación superior al 10%, excepto en los casos indicados con (1) en los cuales se consideró una significancia de 15%.

### *Descomposición de las diferencias salariales*

Los resultados de la sección anterior indican que las mujeres sufren una pérdida mayor que los hombres por el hecho de trabajar en ocupaciones “femeninas”. Por lo tanto, la feminización o segregación ocupacional podría estar aumentando las diferencias salariales por sexo.

En el Cuadro 6 se presentan los resultados de la descomposición de las diferencias salariales.

Se observa una disminución importante de la brecha total a lo largo del período. Sin embargo, si se atiende el comportamiento de las distintas

CUADRO 6  
DESCOMPOSICIÓN DE LAS DIFERENCIAS SALARIALES, INTERIOR

	Dif. explicada		Dif. no explicada		Dif. Total	% Dif. Explicada		% Dif. no explicada	
	D. carac.	D. fem.	R. Carac.	R. Fem.		D. carac.	D. fem.	R. Carac.	R. Fem.
1986	-0,024	0,156	-0,019	0,308	0,421	-5,8	37,1	-4,5	73,1
1990	-0,080	0,192	-0,091	0,382	0,404	-19,7	47,6	-22,6	94,7
1994	-0,054	0,142	-0,115	0,316	0,289	-18,6	49,1	-39,9	109,4
1997	-0,131	0,165	-0,104	0,272	0,202	-65,0	81,7	-51,4	134,8

partes de la diferencia, explicada y no explicada, se observa que es la primera la que contribuye a disminuir la brecha salarial, mientras que la segunda aumenta. Concretamente, la parte justificada o no discriminatoria representa un 16% en 1997 frente al 31% que representaba en 1986; en cambio la parte no explicada de la diferencia alcanza un 83% en 1997, frente al 68% en 1986.

En cada uno de estos efectos puede separarse la parte de la diferencia de ingresos que se debe a la feminización. Volviendo a los resultados encontrados para el año 1997, en la parte no discriminatoria se observa que un 82% de la diferencia por sexo se explica por la diferente feminización de la ocupación en la que trabajan hombres y mujeres. Por otra parte, dado que la penalización de trabajar en ocupaciones “femeninas” es superior para las mujeres que para los hombres, un 135% de la diferencia no justificada viene dada por la distinta remuneración de la variable feminización. Al igual que en el caso de Montevideo, el signo positivo de la variable feminización, al tener un mayor impacto negativo sobre las mujeres, tiende a incrementar las diferencias salariales por sexo, con lo cual, la distinta remuneración a la feminización es la que explica, en mayor medida, las diferencias salariales.

## CONCLUSIONES

En este trabajo se mide el efecto de la segregación ocupacional o de la feminización sobre los ingresos provenientes del mercado laboral. Se incorporó a las regresiones una variable feminización exógena calculada como la proporción de mujeres en la ocupación, dado que el test de Hausman no muestra evidencia de la endogeneidad de dicha variable.

Los resultados obtenidos indican que la segregación ocupacional afecta a todos los empleados en dicha ocupación, pero que las mujeres son las más afectadas, dado que ven reducidos sus ingresos en mayor proporción que

los hombres, por trabajar en ocupaciones con un elevado porcentaje de mujeres. Este efecto se revela mayor en 1997 que en 1986 y es mayor en el Interior del país, es decir, que las mujeres ocupadas en esta región son las más afectadas por la segregación ocupacional.

La descomposición de las diferencias salariales indica que la diferencia total por sexo ha disminuido en el período para todo el país; sin embargo, es el componente no discriminatorio el que explica su reducción. El componente no justificado producido como resultado de la distinta remuneración de las características aumenta en el período, principalmente, en la parte de la diferencia de ingresos que se debe a la feminización. En otros términos, si bien la brecha entre las remuneraciones de hombres y mujeres ha caído en el período, la discriminación ha empeorado.

De otra parte, dado que la penalización de trabajar en ocupaciones “femeninas” es superior para las mujeres que para los hombres, el signo positivo de la diferencia no justificada que viene dada por la distinta remuneración de la variable feminización, mostraría que al tener un mayor impacto negativo sobre las mujeres tiende a incrementar las diferencias salariales por sexo. De acuerdo a estos resultados puede concluirse que la distinta remuneración a la feminización es la que explica, principalmente, las diferencias salariales por sexo.

#### REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Aldrich, M., y Buchele, R. (1986) *The Economics of Comparable Worth*. Cambridge, Ballinger.
- Bergmann, B.R. (1971) “The Effect on White Incomes of Discrimination in Employment”, *Journal of Political Economy*, 79(2): 294-313.
- Bergmann, B.R. (1974) “Occupational Segregation, Wages and Profits When Employers Discriminate by Race or Sex”, *Eastern Economic Journal*, 1(2): 103-110.
- Blau, Francine D. (1998) “Trends in the Well-Being of American Women, 1970-1995”, *Journal of Economic Literature*, 15(1): 112-165.
- Blau, F. y Beller, A. (1988) “Trends in Earnings Differentials by Gender, 1971-1981”, *Industrial and Labor Relations Review* 41(4): 513-29.
- Blau, Francine D. y Kahn, L. (2000) *Gender differences in pay*, National Bureau of Economic Research.

- Blau, Francine D., Simpson, P. y Anderson, D. (1998) *Continuing progress? Trends in occupational segregation in the United States over the 1970's and 1980's*, National Bureau of Economic Research.
- England, P. (1982) "The Failure of Human Capital Theory to Explain Occupational Sex Segregations", *Journal of Human Resources* 17(3): 358-370.
- Ferber, M. y Lowry H. (1976) "The Sex Differential in Earnings: A Reappraisal". *Industrial and Labor Relations Review*, 29(3): 377-387.
- Furtado, M. y Raffo, L. (1998) *Discriminación y segregación laboral por género*. Monografía de graduación. Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de la República.
- Gerhart, B y Cheikh Nabil-El. (1991) "Earnings and Percentage Female: A Longitudinal Study", *Industrial Relations*, 30(2): 62-78.
- Gradin, C. y Rossi, M. (1999) "Polarización y desigualdad salarial en Uruguay 1986-1997", *Documento de Trabajo*, n. 16, Departamento de Economía, FCS, UDELAR.
- Hausman, J.A. (1978) "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica*, 46(6).
- Johnson, G. y Solon, G. (1986) "Estimates of the Direct Effects of Comparable Worth Policy", *American Economic Review* 76(5): 1117-1125.
- Macpherson, D.A. y Hirsch, B.T. (1995) "Wages and Gender Composition: Why Do Women's Jobs Pay Less?", *Journal of Labor Economics*, 13(3): 426-471.
- Oaxaca, Ronald (1973) "Male-Female wage differentials in urban labor markets", *International Economic Review*, 14(3): 693-709.
- O'Neill, J. (1983) *The Determinants and Wage Effects of Occupational Segregation*, Washington, D.C.: The Urban Institute.
- Rivas, F. y Rossi, M. (2000) "Discriminación salarial en Uruguay (1991-1997)". *Documento de Trabajo*, n. 7, Departamento de Economía, FCS, UDELAR.
- Salabarria, A. y Ullibarri, M (1997) *¿Trabajar en ocupaciones femeninas reduce los salarios?* Documento de Trabajo, Universidad Pública de Navarra.
- Sorensen, E. (1990) "The Crowding Hypothesis and Comparable Worth", *Journal of Human Resources*, 25(1): 55-89.

## ANEXO 1

FEMINIZACIÓN DE LAS OCUPACIONES Y DISTRIBUCIÓN  
POR SEXO DE LOS OCUPADOSCUADRO 1  
PORCENTAJE DE MUJERES POR OCUPACIÓN, TOTAL DEL PAÍS

Ocupación	1986	1990	1994	1997
Profesionales y técnicos	60,6	62,7	62,5	62,3
Gerentes y directores	18,2	19,4	25,0	28,7
Empleados de oficina	42,3	49,2	52,2	54,2
Comerciantes y vendedores	34,5	38,9	42,6	45,0
Agricultores, ganaderos y afines	2,4	2,6	10,0	9,7
Conductores de medios de transporte	0,9	1,3	1,7	1,7
Art. y Ope. de text., constr. y mecánica	29,7	26,8	22,8	19,1
Otros artesanos y operarios	15,1	16,2	17,4	16,4
Obreros y jornaleros	7,3	7,5	10,0	10,5
Trabajadores de servicios personales	66,6	68,2	69,2	68,5
Total	38,0	40,1	40,1	40,8
Total de ocupados	22.237	22.381	24.820	24.776

