



Universidad de la República  
Facultad de Ciencias Sociales  
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

**Documentos de trabajo**

## **Discriminación salarial en el Uruguay 1991-1997**

**F. Rivas & M. Rossi**

**Documento No. 07/00**  
Diciembre, 2000



## **Discriminación salarial en Uruguay (1991-1997)**

Fernanda Rivas ♦

Máximo Rossi ♦

---

♦ Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República. Montevideo, Uruguay.

## RESUMEN

El objetivo de este trabajo es estudiar como ha evolucionado, durante los años noventa, la diferencia salarial entre hombres y mujeres y en particular la discriminación salarial. Se busca analizar si en un marco de creciente apertura comercial, caída de la inflación, descentralización de la negociación salarial y creciente aumento de la desigualdad salarial, la discriminación salarial contra la mujer experimentó algún tipo de cambio. Se estima el diferencial de salarios total y se descompone en tres partes: i) ventaja de los hombres o sobrepago derivado de la existencia de discriminación (favoritismo); ii) desventaja de las mujeres (discriminación pura) y iii) diferencias atribuibles a los distintos niveles de capital humano e inserción laboral. Se observa que la brecha salarial entre hombres y mujeres cayó. Si bien los tres factores se mueven en la dirección de mejorar la situación de la mujer en el mercado de trabajo, es la diferencia en el capital humano e inserción laboral la que da cuenta de la caída mayor en la brecha salarial en el período de estudio (1991–1997).

## ABSTRACT

The purpose of this paper is study the evolution, during the nineties, of the wage differential between men and women, and in particular the labor market discrimination. We try to analyze if in a frame of increasing openness to international trade, decreasing inflation, wage negotiation decentralization and increasing wage inequality, the labor market discrimination against women has experimented any change. We estimate the total wage differential and decompose it in three components: I) men advantage or overpayment due to the existence of discrimination (favoritism), ii) women disadvantage (pure discrimination) and iii) differences due to different human capital levels and labor insertion. It is observed that the wage gap between men and women diminished. Although the three factors go in the same way to improve women condition in the labor market, it is the differences due to different human capital levels and labor insertion the main factor that contributed to narrow the wage gap during the period of study (1991–1997).

## **I.- Introducción<sup>1</sup>**

El objetivo de este trabajo es estudiar como ha evolucionado, durante los años noventa, la diferencia salarial entre hombres y mujeres y en particular la discriminación salarial.

Existe discriminación cuando individuos con las mismas dotaciones de capital humano son remunerados de manera distinta en base a características no relacionadas con su productividad, como el sexo o la raza.

Se han desarrollado distintas interpretaciones teóricas sobre las causas de la existencia de discriminación. Becker (1971) pone especial énfasis en que las conductas discriminatorias contra la mujer se pueden desarrollar y mantener en mercados en competencia imperfecta. El mismo Becker (1995) desarrolla otro modelo en el cual la discriminación es el resultado del menor esfuerzo que las mujeres realizan en el mercado de trabajo como consecuencia del rol que tienen en el hogar. Lundberg y Startz (1983) explican la discriminación debido a la existencia de información imperfecta. Blau (1972) encuentra a la discontinuidad de la participación de la mujer en el mercado de trabajo como una variable importante en la determinación de salarios más bajos.

Otros autores encuentran que la discriminación se puede mantener también en los mercados competitivos (ver especialmente Francois ,1998).

En este trabajo se intenta explorar si los cambios operados en el Uruguay en los últimos años: aumento de la participación de la mujer en el mercado de trabajo e incremento de su capital humano, hechos desarrollados en un entorno en el cual la economía se hace más abierta y competitiva, afectaron el grado de discriminación salarial.

No se contrastará directamente cada una de las hipótesis mencionadas sino que se utilizarán los desarrollos más recientes de la tradicional descomposición de Oaxaca corrigiendo por problemas de sesgo de selección, experimento que no se realizó en los estudios realizados sobre el tema en Uruguay (Bucheli y Rossi, 1987 , Furtado y Raffo, 1998).

---

<sup>1</sup> Trabajo realizado en el marco de los proyectos e investigación de la Network of Social Economics Centres financiado por Sida/SAREC. Los autores agradecen los comentarios de Luis Beccaria y Renato Aguilar.

El trabajo se desarrolla con la siguiente estructura: en la sección II se presenta un panorama global; en la III se desarrolla la metodología utilizada; en la sección IV se plantea la fuente de información utilizada; en la V se explican los resultados y por último en la sección VI se concluye.

## **II.- Un panorama global**

Durante el período considerado en este estudio (1991-97) el producto de la economía uruguaya crece salvo en el año 1995. La política económica está caracterizada fundamentalmente por: i) apertura comercial y formación de la zona de libre comercio (MERCOSUR) y ii) plan de estabilización que resulta en una disminución importante de la inflación.

Durante estos años se producen cambios en el grado de centralización de la negociación salarial: a partir de 1990 la negociación se descentraliza y se reduce el nivel de sindicalización.

Distintos trabajos realizados sobre la evolución de la distribución del ingreso de Bucheli y Rossi (1994) y Vigorito (1998) muestran que, en los últimos quince años, dicha distribución no ha presentado variaciones significativas. Los trabajos de Bucheli y Rossi (1994), Miles y Rossi (1999), Vigorito (1998) arrojan luz en el sentido de que estos niveles de equidad estables se acompañan con cambios entre las distintas fuentes de ingreso y dentro de las mismas fuentes. Los análisis más detallados están referidos a la distribución de las pasividades y a la distribución de las remuneraciones salariales.

En particular en un trabajo reciente de Gradín y Rossi (1999) se encuentra que tras un periodo de una cierta estabilidad en la distribución de los ingresos salariales, se produce una clara tendencia al incremento de la desigualdad salarial en Uruguay, tanto en la capital como en el resto del país urbano (RPU), especialmente desde 1990. Partiendo de niveles de desigualdad similares, el desarrollo de una creciente desigualdad es mayor en Montevideo.

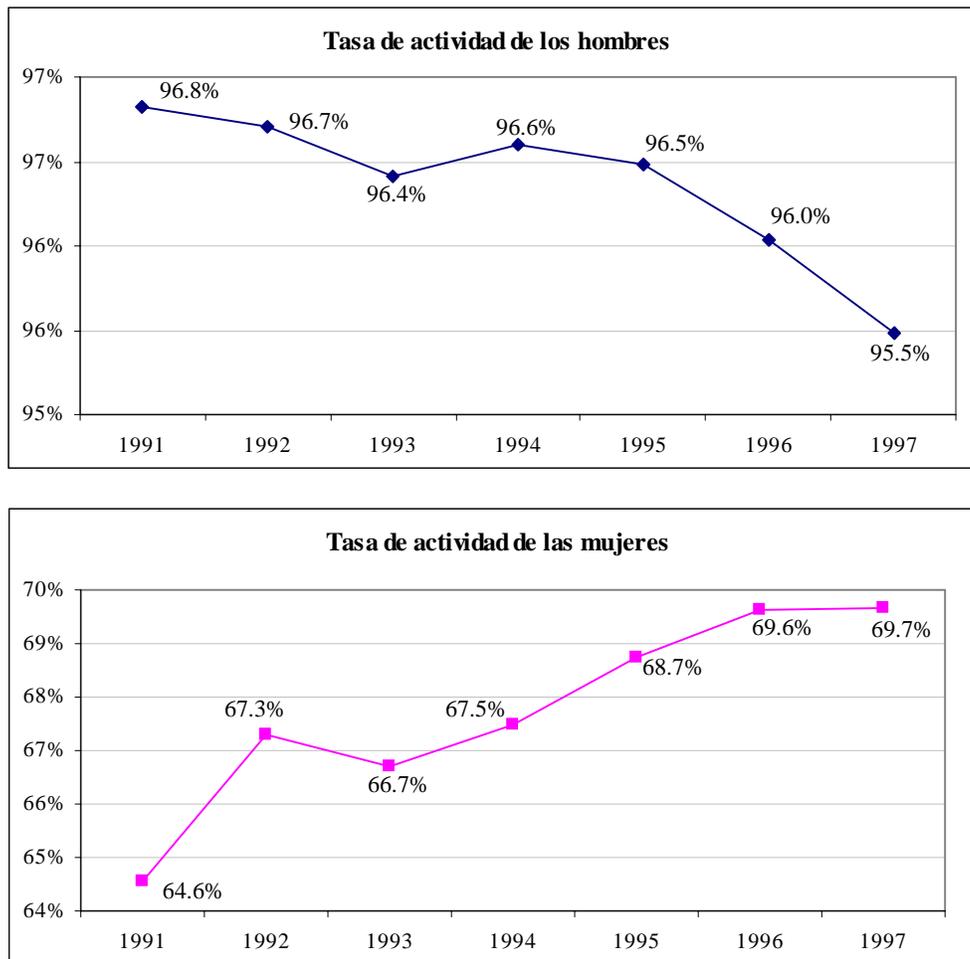
Este trabajo analiza si en este marco general la discriminación salarial contra la mujer experimentó algún tipo de cambio.

