

**LA SEGREGACION OCUPACIONAL DE GENERO
Y LAS DIFERENCIAS EN LAS
REMUNERACIONES DE LOS ASALARIADOS
PRIVADOS (1990-2000)**

**Verónica Amarante
Alma Espino**

Setiembre 2002

**INSTITUTO DE ECONOMIA
Serie Avances de Investigación
DT 05/02**

I. INTRODUCCIÓN.....	3
II. EXPLICACIONES TEÓRICAS	3
III. ASPECTOS METODOLOGICOS.....	5
Estimación de las diferencias salariales.....	5
Elección del universo de estudio	7
IV. Las diferencias por género en el mercado laboral en Uruguay	8
Actividad laboral, empleo y remuneraciones	8
Segregación ocupacional	13
V. ESTIMACION DE LAS ECUACIONES SALARIALES	15
VI. COMENTARIOS FINALES	16
REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS	18
ANEXO ESTADISTICO.....	20
ANEXO METODOLÓGICO	22

I. INTRODUCCIÓN

Las remuneraciones por hora percibidas en promedio por hombres y mujeres en el mercado laboral uruguayo mantienen significativas diferencias, aunque éstas han tendido a disminuir a lo largo del tiempo. La interpretación de estas brechas suele vincularse a diferencias de productividad o a factores de discriminación. Investigaciones recientes encuentran que los factores que fundamentalmente explican la disminución en la brecha salarial por sexo en el país son los niveles de capital humano y las características de la inserción laboral (Rivas y Rossi, 2000). Por su parte, la segregación ocupacional, entendida como la exclusión de las mujeres de ciertas ocupaciones, también aparece como un fenómeno persistente en Uruguay (Amarante y Espino, 2001). En la medida en que la segregación y la discriminación pueden estar asociadas, este trabajo se propone explorar una posible explicación de esta vinculación, conocida como la hipótesis de "crowding" (Bergmann, 1974), analizando la incidencia de la segregación ocupacional en las diferencias salariales por sexo en el sector privado durante el período 1990-2000.

II. EXPLICACIONES TEÓRICAS

La discriminación económica en el mercado de trabajo implica que individuos (o grupos de individuos) con las mismas "características económicas" reciben diferentes salarios (en promedio), y estas diferencias están sistemáticamente correlacionadas con ciertas características individuales "no económicas". Las características económicas son aquellas que afectan la productividad marginal de un individuo. Desde el punto de vista empírico, comúnmente estas características económicas se identifican con la educación, el ausentismo, la fuerza física, el coeficiente intelectual (Stiglitz, 1973; Aigner y Cain, 1977).

En el marco de la teoría neoclásica, dado que se supone que las conductas de los empleadores y las firmas se orientan a la maximización de las utilidades, es esperable que los trabajadores se asignen eficientemente a los puestos de trabajo sobre la base de las calificaciones requeridas y la compensación ofrecida. Si existieran factores de discriminación, las diferencias salariales entre individuos con la misma calificación deberían tender a desaparecer a través del tiempo, debido a las presiones de la competencia. Sin embargo, las brechas salariales por sexo se mantienen y para explicar sus causas y su persistencia se han ensayado diferentes enfoques.

Entre los pioneros se encuentra el modelo de Becker (1957¹, 1971) que ha tratado de explicar la discriminación laboral y la segregación ocupacional sobre la base de las preferencias de los empleadores, los consumidores o los compañeros de trabajo. Por su parte, un enfoque posterior, el de discriminación estadística (Aigner y Cain, 1977), señala que en un mundo con información imperfecta, los empleadores utilizan las características observables de un grupo de trabajadores en promedio para predecir la productividad individual. Esas predicciones se basan en estereotipos que pueden estar originados en diferencias "naturales" o en los efectos de la discriminación previa.

¹ Citado en Cain (1986).

Otros autores han estudiado los factores de discriminación vinculados a la oferta en el marco de la teoría neoclásica. Así, el análisis se ha centrado en las diferencias de capital humano entre hombres y mujeres, las que permitirían explicar las brechas salariales por sexo. Estas diferencias dependerían de decisiones individuales y de las familias, anteriores al ingreso al mercado laboral. Dichas decisiones se realizan tomando en cuenta no solamente las capacidades humanas y financieras, sino también la perspectiva de utilización de capital humano acumulado (Mincer y Polachek, 1974).