CUADRO 2  
DISTRIBUCIÓN DE HOMBRES Y MUJERES SEGÚN OCUPACIÓN (%)  
TOTAL DEL PAÍS

	1986		1990		1994		1997	
	H	M	H	M	H	M	H	M
Profesionales y técnicos	6,5	16,3	6,6	16,6	7,2	18,0	7,6	18,3
Gerentes y directores	3,6	1,3	4,7	1,7	4,9	2,4	4,9	2,8
Empleados de oficina	14,1	16,9	13,3	19,2	11,7	19,1	11,2	19,3
Comerciantes y vendedores	14,1	12,2	13,3	12,6	12,8	14,2	13,1	15,6
Agricultores, ganaderos y afines	1,2	0,0	1,4	0,1	6,7	1,1	7,5	1,2
Conductores de medios de transp.	7,0	0,1	6,4	0,1	7,2	0,2	7,1	0,2
Art. y Ope. de text., constr. y mec.	21,0	14,5	22,9	12,6	21,4	9,4	20,3	7,0
Otros artesanos y operarios	7,9	2,3	7,8	2,3	7,2	2,3	7,2	2,0
Obreros y jornaleros	14,0	1,8	13,3	1,6	11,5	1,9	11,0	1,9
Trabajadores de servicios personales	10,6	34,6	10,4	33,2	9,4	31,5	10,1	31,8
Total	100	100	100	100	100	100	100	100
Casos	13.795	8.442	13.417	8.964	14.859	9.961	14.670	10.106

CUADRO 3  
PORCENTAJE DE MUJERES POR OCUPACIÓN, MONTEVIDEO

Occupación	1986	1990	1994	1997
Profesionales y técnicos	58,7	59,4	59,9	59,4
Gerentes y directores	17,8	21,0	26,7	30,7
Empleados de oficina	44,2	51,7	54,3	55,6
Comerciantes y vendedores	31,5	35,0	40,1	43,3
Agricultores, ganaderos y afines	6,5	7,3	15,0	18,3
Conductores de medios de transporte	0,7	1,6	2,2	1,8
Art. y Ope. de text., constr. y mecánica	30,4	28,2	23,9	22,1
Otros artesanos y operarios	15,7	17,7	18,1	17,1
Obreros y jornaleros	12,5	11,4	13,5	12,8
Trabajadores de servicios personales	66,9	68,8	68,7	66,9
Total	39,6	41,5	42,0	43,5
Total de ocupados	10.294	11.738	13.035	12.728

CUADRO 4  
DISTRIBUCIÓN DE HOMBRES Y MUJERES SEGÚN OCUPACIÓN (%)  
MONTEVIDEO

	1986		1990		1994		1997	
	H	M	H	M	H	M	H	M
Profesionales y técnicos	8,5	18,3	9,0	18,5	9,6	19,8	10,9	20,7
Gerentes y directores	4,9	1,6	6,4	2,4	6,6	3,3	7,0	4,0
Empleados de oficina	17,2	20,7	15,7	23,7	14,4	23,6	14,5	23,6
Comerciantes y vendedores	14,9	10,5	14,2	10,8	13,6	12,6	14,0	13,9
Agricultores, ganaderos y afines	0,7	0,1	0,6	0,1	3,0	0,7	2,3	0,7
Conductores de medios de transp.	6,4	0,1	6,3	0,1	7,8	0,2	7,2	0,2
Art. y Ope. de text., constr. y mec.	20,6	13,8	20,9	11,6	20,3	8,8	18,2	6,7
Otros artesanos y operarios	6,5	1,8	7,0	2,1	6,5	2,0	6,3	1,7
Obreros y jornaleros	10,3	2,3	10,9	2,0	9,3	2,0	9,4	1,8
Trabajadores de servicios personales	10,0	30,8	9,2	28,6	8,8	26,8	10,2	26,7
Total	100	100	100	100	100	100	100	100
Casos	6.219	4.075	6.872	4.866	7.565	5.470	7.191	5.537

CUADRO 5  
PORCENTAJE DE MUJERES POR OCUPACIÓN, INTERIOR DEL PAÍS

Ocupación	1986	1990	1994	1997
Profesionales y técnicos	63,1	68,5	66,9	67,7
Gerentes y directores	18,8	15,2	20,9	23,3
Empleados de oficina	39,9	44,6	48,3	51,6
Comerciantes y vendedores	37,0	43,0	45,4	46,7
Agricultores, ganaderos y afines	0,8	1,3	8,5	7,9
Conductores de medios de transporte	1,1	0,9	1,2	1,7
Art. y Ope. de text., constr. y mecánica	29,1	25,6	21,6	16,6
Otros artesanos y operarios	14,7	14,9	16,9	15,8
Obreros y jornaleros	4,5	4,5	7,4	8,7
Trabajadores de servicios personales	66,3	67,6	69,7	70,0
Total	36,6	38,5	38,1	37,9
Total de ocupados	11.943	10.643	11.785	12.048