## a) Tasas de participación en el mercado de trabajo

El crecimiento de las tasas de participación femenina es uno de los hechos destacados en el mercado de trabajo desde fines de la década del 70 a la fecha, al punto de haber aumentado en más de un 50% (téngase en cuenta que, mientras en 1969 la tasa promedio anual de actividad femenina fue del 27.4%, en 1997 fue 46.1%).

Durante el período que abarca este estudio la tasa de actividad de las mujeres entre 25 y 55 años creció 5.1 puntos porcentuales pasando de 64.6% a 69.7%. Se verifica que la participación femenina continúa la tendencia histórica que se inicia a principios de los setenta.

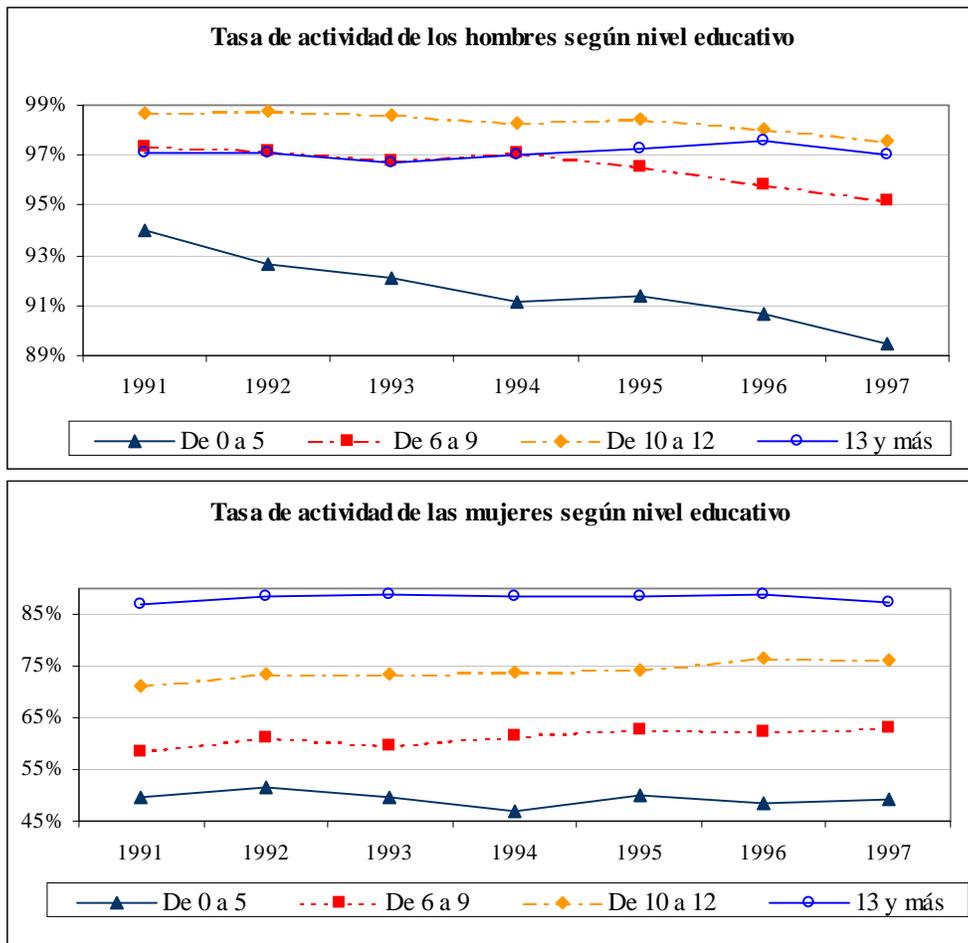
Gráficas No. 1



Fuente: Elaboración propia en base a la ECH del INE.

Pueden observarse diferentes comportamientos laborales cuando se analiza la inserción en el mercado de trabajo según los niveles educativos (ver Gráficas No 2). Tanto para los hombres como para las mujeres las tasas de actividad más altas se verifican en los niveles educativos altos. Se destaca una fuerte caída de la tasa de actividad de los hombres de menor nivel educativo, pasando del 94.0% al 89.5%, mientras los restantes niveles educativos presentan caídas más leves (de 2.1 puntos porcentuales para el segundo nivel educativo y 1.1 y 0.1 para los dos superiores). En el caso de las mujeres la tasa de actividad crece para todos los tramos educativos a excepción del más bajo (primario incompleta) que cae 0.3 puntos porcentuales. La tasa de actividad de los siguientes niveles educativos crece 4.4, 5.1 y 0.4, mostrando que los mayores crecimientos se comprueban en los niveles intermedios (de 6 a 12 años de educación formal).

Gráficas N° 2



Fuente: Elaboración propia en base a la ECH del INE.

## b) Composición de la población activa de 25 a 55 años por tramo de educación

En el período considerado se observa que, en el caso de los hombres, cae la proporción de activos con educación primaria incompleta, se mantiene constante la participación de los que tienen entre 6 y 9 años de educación formal y crece levemente el peso de los tramos más educados.

En el caso de las mujeres cae la proporción de activos en los dos tramos educativos inferiores y crece en los dos superiores. Se destaca el hecho de que en 1997 un 22.5% de los activos mujeres tienen 13 y más años de educación, en tanto que para los hombres es el 13.5%. El conjunto de los activos con este nivel educativo crece mucho más rápido en las mujeres que en los hombres.

Cuadro No.1 Composición de la población activa masculina según nivel educativo

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
0-5 años	13.9%	12.6%	11.1%	12.2%	11.4%	10.4%	9.4%
6-9 años	50.1%	50.2%	49.5%	48.5%	49.5%	49.4%	50.3%
10-12 años	23.9%	25.0%	26.3%	26.6%	25.4%	26.4%	26.8%
13 y + años	12.0%	12.2%	13.1%	12.7%	13.7%	13.8%	13.5%
TOTAL	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%

Fuente: Elaboración propia en base a la ECH del INE.

Cuadro No.2 Composición de la población activa femenina según nivel educativo

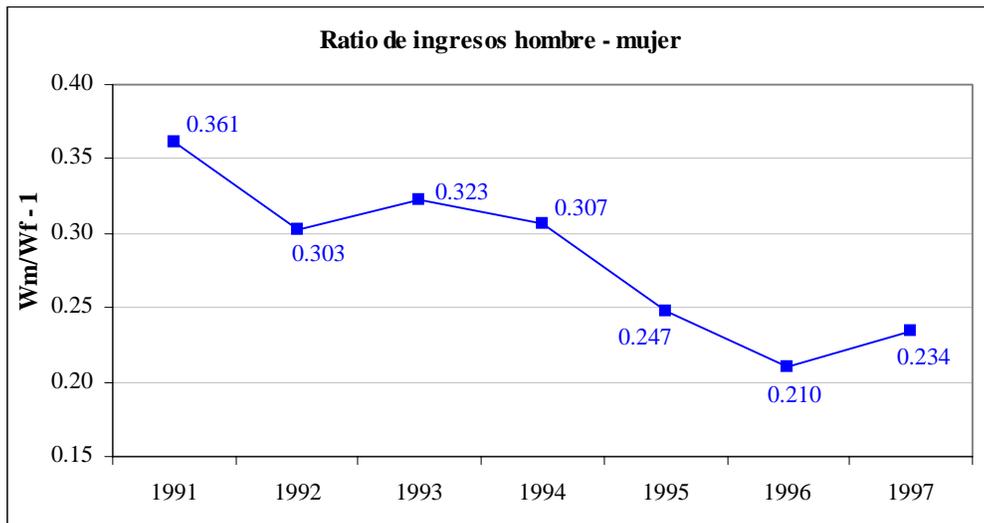
	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
0-5 años	10.3%	9.4%	8.6%	8.5%	8.1%	6.9%	6.8%
6-9 años	42.7%	41.5%	40.8%	41.6%	41.6%	40.2%	41.2%
10-12 años	26.6%	28.0%	28.8%	28.1%	27.5%	29.5%	29.5%
13 y + años	20.5%	21.1%	21.8%	21.8%	22.7%	23.4%	22.5%
TOTAL	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%

Fuente: Elaboración propia en base a la ECH del INE.

## c) Ingresos de hombres y mujeres

Para comparar la evolución de la relación de los salarios entre hombres y mujeres se tomó a los trabajadores a tiempo completo (con más de 35 horas de trabajo semanales).