La explicación de las diferencias salariales entre individuos de ambos sexos se ha abordado también enfatizando la segregación ocupacional. Esta consiste en la exclusión de las mujeres de ciertas ocupaciones y su concentración en las de menor remuneración. Se distingue entre la segregación horizontal, que da cuenta de la manera en que se distribuyen hombres y mujeres en diferentes ocupaciones, y la segregación vertical, que se refiere a cómo se distribuyen considerando las posiciones jerárquicas ocupadas por cada uno de ellos.

El mantenimiento de la segregación ocupacional tendría implicaciones en la persistencia de las diferencias de ingresos por sexo, al tiempo que condiciona la elección de puestos de trabajo de las mujeres y también las decisiones previas al mercado laboral, tanto de participación como de inversión en capital humano. La discriminación económica y la segregación ocupacional están vinculadas. Anker (1998) señala la importancia de la segregación como determinante de los diferenciales salariales entre hombres y mujeres, tema que ha sido ampliamente analizado en la literatura empírica. Un vínculo entre ambos conceptos puede encontrarse en la "*crowding hypothesis*".

El modelo de "*overcrowding*" desarrollado originalmente por Bergmann (1974) explica las diferencias salariales por sexo basándose en la segregación ocupacional, combinando los factores de oferta y de demanda. Según este modelo, los empleadores discriminan a las mujeres excluyéndolas de las ocupaciones consideradas masculinas. Estos trabajos están reservados para hombres y pocas mujeres tienen la oportunidad de conseguir empleo en ellos. Las mujeres están concentradas en otras ocupaciones consideradas femeninas. Los salarios en estos empleos son menores debido a la creciente oferta laboral femenina y a los relativamente escasos empleos femeninos. El modelo supone que las mujeres y los hombres tienen la misma productividad marginal y que sin discriminación tendrían los mismos salarios; debido a la discriminación están segregados en diferentes tipos de ocupaciones. Las que son primariamente consideradas femeninas pagan menos que las masculinas a pesar de que todos los trabajadores estén calificados para el mismo tipo de ocupaciones.

La interpretación neoclásica de esta explicación enfatiza el exceso de oferta que tiende a deprimir los salarios para ciertas ocupaciones. Esta interpretación se ha cuestionado, argumentando que la explicación original de Bergmann trató de analizar en realidad la construcción cultural e institucional de los mercados de trabajo específicos de género (Lapidus y Figart, 1998). Lo más probable es que las actitudes respecto a las consideraciones de ocupaciones apropiadas para mujeres sean parte de un sistema social y sean aprendidas, y la mayoría de los empleadores haya aprendido las mismas ideas (Bergmann, 1974). En este sentido, las prácticas empresariales, la organización de la reproducción social y la ideología prevaleciente restringen la entrada de las mujeres a un amplio rango de ocupaciones. Estos factores podrían verse reforzados por la

discriminación pre mercado proveniente de la oferta, tales como las preferencias de género que resultan de la socialización a través de la familia y el ambiente, y que contribuyen a la creación de roles genéricos para diferentes tipos de ocupaciones.

Otra explicación referida a la segregación es la planteada por Macpherson y Hirsh (1995) sobre la base de la hipótesis de "ordenamiento por calidad" (*quality sorting*). Si las mujeres pero no los hombres, están concentradas en los trabajos de menor remuneración a causa de la discriminación, entonces la composición de género de las ocupaciones puede interpretarse como un índice de la calidad del trabajo para los hombres, y en menor grado para las mujeres. Los hombres relativamente menos productivos aceptan menores salarios en los empleos femeninos. A través del tiempo, las ocupaciones de bajas remuneraciones, donde se concentran las mujeres, podría atraer a los hombres relativamente menos productivos y perder mujeres altamente productivas, lo que terminaría en trabajadores con menor productividad y menores salarios en esas ocupaciones.

Dada la relevancia del fenómeno de la segregación, su análisis debe incorporarse a la consideración de las diferencias en las remuneraciones por sexo y sus causas. En ese sentido, el objetivo de este documento es analizar y cuantificar la incidencia de la segregación ocupacional en las diferencias salariales por sexo en el sector privado en Uruguay en el período 1990- 2000 contrastando la hipótesis de *overcrowding* para el caso uruguayo.