CUADRO 6  
DISTRIBUCIÓN DE HOMBRES Y MUJERES SEGÚN OCUPACIÓN (%)  
INTERIOR DEL PAÍS

	1986		1990		1994		1997	
	H	M	H	M	H	M	H	M
Profesionales y técnicos	4,8	14,3	4,1	14,3	4,8	15,7	4,5	15,3
Gerentes y directores	2,6	1,0	2,9	0,8	3,0	1,3	2,8	1,4
Empleados de oficina	11,5	13,3	10,7	13,8	9,0	13,6	8,1	14,1
Comerciantes y vendedores	13,5	13,8	12,3	14,9	11,9	16,1	12,2	17,5
Agricultores, ganaderos y afines	1,6	0,0	2,2	0,0	10,5	1,6	12,4	1,8
Conductores de medios de transp.	7,4	0,1	6,5	0,1	6,7	0,1	7,0	0,2
Art. y Ope. de text., constr. y mec.	21,4	15,2	25,1	13,7	22,6	10,2	22,4	7,3
Otros artesanos y operarios	9,0	2,7	8,7	2,4	7,8	2,6	8,1	2,5
Obreros y jornaleros	17,0	1,4	15,8	1,2	13,7	1,8	12,5	1,9
Trabajadores de servicios personales	11,2	38,1	11,6	38,7	9,9	37,2	10,0	38,0
Total	100,	100	100	100	100	100	100	100
Casos	7.576	4.367	6.545	4.098	7.294	4.491	7.479	4.569

**ANEXO 2****DESCRIPCIÓN DE LAS VARIABLES INCLUIDAS EN LAS ECUACIONES DE SALARIOS Y EN LA ECUACIÓN DE PARTICIPACIÓN****Variables independientes**

EDUC_1	Años de educación.
CASADO	Variable dummy para estado civil casado o unión libre.
JEFE	Variable dummy para los jefes de hogar.
EXPPOT	Experiencia potencial.
EXPPOT2	Experiencia potencial al cuadrado.
ANTIGÜE	Años en la misma actividad.
INGHOGAR	Ingresos del hogar descontados los ingresos de la persona entrevistada.
HT3	Menores de 14 años en el hogar.
HT5	Cantidad de personas con ingresos en el hogar.
HT7	Cantidad de desocupados en el hogar.
PUBLICO	Variable dummy para categoría de ocupación sector público.
COOPERAT	Variable dummy para categoría de ocupación cooperativista.
PATRON	Variable dummy para categoría de ocupación patrón.
CTAPROPC	Variable dummy para categoría de ocupación cuenta propia con local.
CTAPROPS	Variable dummy para categoría de ocupación cuenta propia sin local.
OTRASCAT	Variable dummy para otras categorías de ocupación.
FULLTIME	Variable dummy para empleados de tiempo completo (35 horas semanales y más).
FEMOC_2D	Variable feminización exógena.
OCUP0	Variable dummy para ocupación profesionales, técnicos.
OCUP1	Variable dummy para ocupación gerentes, directores.

OCUP2	Variable dummy para ocupación empleados de oficina.
OCUP3	Variable dummy para ocupación comerciantes, vendedores.
OCUP4	Variable dummy para ocupación agricultores, ganaderos.
OCUP5	Variable dummy para ocupación conductores de medios de transporte.
OCUP6	Variable dummy para ocupación artesanos y operarios de textiles, construcción y mecánica.
OCUP7	Variable dummy para ocupación otros artesanos y operarios.
OCUP8	Variable dummy para ocupación obreros y jornaleros.
RAMA1	Variable dummy para rama agricultura, caza y pesca.
RAMA2	Variable dummy para rama explotación de minas y canteras.
RAMA3	Variable dummy para rama industria manufacturera.
RAMA4	Variable dummy para rama electricidad, gas y agua.
RAMA5	Variable dummy para rama construcción.
RAMA6	Variable dummy para rama comercio, restaurantes y hoteles.
RAMA7	Variable dummy para rama transporte, almacenamiento y comunicaciones.
RAMA8	Variable dummy para rama establecimientos financieros, de seguros, bienes inmuebles y servicios prestados a las empresas.

### **Variables dummies omitidas**

En categoría de ocupación: sector privado; en ocupaciones: servicios personales; en rama servicios comunales, sociales y personales.

### **Variable dependiente**

LING\_H logaritmo del ingreso por hora.