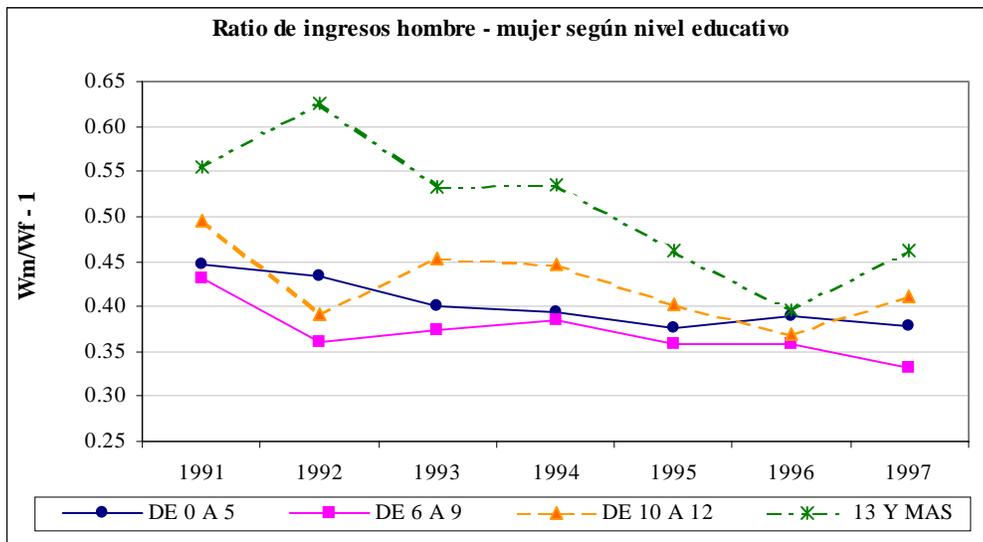
Gráfico No.3



Fuente: Elaboración propia en base a la ECH del INE.

Del análisis de la gráfica N° 3 se desprenden dos conclusiones. En primer lugar, durante el período de estudio, el ingreso horario derivado del trabajo que obtienen los hombres siempre está por encima del obtenido por las mujeres. En segundo lugar, esta diferencia presenta una tendencia descendente durante todo el período. En la gráfica N°4 se observa que la caída más fuerte en el ratio salarial hombre-mujer se verifica en los trabajadores con estudios universitarios.

Gráfica N° 4



Fuente: Elaboración propia en base a la ECH del INE.

### III.- Metodología

La descomposición básica utilizada es la del tipo de Oaxaca (1973) y Blinder (1973). El procedimiento se inicia con la estimación de ecuaciones de salarios mincerianas para hombres y mujeres (m y f subíndices utilizados para hombres y mujeres respectivamente).

Un problema básico es considerar cuál es la estructura de pagos no discriminatoria. En la gran mayoría de los trabajos se utiliza la estructura de pagos de los hombres como la no discriminatoria. En este trabajo se utiliza la planteada por Oaxaca y Ransom , 1994 (la estructura de pagos no discriminatoria planteada por Cotton , 1988, no es más que un caso particular de la planteada por Oaxaca y Ransom).

La matriz de ponderadores especificada por estos autores es:

$$\Omega_0 = (X'X)^{-1}(X'_m X_m)$$

donde X es la matriz de observaciones para el total de la muestra y X<sub>m</sub> es la matriz de observaciones para la muestra de los hombres.

La estructura de salarios en ausencia de discriminación estaría dada por:

$$\beta^* = \Omega_0 \hat{\beta}_m + (I - \Omega_0) \hat{\beta}_f$$

Con esta información se puede estimar el diferencial de salarios total y descomponerlo en tres partes: i) ventaja de los hombres o sobre pago derivado de la existencia de discriminación (favoritismo); ii) desventaja de las mujeres (discriminación pura) y iii) diferencias atribuibles a los distintos niveles de capital humano e inserción laboral. Por consiguiente la descomposición tiene la siguiente estructura:

$$(\overline{LnW}_m - \overline{LnW}_f) - (\hat{\theta}_m \bar{\lambda}_m - \hat{\theta}_f \bar{\lambda}_f) = \bar{X}'_m (\hat{\beta}_m - \beta^*) + \bar{X}'_f (\beta^* - \hat{\beta}_f) + (\bar{X}_m - \bar{X}_f)' \beta^*$$

donde:

$\overline{LnW}_m$  y  $\overline{LnW}_f$  corresponden a la diferencial bruta de salarios,  $\bar{\lambda}_m$  y  $\bar{\lambda}_f$  son las medias de las estimaciones del Inverse Mills Ratio,  $\hat{\theta}_m$  y  $\hat{\theta}_f$  la estimación de sus coeficientes en las ecuaciones salariales,  $\hat{\beta}_m$  y  $\hat{\beta}_f$  son los coeficientes estimados de las ecuaciones de salarios para hombres y mujeres,  $\beta^*$  la estructura de pagos no discriminatoria y las  $\bar{X}$  son el valor promedio de las características.

El procedimiento se realizó corrigiendo por sesgo de selección según Heckman (1979)<sup>2</sup>. La potencial existencia de sesgo de selección se da por el hecho de que la información utilizada puede no ser una muestra aleatoria de la población, dado que sólo se observa a los individuos que participan en el mercado de trabajo y que por consiguiente su salario de reserva es menor que el ofrecido. Esto tiene como resultado que generalmente los estimadores de los parámetros por mínimos cuadrados ordinarios no sean consistentes.

Básicamente, el procedimiento introduce en la ecuación de salarios el Inverse Mills Ratio que aproxima la probabilidad de participar en el mercado de trabajo y que mide el efecto de selección muestral. A los efectos de realizar la corrección se requiere una estimación en dos etapas, la segunda es la mencionada de la introducción de la nueva variable en la ecuación de salarios y la primera es la obtención del parámetro  $\lambda$  a partir de la estimación de un modelo probit de participación en el mercado de trabajo.

#### **IV.- Datos**

Este trabajo está basado en la Encuesta Continua de Hogares del Instituto Nacional de Estadística del Uruguay. La encuesta informa sobre la población urbana en dos grandes regiones: Montevideo que es la capital del país y donde reside más de la mitad de la población total y el Resto del País Urbano.

Esta encuesta se lleva a cabo, en el presente formato, cada mes desde 1981 y contiene datos individuales sobre los ingresos salariales mensuales, ingresos no salariales, edad, sexo, niveles educativos, ocupación, horas trabajadas y otras variables relevantes.

En este trabajo se utiliza la información de todos los individuos comprendidos en el tramo de edad entre 25 y 55 años y el análisis se realiza para Montevideo (M), Resto del País Urbano (RPU) y el Total del País (TP).

La variable objeto de estudio es la remuneración por hora (ver anexo I) que ha sido deflactada por el índice de precios al consumo y referida a marzo de 1997.

La encuesta de hogares da información sobre la experiencia de los individuos en el puesto actual de trabajo, pero no ofrece información sobre la experiencia total del individuo. En este sentido se tomó el camino tradicional de estimar la experiencia potencial (edad menos años de educación menos seis). Descontando los

---

<sup>2</sup> Se utilizó Limdep para las estimaciones

períodos de desempleo la experiencia potencial como proxy de la experiencia resulta relativamente razonable para los hombres. La experiencia potencial en el caso de las mujeres resultará en muchos casos superior a la real debido a las entradas y salidas del mercado de trabajo asociadas a las responsabilidades asumidas en el hogar. Por este motivo se producen sesgos en la estimación del coeficiente de la variable experiencia potencial que son atribuidos a un tratamiento discriminatorio. Por consiguiente se deben tomar con cuidado los resultados obtenidos y nos interesará destacar más la tendencia que el valor absoluto de la existencia de discriminación salarial.

## **V.- Resultados**

En primer lugar se muestran los cambios ocurridos comparando los dos extremos del período considerado (Cuadro N° 3).

En segundo lugar (Cuadro N° 4) se presenta la evolución de la relación salarial entre hombres y mujeres, de la ventaja de los hombres en términos salariales, desventaja de las mujeres y diferencias en el capital humano e inserción laboral.

Analizando las variaciones totales entre los dos extremos del período se observa que la brecha salarial entre hombres y mujeres cayó en Montevideo y en el RPU. No obstante la disminución de la brecha es sustancialmente mayor en Montevideo.

Si bien los tres factores (ventaja para los hombres, desventaja para la mujer y diferencias en capital humano e inserción laboral) se mueven, en general, en la dirección de mejorar la situación de la mujer en el mercado de trabajo, es la diferencia en capital humano e inserción laboral la que da cuenta de la caída mayor en la brecha salarial entre las dos puntas del período.