III. ASPECTOS METODOLOGICOS

Estimación de las diferencias salariales

El abordaje tradicional para el análisis de las desigualdades salariales consiste en realizar la descomposición de las brechas salariales propuesta por Oaxaca (1973).² Este enfoque, que ha sido ampliamente utilizado en los trabajos empíricos, suele analizar la brecha salarial por sexo controlando por una serie de variables asociadas a la productividad individual. También se incluyen variables que dan cuenta del tipo de inserción laboral de los individuos tales como el tipo de ocupación –generalmente medida a nivel agregado– y sector de actividad.

Como se señaló, la hipótesis de *crowding* provee una explicación sobre la relación entre diferencias salariales y segregación ocupacional, que ha sido constatada en varios trabajos empíricos (Macpherson y Hirsch, 1995; Sorensen, 1990; Sorensen, 1989; Miller, 1987).

Macpherson y Hirsch (1995) proponen la estimación de ecuaciones salariales que incorporan la composición por género de las ocupaciones y se expresan de la siguiente forma:

$$W_f = X_f * \mathbf{b}_f + FEM_f * \mathbf{q}_f + u_f$$

² Una descripción detallada de esta metodología puede encontrarse en Amarante y Espino (2000).

$$W_m = X_m * \mathbf{b}_m + FEM_m * \mathbf{q}_m + u_m$$

donde W_i es el logaritmo del salario, X_i es un vector de variables que contiene las características de los individuos (generalmente se considera la edad, la experiencia laboral, el nivel educativo, etc.) y la variable FEM refleja el porcentaje de mujeres en la ocupación a la que pertenece el individuo. Con esta variable se pretende incorporar el efecto de la segregación ocupacional en la explicación de las diferencias salariales por sexo.³ Esto quiere decir que se espera que FEM tenga un efecto negativo y significativo para los salarios femeninos

De este modo, la brecha salarial puede descomponerse de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} \bar{W}_m - \bar{W}_f = & \underbrace{(\bar{X}_m - \bar{X}_f) \hat{\mathbf{b}}^*}_{1} + \underbrace{(\overline{FEM}_m - \overline{FEM}_f) \hat{\mathbf{q}}^*}_{2} + \underbrace{\bar{X}_m (\hat{\mathbf{b}}_m - \hat{\mathbf{b}}^*)}_{3} + \underbrace{\overline{FEM}_m (\hat{\mathbf{q}}_m - \hat{\mathbf{q}}^*)}_{4} \\ & - \underbrace{\bar{X}_f (\hat{\mathbf{b}}_f - \hat{\mathbf{b}}^*)}_{5} - \underbrace{\overline{FEM}_f (\hat{\mathbf{q}}_f - \hat{\mathbf{q}}^*)}_{6} \end{aligned}$$

El primero y el segundo término de la ecuación corresponden a la parte de la brecha salarial que puede explicarse por diferencias en las características de los individuos y en la composición por género de las ocupaciones.⁴ Los demás términos reflejan la parte no explicada de la brecha, que obedece a diferencias en los coeficientes de X_i y FEM . Estos componentes usualmente se interpretan como los efectos de la discriminación, aunque estos términos también pueden ser consecuencia de las diferencias no observables entre los individuos.

Para los cuatro últimos términos de la descomposición, se está midiendo la diferencia entre los retornos a las diferentes características prevalecientes para los hombres y las mujeres y los retornos que existirían en un mercado laboral no discriminatorio ($\hat{\mathbf{b}}^*$ y $\hat{\mathbf{q}}^*$). Como señaló Neumark (1988), en un mercado no discriminatorio no predominaría la estructura salarial femenina ni la masculina, sino una mixta. Oaxaca y Ransom (1994) mostraron que la estructura no discriminatoria sería la que surge de la estimación de las ecuaciones salariales mediante mínimos cuadrados ordinarios para hombres y mujeres considerados conjuntamente.

Macpherson y Hirsch (1995) señalan que el modelo de “crowding” es útil para explicar el valor negativo de \mathbf{q} para las mujeres, pero no es tan claro para los hombres. Si $\mathbf{q}_f < 0$ la composición por género de la ocupación como tal explica una parte del diferencial

³ Como señalan Hansen y Wahlberg (2000), un problema potencial de esta estimación es que supone que la adscripción ocupacional puede ser tratada como exógena, es decir que no hay correlación entre la densidad de mujeres en una ocupación y el término de error en la ecuación salarial. Este problema puede eliminarse mediante el uso de datos de panel o estimando en una primera etapa un modelo de selección en la ocupación (*probit* ordenado) e incluyendo la corrección por selección en la ecuación salarial.