**ANEXO 3**  
**VALORES MEDIOS Y DESVIACIONES ESTÁNDAR DE LAS VARIABLES**  
**INCLUIDAS EN LAS ECUACIONES DE SALARIOS**

**CUADRO 1**  
**MEDIAS Y DESVIACIONES ESTÁNDAR DE LAS VARIABLES INCLUIDAS EN**  
**LAS ECUACIONES DE SALARIOS DE LAS MUJERES, TOTAL DEL PAÍS**

	1986		1990		1994		1997	
	Media	Desv. Es.	Media	Desv. Es.	Media	Desv. Es.	Media	Desv. Es.
Años de educación	8,46	4,76	6,48	17,39	9,10	7,09	9,52	6,15
Casado o en unión libre	0,54	0,50	0,54	0,50	0,54	0,50	0,53	0,50
Exp. Potencial	23,47	14,78	25,97	22,26	23,81	15,86	23,72	15,40
Exp. pot. al cuadrado	769,46	832,70	1170,24	2723,60	818,11	1222,92	799,54	1092,39
Sector Público	0,21	0,41	0,21	0,40	0,20	0,40	0,19	0,39
Cooperativas	0,00	0,05	0,00	0,05	0,00	0,02	0,00	0,03
Patrones	0,02	0,14	0,02	0,14	0,02	0,15	0,02	0,15
Cta. Propia s/local	0,05	0,22	0,04	0,18	0,04	0,19	0,03	0,17
Cta. Propia c/local	0,16	0,37	0,16	0,36	0,17	0,37	0,15	0,36
Otras Categorías	0,00	0,04	0,00	0,03	0,00	0,01	0,00	0,02
Fulltime	0,58	0,49	0,59	0,49	0,54	0,50	0,52	0,50
Feminización	0,65	0,27	0,66	0,26	0,65	0,25	0,64	0,24
OCUP0	0,16	0,37	0,17	0,37	0,18	0,38	0,18	0,39
OCUP1	0,01	0,11	0,02	0,13	0,02	0,15	0,03	0,17
OCUP2	0,17	0,37	0,19	0,39	0,19	0,39	0,19	0,39
OCUP3	0,12	0,33	0,13	0,33	0,14	0,35	0,16	0,36
OCUP4	0,00	0,02	0,00	0,02	0,01	0,10	0,01	0,11
OCUP5	0,00	0,03	0,00	0,04	0,00	0,04	0,00	0,04
OCUP6	0,15	0,35	0,13	0,33	0,09	0,29	0,07	0,25
OCUP7	0,02	0,15	0,02	0,15	0,02	0,15	0,02	0,14
OCUP8	0,02	0,13	0,02	0,13	0,02	0,14	0,02	0,14
RAMA1	0,01	0,11	0,01	0,12	0,00	0,02	0,00	0,01
RAMA2	0,00	0,02	0,00	0,01	0,00	0,02	0,00	0,02
RAMA3	0,14	0,35	0,17	0,37	0,20	0,40	0,20	0,40
RAMA4	0,01	0,08	0,01	0,08	0,01	0,08	0,01	0,08
RAMA5	0,00	0,06	0,00	0,06	0,00	0,06	0,00	0,03
RAMA6	0,19	0,39	0,18	0,38	0,16	0,37	0,16	0,36
RAMA7	0,02	0,14	0,02	0,15	0,02	0,14	0,02	0,14
RAMA8	0,07	0,25	0,06	0,23	0,05	0,21	0,04	0,19

CUADRO 2  
 MEDIAS Y DESVIACIONES ESTÁNDAR DE LAS VARIABLES INCLUIDAS  
 EN LAS ECUACIONES DE SALARIOS DE LOS HOMBRES, TOTAL DEL PAÍS

	1986		1990		1994		1997	
	Media	Desv. Es.						
Años de educación	7,75	3,80	7,73	8,10	8,18	5,96	8,52	4,65
Casado o en unión libre	0,72	0,45	0,71	0,45	0,68	0,47	0,67	0,47
Exp. potencial	25,45	15,22	25,95	16,81	25,20	16,01	25,02	15,51
Exp. pot. al cuadrado	879,45	889,22	955,96	1432,82	891,68	1161,74	866,63	986,62
Sector Público	0,28	0,45	0,24	0,43	0,19	0,39	0,18	0,38
Cooperativas	0,01	0,07	0,00	0,07	0,00	0,05	0,00	0,06
Patrones	0,07	0,25	0,06	0,24	0,06	0,25	0,06	0,23
Cta. Propia s/local	0,09	0,29	0,09	0,29	0,09	0,29	0,10	0,29
Cta. Propia c/local	0,09	0,29	0,09	0,29	0,13	0,34	0,14	0,35
Otras Categorías	0,01	0,10	0,00	0,05	0,00	0,01	0,00	0,01
Fulltime	0,84	0,37	0,86	0,35	0,81	0,39	0,78	0,41
Feminización	0,21	0,22	0,23	0,23	0,24	0,24	0,25	0,24
OCUP0	0,06	0,25	0,07	0,25	0,07	0,26	0,08	0,27
OCUP1	0,04	0,19	0,05	0,21	0,05	0,22	0,05	0,22
OCUP2	0,14	0,35	0,13	0,34	0,12	0,32	0,11	0,32
OCUP3	0,14	0,35	0,13	0,34	0,13	0,33	0,13	0,34
OCUP4	0,01	0,11	0,01	0,12	0,07	0,25	0,07	0,26
OCUP5	0,07	0,25	0,06	0,24	0,07	0,26	0,07	0,26
OCUP6	0,21	0,41	0,23	0,42	0,21	0,41	0,20	0,40
OCUP7	0,08	0,27	0,08	0,27	0,07	0,26	0,07	0,26
OCUP8	0,14	0,35	0,13	0,34	0,11	0,32	0,11	0,31
RAMA1	0,07	0,25	0,06	0,24	0,00	0,01	0,00	0,00
RAMA2	0,00	0,04	0,00	0,04	0,00	0,05	0,00	0,06
RAMA3	0,19	0,39	0,21	0,41	0,23	0,42	0,22	0,42
RAMA4	0,02	0,13	0,02	0,13	0,02	0,15	0,03	0,16
RAMA5	0,11	0,31	0,12	0,33	0,11	0,32	0,09	0,28
RAMA6	0,19	0,40	0,19	0,39	0,19	0,39	0,20	0,40
RAMA7	0,09	0,29	0,09	0,28	0,09	0,29	0,11	0,31
RAMA8	0,06	0,24	0,06	0,24	0,05	0,23	0,05	0,23