Cuadro N° 3: Evolución de la brecha salarial y de sus componentes

**Variación en el período 1991 - 97**

	<b>Ventaja hombre</b>	<b>Desventaja mujer</b>	<b>Diferencia capital humano e inserción laboral</b>	<b>Brecha total</b>
Total país	-0.0004	-0.0280	-0.0764	-0.1047
Montevideo	0.0151	-0.0441	-0.0944	-0.1234
RPU	-0.0006	-0.0032	-0.0615	-0.0653

**Contribución de cada factor a la variación total**

	<b>Ventaja hombre</b>	<b>Desventaja mujer</b>	<b>Diferencia capital humano e inserción laboral</b>	<b>Brecha total</b>
Total país	0.35%	26.72%	72.93%	100.00%
Montevideo	-12.25%	35.76%	76.49%	100.00%
RPU	0.92%	4.92%	94.16%	100.00%

Fuente: Elaboración propia en base a la ECH del INE.

Analizando la brecha y su descomposición (Cuadro N° 4) se observan varios hechos importantes. En primer lugar los hombres reciben un salario mayor que las mujeres luego de controlar por sus características e inserción laboral. Esta brecha salarial cayó significativamente durante el período analizado (17 puntos porcentuales en Montevideo y 9 en el RPU). No obstante, esta caída no es una tendencia permanente en el período, revirtiéndose a partir de 1996.

La descomposición de la brecha muestra que los hombres comienzan el período con una ventaja en términos de capital humano e inserción laboral que luego desaparece y pasa a ser favorable para las mujeres convirtiéndose, en el principal factor que explica la caída de la brecha salarial.

Tanto el concepto de ventaja para los hombres como desventaja para las mujeres tuvieron cambios muy moderados, por lo cual en un escenario de descenso de la brecha salarial persisten, al final del período, como los factores principales que explican el diferencial salarial entre hombres y mujeres.

Cuadro N° 4: Descomposición de la brecha salarial

## Total país

	Ventaja hombre	Desventaja mujer	Diferencia cap hum e inserc lab	Brecha total	% Ventaja hombre	% Desventaja mujer	% Diferencia kh e il	N° de mujeres	N° de hombres	Wh/Wm
1991	0.1441	0.2190	0.0043	0.3674	39.22%	59.61%	1.18%	6718	9597	1.4439
1992	0.1328	0.1904	-0.0157	0.3075	43.19%	61.91%	-5.10%	6861	9467	1.3600
1993	0.1498	0.2032	-0.0262	0.3268	45.84%	62.19%	-8.03%	6964	9500	1.3865
1994	0.1291	0.1799	-0.0130	0.2960	43.62%	60.78%	-4.40%	7049	9740	1.3445
1995	0.1367	0.1581	-0.0595	0.2354	58.10%	67.19%	-25.29%	7335	9916	1.2654
1996	0.1219	0.1805	-0.0632	0.2393	50.96%	75.44%	-26.39%	7363	9569	1.2704
1997	0.1437	0.1910	-0.0720	0.2627	54.71%	72.71%	-27.42%	7156	9631	1.3004

## Montevideo

	Ventaja hombre	Desventaja mujer	Diferencia cap hum e inserc lab	Brecha total	% Ventaja hombre	% Desventaja mujer	% Diferencia kh e il	N° de mujeres	N° de hombres	Wh/Wm
1991	0.1324	0.2145	0.0365	0.3834	34.54%	55.95%	9.51%	3779	4814	1.4673
1992	0.1319	0.1877	0.0111	0.3308	39.88%	56.76%	3.37%	3785	4631	1.3920
1993	0.1613	0.1757	0.0034	0.3404	47.39%	51.62%	0.99%	3947	4808	1.4055
1994	0.1307	0.1485	-0.0009	0.2783	46.98%	53.34%	-0.32%	3887	5023	1.3209
1995	0.1482	0.1335	-0.0526	0.2291	64.70%	58.25%	-22.95%	3942	4864	1.2575
1996	0.1286	0.1466	-0.0405	0.2347	54.80%	62.45%	-17.24%	4105	4733	1.2645
1997	0.1475	0.1704	-0.0579	0.2600	56.73%	65.53%	-22.26%	3942	4750	1.2970

## RPU

	Ventaja hombre	Desventaja mujer	Diferencia cap hum e inserc lab	Brecha total	% Ventaja hombre	% Desventaja mujer	% Diferencia kh e il	N° de mujeres	N° de hombres	Wh/Wm
1991	0.1456	0.2112	0.0343	0.3911	37.23%	54.00%	8.77%	2939	4783	1.4786
1992	0.1196	0.1942	0.0354	0.3493	34.25%	55.61%	10.14%	3076	4836	1.4181
1993	0.1304	0.2270	0.0180	0.3754	34.73%	60.48%	4.79%	3017	4692	1.4556
1994	0.1256	0.2056	0.0207	0.3520	35.69%	58.43%	5.89%	3162	4717	1.4218
1995	0.1340	0.1756	-0.0058	0.3037	44.11%	57.81%	-1.92%	3393	5052	1.3549
1996	0.1247	0.2052	-0.0197	0.3103	40.20%	66.14%	-6.34%	3258	4836	1.3638
1997	0.1450	0.2080	-0.0272	0.3258	44.51%	63.83%	-8.34%	3214	4881	1.3851

Fuente: Elaboración propia en base a la ECH del INE.

Dada la importancia que tuvo el concepto de capital humano e inserción laboral en la reducción de la brecha salarial en el Cuadro N°5 se descompone en la evolución del capital humano (educación formal y

experiencia) y las características de la inserción laboral. Hasta el año 1996 la caída de la brecha obedece principalmente a las ventajas que las mujeres van adquiriendo a través del capital humano. De acuerdo a los resultados obtenidos, la inserción laboral como factor de reducción de la brecha salarial, alcanza una importancia similar al capital humano recién en 1997.

Prácticamente hasta 1995 la desventaja de la mujer se redujo, revertiéndose levemente esta situación a partir de 1996. Es la diferencia en capital humano e inserción laboral la que explica sustancialmente la reducción en la brecha salarial.

No obstante la disminución de la brecha salarial, el fenómeno de la discriminación es el que se mantiene, en última instancia, como el principal origen de las diferencias salariales en el tramo etario de 25 a 55 años.

Cuadro N° 5: Descomposición del factor capital humano e inserción laboral

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
Capital humano	-0,019	-0,026	-0,030	-0,037	-0,042	-0,042	-0,038
Inserción laboral	0,023	0,011	0,004	0,024	-0,018	-0,021	-0,034
k hum e inc lab	0,004	-0,016	-0,026	-0,013	-0,060	-0,063	-0,072

Fuente: Elaboración propia en base a la ECH del INE.

## VI.- Conclusiones

El objetivo de este trabajo ha sido analizar la evolución de la brecha entre los salarios de hombres y mujeres del tramo etario 25-55 años. En particular interesó investigar qué factores contribuyeron a consolidar dicha evolución.

Las principales conclusiones son:

- La brecha salarial entre hombres y mujeres descendió en la década de los 90.
- Tomando las variaciones entre los dos extremos del período se encuentra que los tres factores: ventaja de los hombres, desventaja de las mujeres y diferencias en capital humano e inserción laboral, se mueven, en general, en el sentido de mejorar la situación de la mujer en el mercado de trabajo. No obstante es la diferencia en la dotación en capital humano e inserción laboral la que explica fundamentalmente los cambios en la brecha.

- Si bien la brecha salarial se redujo queda el componente de discriminación como factor principal que explica el remanente del diferencial salarial.
- Dado que, a pesar de los cambios operados en la economía uruguaya, la discriminación se mantiene e incluso aumenta, surge como necesario la adopción de políticas específicas para enfrentar el problema.

## **Referencias:**

Becker, G.: The economics of discrimination. Chicago University Press, 1957.

Becker, G.: Human capital, effort and the sexual division of labor. *Journal of Labor Economics*, 3, 1985.

Blau, F., 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 Economics Research. Working Papers 6716.

Blau, F., 1998, Trends in the well-being of American women, 1970-1995, *Journal of Economic Literature* Vol. XXXVI (march).

Blau, F. and Kahn, L., 1998, The effect of wage inequality and female labor supply on the gender wage gap: a cross-country analysis, 1985 to 1994, Cornell University and NBER.

Blinder, A., 1973, Wage discrimination: reduced form and structural estimates. *Journal of Human Resources* 8.

Bucheli, M y Rossi, M. 1994, La distribución del ingreso en Uruguay. Documento de Trabajo. Departamento de Economía, FCS, UDELAR.

Costa, D., 2000, From mill town to board room: the rise of women's paid labor. NBER. Working paper 7608.

Cotton, J., 1988, On the decomposition of wage differentials. *Review of Economics and Statistics* 70.

Ekstrom, E., 1998, Income distribution and labour market discrimination: a case study of Namibia. Research Institute of Industrial Economics (IUI), Sweden.

Francois, P., 1998, Gender discrimination without gender difference: Theory and policy responses. *Journal of Public Economics* 68.

Furtado, M. y Raffo, L. (1998): Discriminación y segregación laboral por género. Monografía de Graduación. Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de la República.

Goldberg, M.: Discrimination, nepotism and long-run wage differentials. *Quarterly Journal of Economics*, 97, 1982.