⁴ Como señalan Altonji y Blank (1999), las barreras discriminatorias pueden afectar las características de los individuos en el mercado laboral, lo que no se recoge en este tipo de análisis.

salarial, dando sustento a la hipótesis de que los “trabajos de mujeres” pagan menos no porque sean de menor productividad, sino por el efecto de “crowding”.

Considerando que los hombres no son discriminados en el mercado laboral, un coeficiente $\alpha_m < 0$ podría interpretarse en base a dos hipótesis: la primera, denominada de ordenamiento de calidad, indica que las ocupaciones predominantemente femeninas atraen a los hombres con menor productividad; la segunda señala que los hombres que se insertan en ocupaciones femeninas lo hacen en función de sus preferencias (los menores salarios en estas ocupaciones serían atribuibles a diferencias compensatorias). En ambos casos, estarían aceptando menores salarios que otros hombres⁵ (Macpherson y Hirsh, 1995).

Una consideración adicional para estimar ecuaciones salariales para hombres y mujeres es la existencia de un sesgo de selección (Heckman, 1979). Este se origina en que solamente se cuenta con observaciones de salarios para aquellos hombres y mujeres ocupados, es decir aquellos para quienes el salario de mercado supera al salario de reserva. Pero la participación de los individuos en el mercado laboral depende de una serie de características personales y de los hogares. Por lo tanto, la ecuación salarial se estima en base a una muestra sesgada, lo que puede invalidar los resultados econométricos. La propuesta de Heckman (1979) para corregir este sesgo de selección es la estimación en dos etapas. En la primera se estima un modelo *probit* de participación en el mercado laboral, que permite calcular las variables de selección para cada grupo de trabajadores (en este caso hombres y mujeres) que se incluyen como variables explicativas en las ecuaciones salariales.

Elección del universo de estudio

La opción de seleccionar como universo de análisis a los trabajadores asalariados del sector privado se fundamenta en distintos factores: 60% de las mujeres se ubica en esta categoría, lo que justifica la importancia del análisis. Con respecto al sector público, existe evidencia empírica para numerosos países, que también se constata en Uruguay (Amarante, 2001), respecto a que las diferencias por sexo son insignificantes o inexistentes en esta categoría ocupacional. Esto puede obedecer a que allí operan en menor medida los factores de discriminación por el lado de la demanda, en función de las formas de contratación y promoción, así como de la política de fijación de salarios. La opción de no considerar a los trabajadores por cuenta propia obedece a que, si bien un 18% de las ocupadas se inserta en esta categoría, las condiciones de entrada y salida así como de fijación de remuneraciones para este segmento de trabajadores no responden a las mismas reglas de mercado que los asalariados privados, lo cual justifica tratarlo de manera independiente. En síntesis, la importancia cuantitativa de los asalariados privados y el funcionamiento típicamente de mercado del sector fundamentan su elección para este tipo de estudio.

⁵ Esta interpretación es válida en cierta medida también para las mujeres, ya que las que poseen mayores habilidades podrían insertarse en otro tipo de ocupaciones no femeninas.

IV. LAS DIFERENCIAS POR GÉNERO EN EL MERCADO LABORAL EN URUGUAY

La discriminación laboral por razones de sexo ha sido un tema considerado por la legislación nacional en forma relativamente reciente a partir de la aprobación de la Ley N° 16.045 (1989),⁶ que prohíbe toda discriminación que viole el principio de igualdad de trato y oportunidades para ambos sexos en cualquier sector de actividad.⁷ Incluso, sólo a partir de 1985 se eliminan todas las formas de trato desigual en la fijación de los salarios de las trabajadoras en el marco de los Consejos de Salarios, que hasta ese momento admitían salarios menores para las mujeres hasta en un 20%.

Evaluaciones recientes señalan que en el caso de Uruguay, así como en el resto de los países de la región, el problema de la discriminación no radica en la carencia de legislación y normas, sino en las dificultades para su aplicación (Silveira, 2000).