CUADRO 3  
 MEDIAS Y DESVIACIONES ESTÁNDAR DE LAS VARIABLES INCLUIDAS EN  
 LAS ECUACIONES DE SALARIOS DE LAS MUJERES, MONTEVIDEO

	1986		1990		1994		1997	
	Media	Desv. Es.	Media	Desv. Es.	Media	Desv. Es.	Media	Desv. Es.
Años de educación	8,82	4,90	5,75	20,65	9,59	8,28	10,23	6,17
Casado o en unión libre	0,52	0,50	0,53	0,50	0,54	0,50	0,52	0,50
Exp. Potencial	24,25	15,13	27,06	24,93	23,62	16,37	23,27	15,37
Exp. pot. al cuadrado	816,63	864,45	1353,45	3225,81	826,09	1370,35	777,74	1085,34
Sector Público	0,22	0,41	0,21	0,41	0,20	0,40	0,19	0,40
Cooperativas	0,00	0,02	0,00	0,04	0,00	0,02	0,00	0,03
Patrones	0,03	0,16	0,02	0,14	0,03	0,16	0,03	0,16
Cta. Propia s/local	0,15	0,35	0,13	0,33	0,14	0,35	0,13	0,33
Cta. Propia c/local	0,04	0,19	0,03	0,18	0,03	0,17	0,03	0,16
Otras Categorías	0,00	0,03	0,00	0,03	0,00	0,01	0,00	0,01
Fulltime	0,58	0,49	0,59	0,49	0,54	0,50	0,51	0,50
Feminización	0,62	0,26	0,63	0,25	0,63	0,23	0,62	0,23
OCUP0	0,18	0,39	0,19	0,39	0,20	0,40	0,21	0,41
OCUP1	0,02	0,13	0,02	0,15	0,03	0,18	0,04	0,20
OCUP2	0,21	0,41	0,24	0,43	0,24	0,42	0,24	0,42
OCUP3	0,10	0,31	0,11	0,31	0,13	0,33	0,14	0,35
OCUP4	0,00	0,03	0,00	0,02	0,01	0,09	0,01	0,08
OCUP5	0,00	0,03	0,00	0,04	0,00	0,05	0,00	0,04
OCUP6	0,14	0,34	0,12	0,32	0,09	0,28	0,07	0,25
OCUP7	0,02	0,13	0,02	0,14	0,02	0,14	0,02	0,13
OCUP8	0,02	0,15	0,02	0,14	0,02	0,14	0,02	0,13
RAMA1	0,00	0,00	0,00	0,02	0,01	0,10	0,01	0,08
RAMA2	0,00	0,00	0,00	0,02	0,00	0,01	0,00	0,01
RAMA3	0,20	0,40	0,20	0,40	0,17	0,38	0,15	0,36
RAMA4	0,01	0,09	0,01	0,09	0,01	0,09	0,01	0,10
RAMA5	0,00	0,02	0,00	0,06	0,00	0,06	0,00	0,06
RAMA6	0,14	0,35	0,15	0,36	0,16	0,37	0,17	0,38
RAMA7	0,02	0,15	0,02	0,15	0,02	0,15	0,02	0,14
RAMA8	0,05	0,21	0,06	0,24	0,08	0,27	0,09	0,28

CUADRO 4  
 MEDIAS Y DESVIACIONES ESTÁNDAR DE LAS VARIABLES INCLUIDAS EN  
 LAS ECUACIONES DE SALARIOS DE LOS HOMBRES, MONTEVIDEO