Green, W., 1993, *Econometric analysis*, Prentice Hall, Englewood Cliffs.

Gradin, C. y Rossi, M. 1999, Polarización y desigualdad salarial en Uruguay: 1986-97. Documento de Trabajo 16/99 Departamento de Economía, FCS, UDELAR (a publicarse en El Trimestre Económico).

Hellerstein, J., Neumark, D. y Troske, K.: Market forces and sex discrimination. NBER, Working Paper 6321. 1997.

Lundberg, S. y Startz, R.: Private discrimination and social intervention in competitive labor markets. American Economic Review 73, 1983.

Manero, M.: La discriminación salarial en el mercado de trabajo español. Tesina CEMFI No. 9906, marzo 1999.

Miles, D. y Rossi, M., 1999, Geographic concentration and structure of wages in developing countries: the case of Uruguay. Documento de Trabajo 13/99, Departamento de Economía, FCS, UDELAR.

Neuman, S. and Silber J., 1994, The econometrics of labor market segregation and discrimination. Journal of Econometrics. March.

Neuman, S. y Oaxaca, R.. Estimating labor market discrimination with selectivity corrected wage equations: methodological considerations and an illustration from Israel. Working Papers, 1998.

Vigorito, A., 1998, Una distribución del ingreso estable: el caso de Uruguay 1986-1997. Mimeo. Instituto de Economía, FCE. UDELAR.

Yun, Myeong-Su, 1999, Generalized selection bias and the decomposition of wage differentials. Discussion Paper No.69, IZA, Germany.

## ANEXO I : Variables en la ecuación salarial

### Variables independientes en la ecuación salarial:

EXP_MI	Experiencia potencial
EXP_MI2	Experiencia potencial al cuadrado
ANIOSED	Años de educación
EXPE_PT	Experiencia en el puesto de trabajo
EXPE_PT2	Experiencia en el puesto de trabajo al cuadrado
PUBLICO	Dummy para categoría de ocupación sector público
CTAPR_SL	Dummy para categoría de ocupación cuenta propia sin local
CTAPR_CL	Dummy para categoría de ocupación cuenta propia con local
COOP	Dummy para categoría de ocupación cooperativista
PATRON	Dummy para categoría de ocupación patrón
O_AGRO	Dummy para ocupación agro
O_ARTOBC	Dummy para ocupación artesano, obrero, conductor
O_GERENT	Dummy para ocupación gerente
O_OFICOM	Dummy para ocupación oficinista, vendedores, comerciante
O_PROFES	Dummy para ocupación profesionales (incluye militares)
R_INDUST	Dummy para rama industrial
R_COMERC	Dummy para rama comercial
R_TRANSP	Dummy para rama transporte
R_SERVIC	Dummy para rama servicios
R_OTRAS	Dummy para otras ramas (incluye sector primario, energía gas y agua, construcción)
FULLTIME	Dummy para fulltime (35 y más horas)
MONTEV	Dummy para vivir en Montevideo

Dummies omitidas

En categorías : privado

En ocupación : servicios personales

En ramas : financiera

### Variable dependiente en la ecuación salarial:

LN\_W : logaritmo del ingreso por hora.

Se computan dentro de los ingresos al salario, a las propinas y al pago en especies, tanto de la ocupación principal como de la secundaria. Además, para los trabajadores del sector público se les incluye el aguinaldo y a los trabajadores del sector privado se incluye el aguinaldo y el salario vacacional. Para ambos conceptos al monto anual se lo divide entre los 12 meses del año y se le asigna a cada mes su cuota parte.

## ANEXO II :Ecuaciones salariales

### TOTAL PAÍS

### MUJERES

	1991		1992		1993		1994		1995		1996		1997	
	coef	estad_t												
Constant	4,4856	61,2770	4,6466	71,2596	4,5357	62,5595	4,5838	63,9011	4,6334	66,6497	4,4760	64,3951	4,5874	74,0186
EXP_MI	0,0137	3,8895	0,0020	1,9045	0,0103	3,2260	0,0210	6,3521	0,0131	4,0197	0,0131	4,0668	0,0041	4,1411
EXP_MI2	-0,0002	-3,4572			-0,0002	-2,9639	-0,0004	-5,6306	-0,0002	-2,9152	-0,0001	-2,1043		
ANIOSED	0,0569	16,7146	0,0557	16,4236	0,0548	16,2036	0,0584	17,1061	0,0612	18,2938	0,0645	19,8152	0,0683	20,7053
EXPE_PT	0,0337	11,6712	0,0304	9,1739	0,0304	10,4128	0,0260	8,1965	0,0309	11,4307	0,0353	12,3519	0,0457	16,5218
EXPE_PT2	-0,0007	-7,0381	-0,0006	-4,6683	-0,0007	-7,0141	-0,0005	-4,5579	-0,0007	-7,4842	-0,0009	-9,0632	-0,0011	-11,3401
PUBLICO	-0,1711	-8,7386	-0,1900	-9,8350	-0,1804	-9,1904	-0,1883	-9,6709	-0,1943	-10,0905	-0,1909	-9,9614	-0,2086	-10,5639
CTAPR_SL	-0,4229	-7,7225	-0,3067	-5,9631	-0,3386	-6,8264	-0,4438	-8,6047	-0,3239	-6,3133	-0,4093	-7,3194	-0,3627	-6,5627
CTAPR_CL	-0,3023	-11,1177	-0,3265	-12,0877	-0,2754	-10,4045	-0,3123	-11,9203	-0,2652	-10,7006	-0,2994	-11,6333	-0,2836	-10,9459
COOP	-0,0018	-0,0049	-0,2921	-2,8864	-0,0140	-0,0550	0,2162	2,6861	-0,3582	-2,3156	-0,0004	-0,0026	0,1221	0,5664
PATRON	0,2619	4,2564	0,3857	5,9307	0,3395	5,4978	0,3623	6,5820	0,2320	4,0623	0,2274	3,7664	0,1708	3,6115
O_AGRO	0,1190	0,7043	0,2899	1,5536	0,1180	1,0098	0,0085	0,0691	0,1708	1,3802	-0,2020	-1,8501	-0,0074	-0,0795
O_ARTOBC	-0,1800	-5,0799	-0,1538	-3,9844	-0,1123	-3,0429	-0,1331	-3,1693	-0,2221	-5,4555	-0,0978	-2,2643	-0,1404	-3,3888
O GERENT	0,5687	10,9772	0,4827	8,6907	0,4680	8,4200	0,5434	9,7659	0,5560	11,2909	0,6004	12,7197	0,5427	11,0320
O_OFICOM	0,2477	10,6035	0,2691	11,1043	0,2770	11,9305	0,2436	9,8028	0,2274	9,8132	0,2659	11,2344	0,1883	7,8912
O_PROFES	0,4073	14,1049	0,4081	14,1673	0,4483	16,4902	0,4614	15,7585	0,4340	15,7528	0,4540	16,3479	0,3840	14,0234
R_INDUST	-0,2028	-4,8448	-0,1667	-3,9888	-0,1958	-4,8666	-0,2911	-6,4630	-0,2652	-5,9093	-0,2848	-6,5034	-0,2965	-7,3080
R_COMERC	-0,2434	-6,2738	-0,2248	-6,2260	-0,2046	-5,7637	-0,3090	-8,2985	-0,3321	-8,8973	-0,3250	-9,3530	-0,3366	-9,8117
R_TRANSP	-0,1521	-2,7931	-0,0239	-0,3868	-0,0592	-1,1896	-0,0833	-1,3446	-0,1284	-2,3002	-0,0388	-0,6305	-0,1631	-3,0824
R_SERVIC	-0,2967	-8,0136	-0,2762	-8,0450	-0,1960	-5,7777	-0,3284	-9,0925	-0,3001	-8,4677	-0,2755	-8,1537	-0,2973	-9,0564
R_OTRAS	-0,0295	-0,4518	-0,0330	-0,4759	-0,0125	-0,1928	-0,1358	-2,2565	-0,1811	-3,1179	0,0167	0,2668	-0,1088	-1,9519
FULLTIME	-0,1931	-11,0526	-0,1990	-11,6836	-0,1711	-10,1588	-0,2113	-12,2830	-0,2252	-13,7255	-0,2221	-13,7414	-0,2717	-16,7704
MONTEV	0,2997	19,6034	0,3640	24,2679	0,3578	23,8616	0,3685	24,3541	0,3327	22,0569	0,3467	23,2809	0,3462	23,5055
LAMBDA	0,1772	5,0475	0,1505	4,0326	0,1582	4,3728	0,1224	3,3724	0,0889	2,3714	0,1499	3,9838	0,1894	5,0564
R2	0,3989		0,4044		0,3944		0,4266		0,4199		0,4192		0,4364	
R2 corregido	0,3968		0,4025		0,3924		0,4248		0,4181		0,4174		0,4347	
Nº observ	6718		6861		6964		7049		7335		7363		7156	

NOTA : Los estadísticos t son calculados utilizando estimaciones corregidas por heteroscedasticidad de los errores estándares.