Actividad laboral, empleo y remuneraciones

A lo largo de la década del 90 la tasa de actividad femenina en Uruguay aumentó considerablemente, aunque continúa siendo marcadamente menor a la de los hombres para todos los tramos de edad.⁸ Dada la fuerte asociación entre actividad laboral y educación, el aumento en los niveles de escolaridad es uno de los factores que explica en mayor medida la creciente presencia de las mujeres en la fuerza de trabajo, más allá de otros factores más generales de orden social y cultural.⁹ Estas diferencias entre tasas de actividad por sexo en la mayor parte de las sociedades son atribuibles a la división sexual del trabajo, que opera sobre las decisiones laborales de los individuos de ambos sexos. Algunos de estos aspectos pueden captarse al considerar la situación conyugal. Mientras que en el caso de los hombres la variable que parece más significativa en la decisión de participar en el mercado de trabajo es la edad, para cualquier situación conyugal, entre las mujeres puede observarse que la tasa de actividad de las casadas es inferior a la de las solteras y las divorciadas, las que presentan tasas similares a las de los hombres. El comportamiento laboral masculino es exactamente contrario al femenino; la tasa de participación más alta corresponde a los hombres casados y en unión libre. Las mujeres divorciadas por su parte, muestran las mayores tasas de participación. Estas evidencias reforzarían la hipótesis respecto a que los hombres continúan desempeñando de alguna forma el papel de proveedores (*bread winners*), mientras que las mujeres se mantienen fundamentalmente asociadas a las tareas reproductivas. Sin embargo, la evolución de la tasa de actividad de las mujeres casadas a lo largo del período podría reflejar algunos

⁶ Con anterioridad se habían ratificado los Convenios de OIT 100 y 110.

⁷ La prohibición a la que se refiere esta ley es aplicable a los llamados para provisión de cargos; a los criterios de elección; de reclutamiento y de contratación; de evaluación de rendimiento; al derecho a la promoción y ascenso; a la estabilidad laboral; a los beneficios sociales; las suspensiones y despidos, particularmente en los casos de cambios de estado civil, embarazo o lactancia; las posibilidades de formación o reconversión profesionales y técnicas, la capacitación y actualización; el criterio de remuneración. La discriminación de carácter compensatorio no se encuentra comprendida en la prohibición a que hace referencia la Ley.

⁸ Un análisis del comportamiento de las tasas de actividad por sexo según diversas variables puede verse en Amarante y Espino (2001).

⁹ La PEA femenina con educación primaria o menos representaba en 1986 el 40.5% del total, mientras que las universitarias representaban el 7%; en 1999 estas proporciones son 26.6% y 15.5% respectivamente.

cambios al respecto, puesto que en 1999 las tasas de actividad de las mujeres casadas resultan similares a las de las solteras (Amarante y Espino, 2001).

A pesar de la evolución de la tasa de actividad mencionada, tanto la tasa de empleo como la de desempleo confirman la persistencia de una ausencia relativa de las mujeres del mercado laboral. Asimismo, el promedio de horas trabajadas es considerablemente inferior para las mujeres (Cuadro 1).

La participación femenina por categoría de ocupación muestra algunos cambios en la década, principalmente en el sector público, donde se incrementa. Esto obedece principalmente a la salida de los hombres de este sector en el marco de las políticas de reforma del Estado. El cambio en la participación relativa de los hombres en la categoría de trabajadores por cuenta propia, por su parte, se vincula con un desplazamiento masculino desde el trabajo asalariado, debido a las altas tasas de desocupación en la industria manufacturera.

Con respecto a los niveles educativos, se destaca el incremento de la escolaridad promedio y en particular, la femenina. Esto se refleja también en el aumento de la participación femenina entre los asalariados privados con educación media y terciaria.