	1986		1990		1994		1997	
	Media	Desv. Es.						
Años de educación	8,50	4,02	8,29	9,35	9,00	6,11	9,45	5,08
Casado o en unión libre	0,72	0,45	0,71	0,45	0,69	0,46	0,66	0,47
Exp. Potencial	25,34	15,46	25,82	17,53	24,69	15,78	24,15	15,37
Exp. pot. al cuadrado	881,14	896,05	973,75	1602,13	858,86	1133,30	819,61	970,01
Sector Público	0,24	0,43	0,20	0,40	0,16	0,37	0,16	0,37
Cooperativas	0,01	0,09	0,01	0,08	0,00	0,06	0,01	0,08
Patrones	0,08	0,27	0,08	0,27	0,07	0,26	0,07	0,25
Cta. Propia s/local	0,09	0,28	0,09	0,28	0,12	0,33	0,13	0,33
Cta. Propia c/local	0,08	0,27	0,08	0,27	0,08	0,27	0,08	0,28
Otras Categorías	0,00	0,07	0,00	0,04	0,00	0,01	0,00	0,01
Fulltime	0,82	0,39	0,84	0,37	0,80	0,40	0,75	0,43
Feminización	0,25	0,22	0,26	0,23	0,27	0,24	0,30	0,23
OCUP0	0,08	0,28	0,09	0,29	0,10	0,29	0,11	0,31
OCUP1	0,05	0,22	0,06	0,24	0,07	0,25	0,07	0,26
OCUP2	0,17	0,38	0,16	0,36	0,14	0,35	0,15	0,35
OCUP3	0,15	0,36	0,14	0,35	0,14	0,34	0,14	0,35
OCUP4	0,01	0,08	0,01	0,07	0,03	0,17	0,02	0,15
OCUP5	0,06	0,25	0,06	0,24	0,08	0,27	0,07	0,26
OCUP6	0,21	0,40	0,21	0,41	0,20	0,40	0,18	0,39
OCUP7	0,06	0,25	0,07	0,25	0,07	0,25	0,06	0,24
OCUP8	0,10	0,30	0,11	0,31	0,09	0,29	0,09	0,29
RAMA1	0,00	0,00	0,00	0,02	0,03	0,16	0,02	0,14
RAMA2	0,00	0,03	0,00	0,02	0,00	0,03	0,00	0,03
RAMA3	0,24	0,43	0,26	0,44	0,23	0,42	0,19	0,40
RAMA4	0,03	0,16	0,02	0,13	0,01	0,11	0,01	0,12
RAMA5	0,06	0,23	0,07	0,26	0,10	0,29	0,08	0,28
RAMA6	0,21	0,40	0,21	0,40	0,20	0,40	0,21	0,41
RAMA7	0,11	0,32	0,10	0,30	0,10	0,30	0,11	0,31
RAMA8	0,07	0,25	0,07	0,26	0,08	0,28	0,09	0,29

CUADRO 5  
 MEDIAS Y DESVIACIONES ESTÁNDAR DE LAS VARIABLES INCLUIDAS EN  
 LAS ECUACIONES DE SALARIOS DE LAS MUJERES, INTERIOR DEL PAÍS