### TOTAL PAÍS

### HOMBRES

	1991		1992		1993		1994		1995		1996		1997	
	coef	estad_t												
Constant	5,0315	76,5162	5,1736	88,5930	4,9957	76,3982	4,9812	79,5000	4,9962	82,3028	4,8357	77,2610	5,0504	91,7600
EXP_MI	0,0163	5,3037	0,0079	9,9074	0,0190	6,4252	0,0239	7,6776	0,0211	7,1163	0,0237	8,0314	0,0090	11,1512
EXP_MI2	-0,0002	-2,5274			-0,0002	-3,3219	-0,0003	-4,9646	-0,0003	-4,4187	-0,0003	-4,7449		
ANIOSED	0,0616	27,2971	0,0611	24,7164	0,0625	25,9186	0,0659	28,1838	0,0656	27,6359	0,0646	26,7866	0,0645	26,3990
EXPE_PT	0,0302	14,4033	0,0283	13,5325	0,0264	12,3074	0,0236	10,6138	0,0287	14,1577	0,0314	14,3022	0,0357	16,3843
EXPE_PT2	-0,0006	-9,1440	-0,0006	-8,3294	-0,0006	-7,9226	-0,0004	-5,8478	-0,0006	-9,4422	-0,0007	-9,7257	-0,0008	-10,8781
PUBLICO	-0,2165	-13,9481	-0,2026	-12,6127	-0,1769	-11,0187	-0,1923	-11,3981	-0,1448	-8,4215	-0,1377	-7,8456	-0,1035	-5,8923
CTAPR_SL	-0,4768	-17,3118	-0,5231	-19,5554	-0,4650	-18,6728	-0,4393	-16,4824	-0,4644	-17,7877	-0,4347	-16,5602	-0,4663	-18,6849
CTAPR_CL	-0,1869	-8,8671	-0,1749	-7,7020	-0,1516	-7,4248	-0,1910	-9,4293	-0,1721	-8,8836	-0,2364	-11,6338	-0,2045	-10,1772
COOP	-0,0386	-0,3139	-0,0765	-0,8516	-0,1534	-1,9940	0,0179	0,2354	0,0096	0,0941	-0,0597	-0,7186	0,0039	0,0388
PATRON	0,2795	10,0444	0,2038	7,2893	0,2809	9,9015	0,2244	7,9265	0,1657	5,6402	0,2003	6,9154	0,1802	6,3490
O_AGRO	-0,0770	-2,2646	-0,1675	-4,4721	-0,1086	-2,8784	-0,1219	-3,4028	-0,1075	-3,1058	-0,1363	-3,8620	-0,1274	-3,6261
O_ARTOBC	0,0697	3,4578	0,0423	2,0303	0,0778	3,6622	0,1309	6,0867	0,1096	5,1096	0,1359	5,9513	0,0970	4,2133
O GERENT	0,4890	13,7952	0,5581	15,9704	0,4961	13,6913	0,5585	15,6328	0,6090	16,5985	0,5925	17,1914	0,5855	16,7490
O_OFICOM	0,1587	7,3722	0,1460	6,6255	0,1962	8,5747	0,2226	9,8006	0,2189	9,6556	0,2785	11,8180	0,2156	8,9241
O_PROFES	0,2403	9,9367	0,2493	9,6980	0,2666	10,4400	0,2958	11,1321	0,3256	12,2366	0,3962	14,3991	0,3232	12,1470
R_INDUST	-0,2626	-8,3424	-0,2657	-8,7791	-0,2855	-9,3988	-0,3184	-10,4344	-0,2846	-9,5433	-0,2687	-8,1082	-0,3538	-11,1368
R_COMERC	-0,3507	-10,8009	-0,3681	-11,5799	-0,3392	-10,7543	-0,3664	-11,8128	-0,3679	-12,4978	-0,4196	-12,8618	-0,4576	-14,5512
R_TRANSP	-0,3372	-10,0768	-0,3467	-10,4195	-0,3334	-10,1244	-0,3401	-10,4260	-0,2979	-9,0011	-0,2859	-8,1487	-0,3537	-10,4784
R_SERVIC	-0,4022	-13,4295	-0,4201	-14,5485	-0,3630	-12,0672	-0,4108	-14,0415	-0,4170	-14,9476	-0,3623	-11,6700	-0,4455	-14,9215
R_OTRAS	-0,2602	-7,9377	-0,2314	-7,1397	-0,2645	-8,1060	-0,3102	-9,7856	-0,3024	-9,7809	-0,2558	-7,5249	-0,3289	-9,8707
FULLTIME	-0,3069	-9,8817	-0,2991	-9,4013	-0,2590	-9,2641	-0,2974	-9,7733	-0,3344	-11,8971	-0,3025	-12,0469	-0,2541	-10,0461
MONTEV	0,2222	19,0095	0,2696	22,2019	0,2574	21,9304	0,2408	20,1955	0,2220	18,1691	0,2595	20,9083	0,2585	20,5008
LAMBDA	-0,9058	-8,8847	-0,7703	-9,2343	-0,8518	-10,2530	-0,6361	-7,5052	-0,7630	-9,8571	-0,4660	-6,1160	-0,7756	-11,0765
R2	0,3964		0,4097		0,4097		0,4014		0,4097		0,4122		0,4264	
R2 corregido	0,3950		0,4083		0,4083		0,4000		0,4083		0,4108		0,4251	
Nº observ	9597		9467		9500		9740		9916		9569		9631	

NOTA : Los estadísticos t son calculados utilizando estimaciones corregidas por heteroscedasticidad de los errores estándares.

MONTEVIDEO

MUJERES

	1991		1992		1993		1994		1995		1996		1997	
	coef	estad_t												
Constant	4,7455	55,7496	5,1127	75,7785	5,0904	79,5648	5,0182	59,2377	5,0052	58,2464	4,8801	57,8436	4,9624	63,8879
EXP_MI	0,0175	4,1306					0,0209	5,1301	0,0151	3,4320	0,0138	3,4515	0,0040	3,0086
EXP_MI2	-0,0003	-3,8878					-0,0004	-4,9260	-0,0002	-2,7579	-0,0002	-2,3553		
ANIOSED	0,0575	14,4818	0,0523	13,8750	0,0502	13,8824	0,0523	12,6339	0,0586	13,7906	0,0637	15,6833	0,0706	16,3040
EXPE_PT	0,0335	9,6935	0,0295	7,6770	0,0322	10,3747	0,0281	8,2878	0,0322	8,4032	0,0346	9,5383	0,0450	12,4583
EXPE_PT2	-0,0006	-5,5429	-0,0005	-3,3669	-0,0007	-6,8946	-0,0004	-4,0664	-0,0006	-4,6789	-0,0008	-6,1184	-0,0010	-7,7615
PUBLICICO	-0,3038	-13,0945	-0,3115	-12,5804	-0,2878	-12,1562	-0,3244	-13,2954	-0,3274	-12,6971	-0,3076	-12,6083	-0,3245	-12,7812
CTAPR_SL	-0,3373	-4,6434	-0,2552	-3,8323	-0,2238	-3,5487	-0,3570	-4,9406	-0,2382	-3,2873	-0,3569	-4,8475	-0,2020	-2,5898
CTAPR_CL	-0,3712	-10,2791	-0,3394	-9,1555	-0,2984	-8,4779	-0,3064	-8,6756	-0,2921	-8,2366	-0,2848	-8,1974	-0,3346	-8,7376
COOP	0,1574	0,5721	-0,2414	-3,1262	0,1388	1,5356	0,3102	10,0845	-0,1044	-0,8162	-0,1371	-0,8281	0,2174	0,8319
PATRON	0,2280	2,9049	0,3337	4,3562	0,2996	3,8315	0,3259	4,5861	0,1471	1,7941	0,1412	1,7744	0,0787	1,3497
O_AGRO	0,2160	0,6080	0,2966	0,6445	0,3634	3,3867	-0,0480	-0,1947	-0,3059	-1,2609	-0,3464	-2,2223	-0,2642	-1,4433
O_ARTOBC	-0,1491	-3,6295	-0,1220	-2,5416	-0,0190	-0,4444	-0,1257	-2,3055	-0,1921	-3,6432	-0,0442	-0,7687	-0,1135	-2,1238
O GERENT	0,5838	9,5242	0,5237	8,0988	0,5424	7,8499	0,6334	9,9556	0,5960	9,7949	0,5877	10,2194	0,5347	9,5429
O_OFICOM	0,1995	6,8500	0,2338	7,6277	0,2663	9,2842	0,2512	7,9095	0,2110	6,7876	0,2308	7,5628	0,1359	4,3395
O_PROFES	0,3702	10,4746	0,3801	10,2572	0,4216	12,4824	0,4757	12,7876	0,4398	11,9058	0,3927	11,1120	0,3337	9,1004
R_INDUST	-0,2049	-4,1568	-0,2126	-4,2233	-0,2133	-4,4401	-0,2384	-4,4133	-0,1788	-3,2104	-0,2922	-5,3660	-0,2856	-5,9784
R_COMERC	-0,2969	-6,2585	-0,2631	-6,0908	-0,2422	-5,5228	-0,3130	-7,1269	-0,2967	-6,2214	-0,3386	-7,9587	-0,3351	-7,8828
R_TRANSP	-0,1329	-1,7988	0,0195	0,2333	-0,0472	-0,7667	-0,0360	-0,4198	-0,1741	-2,3385	-0,0170	-0,2110	-0,1305	-2,0873
R_SERVIC	-0,2771	-6,3465	-0,2673	-6,5818	-0,1865	-4,5029	-0,3013	-7,2578	-0,2677	-6,1165	-0,2548	-6,2725	-0,2847	-7,1991
R_OTRAS	-0,0288	-0,4085	-0,0696	-0,7283	-0,1056	-1,4627	-0,0585	-0,8486	-0,1235	-1,6575	0,0541	0,6697	-0,0710	-1,0565
FULLTIME	-0,1489	-6,7504	-0,1944	-8,6788	-0,1990	-9,1017	-0,2295	-10,0688	-0,2824	-12,3677	-0,2291	-10,6502	-0,2870	-13,2767
LAMBDA	0,2285	5,1850	0,2050	4,0878	0,1501	3,3769	0,1178	2,4589	0,0821	1,4905	0,1603	2,9857	0,2014	3,8727
R2	0,3793		0,3535		0,3398		0,3806		0,3611		0,3549		0,3865	
R2 corregido	0,3757		0,3501		0,3364		0,3771		0,3575		0,3515		0,3832	
Nº observ	3779		3785		3947		3887		3942		4105		3942	

NOTA : Los estadísticos t son calculados utilizando estimaciones corregidas por heteroscedasticidad de los errores estándares.

MONTEVIDEO

HOMBRES

	1991		1992		1993		1994		1995		1996		1997	
	coef	estad_t												
Constant	5,0827	55,0479	5,6901	83,2794	5,6182	84,2174	5,1229	64,1406	5,0815	64,3496	4,9118	59,2045	5,2562	74,6607
EXP_MI	0,0260	6,1047					0,0201	4,9359	0,0220	5,4615	0,0244	5,9554	0,0083	7,2065
EXP_MI2	-0,0003	-3,8096					-0,0002	-2,5668	-0,0002	-2,6589	-0,0002	-2,8879		
ANIOSED	0,0637	21,1691	0,0521	18,1841	0,0474	17,8278	0,0682	21,9048	0,0715	22,0631	0,0703	21,0977	0,0659	19,5638
EXPE_PT	0,0268	9,0195	0,0301	10,1135	0,0276	9,8141	0,0279	9,9916	0,0295	10,1832	0,0379	11,9148	0,0401	12,9482
EXPE_PT2	-0,0005	-5,4876	-0,0004	-4,5405	-0,0004	-4,0965	-0,0006	-6,1428	-0,0006	-6,9202	-0,0008	-8,1799	-0,0009	-8,3334
PUBLICICO	-0,2641	-11,6522	-0,2892	-12,2560	-0,3028	-13,3001	-0,3012	-12,9579	-0,2569	-10,4865	-0,2775	-10,6387	-0,2286	-9,1864
CTAPR_SL	-0,4535	-12,0485	-0,4676	-11,6340	-0,3376	-9,5348	-0,3378	-9,0412	-0,3599	-9,2600	-0,3708	-9,5715	-0,4481	-12,2320
CTAPR_CL	-0,1808	-5,9732	-0,1351	-4,2505	-0,0649	-2,2833	-0,1468	-5,1857	-0,1957	-6,9249	-0,2708	-8,7897	-0,2603	-8,5274
COOP	-0,1068	-1,0857	-0,0777	-0,8176	-0,1741	-2,1722	-0,0570	-0,7332	-0,0633	-0,7089	-0,1460	-1,6469	-0,0051	-0,0596
PATRON	0,2653	7,8105	0,2018	5,9214	0,2913	7,7388	0,2059	5,5799	0,1241	3,0362	0,1449	3,7480	0,1716	4,5481
O_AGRO	0,0302	0,4296	-0,0091	-0,0852	0,2008	2,2336	0,0462	0,7314	0,1690	2,4307	0,1189	1,7388	0,0483	0,6891
O_ARTOBC	0,1010	3,3265	0,0294	0,9772	0,0821	2,6618	0,1412	4,4355	0,1374	4,3203	0,1869	5,4793	0,1661	5,0317
O GERENT	0,5875	13,0263	0,6194	13,8469	0,5421	11,4159	0,5963	12,4689	0,6675	13,9678	0,6463	14,0661	0,6773	15,0658
O_OFICOM	0,2140	6,8314	0,1487	4,5745	0,2259	6,8305	0,2483	7,4954	0,2742	8,2528	0,3502	10,3879	0,3025	8,8989
O_PROFES	0,3349	9,5559	0,2833	7,4066	0,3320	8,8523	0,3749	9,4709	0,4052	10,5159	0,5189	12,7421	0,4389	11,2637
R_INDUST	-0,2574	-6,6640	-0,2761	-7,4648	-0,2581	-6,9560	-0,2729	-7,3539	-0,2548	-6,9562	-0,2461	-6,0926	-0,3540	-9,1365
R_COMERC	-0,3102	-7,7057	-0,3518	-8,7934	-0,2937	-7,3505	-0,3107	-8,1526	-0,3394	-9,2295	-0,4153	-10,4009	-0,4401	-11,4685
R_TRANSP	-0,2933	-6,9917	-0,3020	-7,3641	-0,2560	-6,2430	-0,3022	-7,5968	-0,2706	-6,7290	-0,2597	-5,9858	-0,3822	-9,2563
R_SERVIC	-0,3737	-10,1976	-0,4018	-11,1110	-0,2974	-7,9589	-0,3740	-10,5209	-0,3764	-10,9072	-0,3195	-8,5990	-0,4204	-11,7518
R_OTRAS	-0,2668	-6,1524	-0,2652	-6,1041	-0,3137	-7,3083	-0,3054	-7,6793	-0,3435	-8,5395	-0,2681	-6,2724	-0,3924	-9,1788
FULLTIME	-0,3288	-7,4500	-0,3226	-7,2483	-0,2446	-6,1211	-0,2482	-6,1948	-0,3423	-9,3551	-0,3138	-9,2436	-0,2848	-8,8655
LAMBDA	-0,6081	-3,4762	-0,6719	-5,4962	-1,1037	-8,6723	-0,9423	-6,5415	-0,9865	-7,0088	-0,4185	-3,4523	-0,7847	-7,0362
R2	0,3865		0,3862		0,3652		0,3765		0,3925		0,3931		0,4199	
R2 corregido	0,3837		0,3836		0,3626		0,3737		0,3898		0,3902		0,4173	
Nº observ	4814		4631		4808		5023		4864		4733		4750	

NOTA : Los estadísticos t son calculados utilizando estimaciones corregidas por heteroscedasticidad de los errores estándares.