	1986		1990		1994		1997	
	Media	Desv. Es.						
Años de educación	8,12	4,60	7,33	12,41	8,51	5,25	8,66	6,03
Casado o en unión libre	0,55	0,50	0,55	0,50	0,55	0,50	0,54	0,50
Exp. Potencial	22,75	14,42	24,69	18,53	24,03	15,20	24,26	15,41
Exp. pot. al cuadrado	725,45	799,54	952,70	1945,40	808,39	1014,90	825,97	1100,41
Sector Público	0,20	0,40	0,20	0,40	0,20	0,40	0,19	0,39
Cooperativas	0,01	0,07	0,00	0,06	0,00	0,01	0,00	0,04
Patrones	0,02	0,13	0,02	0,13	0,02	0,14	0,02	0,14
Cta. Propia s/local	0,18	0,39	0,19	0,39	0,19	0,40	0,19	0,39
Cta. Propia c/local	0,06	0,24	0,04	0,19	0,05	0,21	0,04	0,19
Otras Categorías	0,00	0,05	0,00	0,03	0,00	0,00	0,00	0,02
Fulltime	0,58	0,49	0,58	0,49	0,53	0,50	0,53	0,50
Feminización	0,68	0,29	0,69	0,26	0,67	0,27	0,66	0,26
OCUP0	0,14	0,35	0,14	0,35	0,16	0,36	0,15	0,36
OCUP1	0,01	0,10	0,01	0,09	0,01	0,11	0,01	0,12
OCUP2	0,13	0,34	0,14	0,34	0,14	0,34	0,14	0,35
OCUP3	0,14	0,34	0,15	0,36	0,16	0,37	0,18	0,38
OCUP4	0,00	0,02	0,00	0,02	0,02	0,12	0,02	0,13
OCUP5	0,00	0,04	0,00	0,03	0,00	0,04	0,00	0,04
OCUP6	0,15	0,36	0,14	0,34	0,10	0,30	0,07	0,26
OCUP7	0,03	0,16	0,02	0,15	0,03	0,16	0,02	0,16
OCUP8	0,01	0,12	0,01	0,11	0,02	0,13	0,02	0,14
RAMA1	0,00	0,02	0,00	0,00	0,02	0,13	0,02	0,14
RAMA2	0,00	0,02	0,00	0,02	0,00	0,01	0,00	0,03
RAMA3	0,20	0,40	0,19	0,39	0,16	0,37	0,13	0,33
RAMA4	0,00	0,06	0,00	0,06	0,00	0,07	0,00	0,06
RAMA5	0,00	0,04	0,00	0,04	0,00	0,04	0,00	0,06
RAMA6	0,17	0,38	0,18	0,39	0,20	0,40	0,21	0,41
RAMA7	0,02	0,14	0,02	0,13	0,02	0,14	0,02	0,14
RAMA8	0,03	0,16	0,03	0,16	0,03	0,18	0,04	0,20

CUADRO 6  
 MEDIAS Y DESVIACIONES ESTÁNDAR DE LAS VARIABLES INCLUIDAS EN  
 LAS ECUACIONES DE SALARIOS DE LOS HOMBRES, INTERIOR DEL PAÍS

	1986		1990		1994		1997	
	Media	Desv. Es.						
Años de educación	7,13	3,50	7,14	6,49	7,32	5,68	7,63	4,01
Casado o en unión libre	0,72	0,45	0,71	0,46	0,68	0,47	0,67	0,47
Exp. potencial	25,54	15,02	26,09	16,02	25,73	16,23	25,85	15,60
Exp. pot. al cuadrado	878,06	883,63	937,28	1230,07	925,73	1189,65	911,83	1000,33
Sector Público	0,31	0,46	0,28	0,45	0,22	0,41	0,20	0,40
Cooperativas	0,00	0,06	0,00	0,04	0,00	0,03	0,00	0,03
Patrones	0,06	0,23	0,04	0,21	0,06	0,23	0,05	0,21
Cta. Propia s/local	0,10	0,30	0,10	0,30	0,15	0,35	0,16	0,36
Cta. Propia c/local	0,10	0,30	0,10	0,30	0,10	0,30	0,11	0,31
Otras Categorías	0,01	0,12	0,00	0,05	0,00	0,02	0,00	0,01
Fulltime	0,85	0,36	0,87	0,33	0,83	0,38	0,81	0,39
Feminización	0,18	0,21	0,20	0,23	0,20	0,22	0,21	0,23
OCUP0	0,05	0,21	0,04	0,20	0,05	0,21	0,04	0,21
OCUP1	0,03	0,16	0,03	0,17	0,03	0,17	0,03	0,17
OCUP2	0,12	0,32	0,11	0,31	0,09	0,29	0,08	0,27
OCUP3	0,14	0,34	0,12	0,33	0,12	0,32	0,12	0,33
OCUP4	0,02	0,13	0,02	0,15	0,11	0,31	0,12	0,33
OCUP5	0,07	0,26	0,06	0,25	0,07	0,25	0,07	0,26
OCUP6	0,21	0,41	0,25	0,43	0,23	0,42	0,22	0,42
OCUP7	0,09	0,29	0,09	0,28	0,08	0,27	0,08	0,27
OCUP8	0,17	0,38	0,16	0,36	0,14	0,34	0,13	0,33
RAMA1	0,00	0,00	0,00	0,00	0,10	0,30	0,11	0,32
RAMA2	0,01	0,07	0,00	0,07	0,00	0,06	0,00	0,05
RAMA3	0,21	0,41	0,21	0,40	0,18	0,39	0,18	0,38
RAMA4	0,02	0,16	0,03	0,16	0,02	0,15	0,02	0,14
RAMA5	0,11	0,31	0,16	0,36	0,15	0,35	0,13	0,34
RAMA6	0,19	0,40	0,18	0,38	0,18	0,38	0,18	0,38
RAMA7	0,10	0,30	0,08	0,27	0,07	0,26	0,07	0,26
RAMA8	0,04	0,20	0,03	0,18	0,04	0,19	0,04	0,19