## RPU

## MUJERES

	1991		1992		1993		1994		1995		1996		1997	
	coef	estad t	coef	estad t	coef	estad t	coef	estad t	coef	estad t	coef	estad t	coef	estad t
Constant	4.6573	48.7443	4.6510	48.8515	4.5661	50.8439	4.5509	36.7033	4.7196	47.3838	4.5090	44.5821	4.6059	46.2258
EXP_MI							0.0189	3.4614	0.0036	2.4628	0.0075	4.7043	0.0039	2.5584
EXP_MI2							-0.0003	-2.7965						
ANIOSED	0.0563	10.8695	0.0557	11.1559	0.0594	11.4718	0.0661	11.5649	0.0642	12.1754	0.0645	12.0212	0.0658	12.9633
EXPE_PT	0.0348	7.4706	0.0333	6.5933	0.0305	5.8187	0.0249	5.2856	0.0280	7.3639	0.0363	8.3449	0.0452	10.7939
EXPE_PT2	-0.0007	-4.4794	-0.0007	-3.6590	-0.0007	-3.9595	-0.0006	-3.7346	-0.0006	-5.1726	-0.0010	-6.7942	-0.0011	-8.1072
PUBLICO	0.0017	0.0505	-0.0329	-1.0520	-0.0320	-0.9645	-0.0157	-0.4984	-0.0189	-0.6565	-0.0392	-1.2815	-0.0560	-1.7745
CTAPR_SL	-0.4679	-5.8620	-0.3438	-4.2863	-0.4110	-5.5472	-0.4854	-6.7879	-0.3998	-5.6042	-0.4545	-5.4437	-0.4940	-6.5817
CTAPR_CL	-0.2181	-5.2027	-0.3053	-7.6118	-0.2244	-5.5495	-0.2984	-7.6232	-0.2190	-6.2347	-0.3013	-7.7126	-0.2284	-6.4334
COOP	-0.0794	-0.1345	-0.7752	-19.1634	-0.0448	-0.1123	0.1959	3.0038	-0.3419	-1.7350	0.3261	7.8092	0.1196	0.3681
PATRON	0.3184	3.9284	0.4847	4.1818	0.4448	4.5165	0.4274	4.9425	0.3530	4.7916	0.3856	4.4875	0.3115	4.1056
O_AGRO	-0.0201	-0.1084	0.2544	1.2633	-0.1035	-0.7013	0.0620	0.4296	0.3260	2.2702	-0.1782	-1.2341	0.0949	0.8492
O_ARTOBC	-0.2167	-3.3613	-0.2156	-3.4470	-0.2619	-4.0211	-0.1067	-1.6498	-0.2131	-3.3751	-0.1750	-2.7261	-0.1504	-2.2232
O GERENT	0.4564	4.9514	0.3120	3.2007	0.2537	2.8355	0.3017	3.2118	0.4883	5.8368	0.5696	6.9065	0.5071	4.5754
O_OFICOM	0.2936	7.7173	0.2912	7.5361	0.2775	7.5041	0.2406	6.2435	0.2494	7.2507	0.2893	7.8377	0.2378	6.4157
O_PROFES	0.3879	8.2478	0.3815	8.2110	0.4267	9.6618	0.4077	8.8962	0.3839	9.3957	0.4949	11.1817	0.4096	10.0201
R_INDUST	-0.2379	-3.0236	-0.1142	-1.4958	-0.1467	-2.0381	-0.4047	-4.8423	-0.4491	-5.9481	-0.2880	-3.7658	-0.3587	-4.6054
R_COMERC	-0.2155	-3.1941	-0.1941	-2.8437	-0.1717	-2.8879	-0.3354	-4.7055	-0.4308	-7.2623	-0.3383	-5.3829	-0.3829	-6.4454
R_TRANSP	-0.2068	-2.4789	-0.1158	-1.3091	-0.0682	-0.8289	-0.1998	-2.2657	-0.1719	-2.0577	-0.0976	-1.0088	-0.2604	-2.7967
R_SERVIC	-0.3241	-4.7582	-0.2912	-4.3000	-0.2039	-3.5144	-0.3839	-5.3796	-0.3830	-6.4993	-0.3261	-5.1864	-0.3413	-5.6625
R_OTRAS	0.0449	0.3564	0.0440	0.4228	0.1694	1.4856	-0.2439	-2.1128	-0.2281	-2.3504	-0.0059	-0.0566	-0.1310	-1.3658
FULLTIME	-0.2430	-8.8235	-0.1981	-7.5765	-0.1496	-5.8589	-0.1991	-7.7189	-0.1668	-7.2119	-0.2151	-8.8792	-0.2592	-10.6859
LAMBDA	0.1459	2.7693	0.1452	2.6995	0.1860	3.4334	0.1361	2.5515	0.1151	2.3047	0.1588	3.1055	0.1845	3.5250
R2	0.3546		0.3416		0.3435		0.3545		0.3776		0.3748		0.3720	
R2 corregido	0.3502		0.3373		0.3392		0.3500		0.3737		0.3707		0.3679	
Nº observ	2939		3076		3017		3162		3393		3258		3214	

NOTA: Los estadísticos t son calculados utilizando estimaciones corregidas por heteroscedasticidad de los errores estándares

## RPU

## HOMBRES

	1991		1992		1993		1994		1995		1996		1997	
	coef	estad t												
Constant	5.4673	70.3211	5.4198	67.2961	5.4640	70.9302	5.0796	51.6115	5.3107	65.4509	5.1895	58.9424	5.0836	58.2754
EXP_MI							0.0280	5.8393	0.0052	4.5713	0.0068	6.2720	0.0095	8.4362
EXP_MI2							-0.0004	-4.4433						
ANIOSED	0.0473	15.7467	0.0468	14.6010	0.0490	14.6209	0.0627	17.6615	0.0581	16.8404	0.0566	16.3334	0.0625	17.2485
EXPE_PT	0.0354	12.5362	0.0328	11.0883	0.0315	9.8770	0.0212	8.9610	0.0289	10.4754	0.0266	9.0230	0.0309	10.1275
EXPE_PT2	-0.0007	-7.3947	-0.0006	-6.6084	-0.0006	-6.1066	-0.0003	-5.1014	-0.0006	-6.7840	-0.0006	-6.1190	-0.0007	-6.8842
PUBLICO	-0.1757	-8.1418	-0.1320	-5.8278	-0.0878	-3.7425	-0.0972	-3.8957	-0.0468	-1.9264	-0.0046	-0.1911	0.0104	0.4120
CTAPR_SL	-0.4826	-12.1576	-0.5442	-15.1427	-0.5423	-15.7104	-0.5350	-14.3329	-0.5350	-15.3051	-0.4557	-12.8562	-0.4611	-13.5877
CTAPR_CL	-0.1700	-5.7969	-0.1677	-5.1892	-0.1863	-6.3464	-0.2272	-7.7932	-0.1493	-5.5833	-0.2002	-7.3138	-0.1470	-5.5062
COOP	0.1283	0.3689	-0.2389	-0.9156	-0.1092	-0.4131	0.4230	2.1515	0.1429	0.6541	0.2693	1.1607	0.1289	0.3198
PATRON	0.3062	6.4208	0.2464	5.2012	0.3162	7.3044	0.2463	5.6417	0.2106	4.9954	0.2785	6.4085	0.1832	4.3627
O_AGRO	-0.1322	-3.2742	-0.2066	-4.7033	-0.1926	-4.2301	-0.1716	-3.8956	-0.1895	-4.5029	-0.2142	-5.0080	-0.2165	-4.8777
O_ARTOBC	0.0412	1.5401	0.0423	1.4597	0.0534	1.8178	0.1417	4.8419	0.1029	3.5427	0.1104	3.6887	0.0369	1.1578
O_GERENT	0.3046	5.2255	0.4298	6.9836	0.4837	8.3031	0.5169	9.0458	0.5355	8.6765	0.5575	10.2714	0.4621	7.7845
O_OFICOM	0.1072	3.5868	0.1363	4.5335	0.1513	4.7358	0.2259	7.1012	0.1815	5.7743	0.2239	6.7164	0.1367	3.9377
O_PROFES	0.1484	4.4116	0.2111	6.0246	0.2041	5.7526	0.2000	5.6769	0.2416	6.5002	0.2589	7.1504	0.1985	5.4075
R_INDUST	-0.2956	-5.4278	-0.2609	-4.6710	-0.3302	-6.2748	-0.3968	-7.4889	-0.3399	-6.5563	-0.3037	-5.1038	-0.3426	-6.0902
R_COMERC	-0.4210	-7.6071	-0.3894	-6.9209	-0.4211	-8.0278	-0.4590	-8.6370	-0.4213	-8.4116	-0.4341	-7.4914	-0.4683	-8.5058
R_TRANSP	-0.4135	-7.2991	-0.3899	-6.5047	-0.4118	-7.4654	-0.3967	-7.0368	-0.3352	-5.7686	-0.3290	-5.2917	-0.3025	-5.1105
R_SERVIC	-0.4682	-8.9990	-0.4500	-8.6087	-0.4613	-9.0747	-0.4767	-9.3454	-0.4906	-10.1512	-0.4260	-7.4085	-0.4667	-8.6952
R_OTRAS	-0.2955	-5.4663	-0.2245	-4.0014	-0.2772	-5.2087	-0.3601	-6.7400	-0.3183	-6.1865	-0.2869	-4.7840	-0.2910	-5.1101
FULLTIME	-0.2934	-6.7580	-0.2702	-5.9171	-0.2595	-6.6710	-0.3554	-7.7160	-0.3314	-7.8046	-0.2855	-7.7320	-0.2278	-5.7382
LAMBDA	-0.8651	-7.5301	-0.6236	-5.8055	-0.5472	-5.6906	-0.3356	-3.1966	-0.6672	-7.4933	-0.5007	-5.2757	-0.7449	-8.5026
R2	0.2885		0.2870		0.3110		0.3145		0.3195		0.3168		0.3122	
R2 corregido	0.2855		0.2840		0.3080		0.3113		0.3166		0.3139		0.3093	
Nº observ	4783		4836		4692		4717		5052		4836		4881	

NOTA : Los estadísticos t son calculados utilizando estimaciones corregidas por heteroscedasticidad de los errores estándares.