Cuadro 1. Características del mercado laboral uruguayo

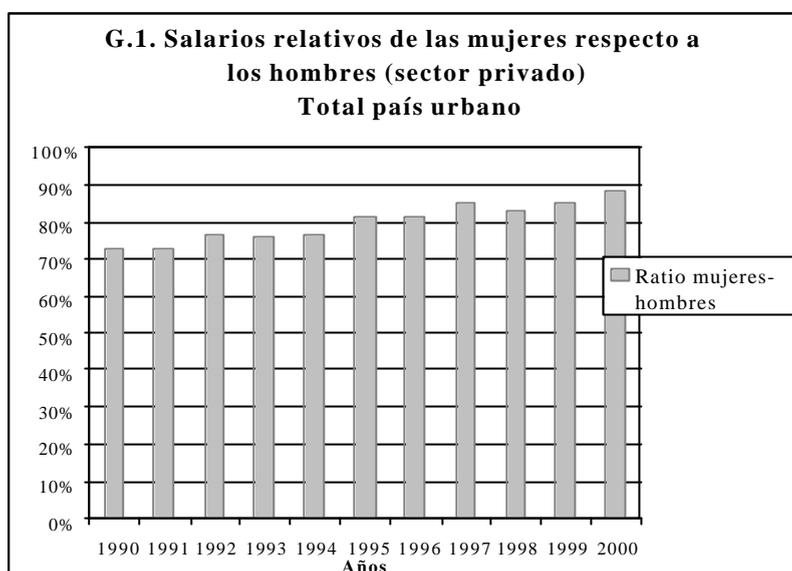
	1990			2000		
	Hombres	Mujeres	Total	Hombres	Mujeres	Total
Tasa de actividad	73.2	43.5	57.0	71.9	49.1	59.6
Tasa de empleo	68.2	38.8	52.1	64.1	40.8	51.5
Tasa de desempleo	6.9	10.9	8.5	10.9	17.0	13.6
Horas promedio trabajadas (privados)	44.8	35.6	40.7	46.8	36.6	42.1
% ocupado en el sector privado	56.0	44.0	100	54.2	45.8	100
% ocupado en el sector público	62.2	37.8	100	55.7	44.3	100
% ocupado cuenta propia	58.8	41.2	100	65.1	34.9	100
Escolaridad promedio (privados)	8.3	8.1	8.2	8.8	9.5	9.1
% nivel educativo primario (privados)	56.1	43.9	100	56.2	43.8	100
% nivel educativo secundario (privados)	51.6	48.4	100	50.9	49.1	100
% nivel educativo terciario (privados)	48.7	51.3	100	42.7	57.3	100

Fuente: elaborado en base a la ECH.

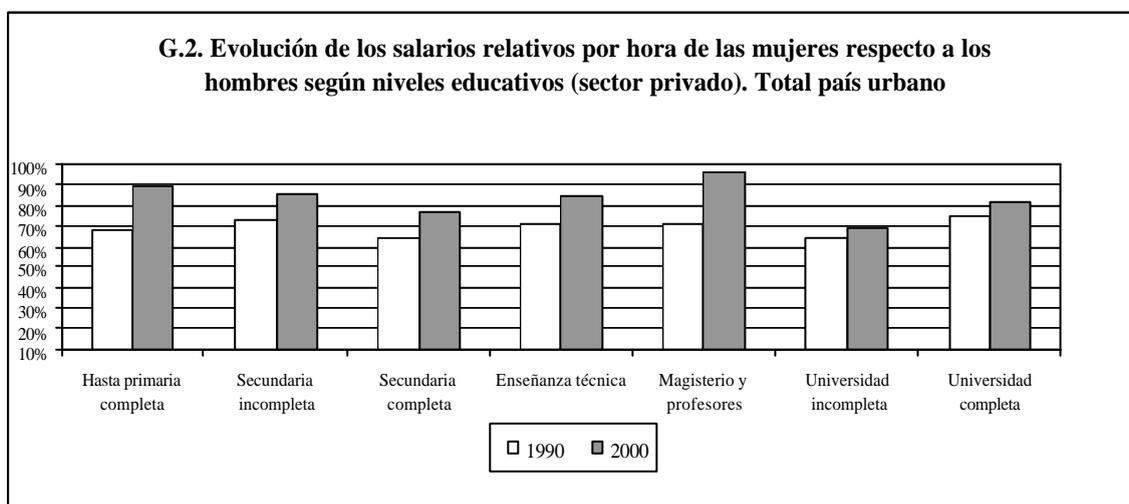
La distribución de las mujeres por tipo de ocupación muestra que aproximadamente la tercera parte de las ocupadas se concentra en servicios personales (Amarante y Espino, 2001). Esta situación normalmente se interpreta como el resultado de condiciones de oferta y demanda que estimulan este tipo de inserción femenina. Por un lado, las características del trabajo desarrollado en estas actividades están vinculadas a aprendizajes realizados por las mujeres como parte de la socialización de género; por otro, son coincidentes con los estereotipos que suelen identificarse por parte de los empleadores con relación a las llamadas cualidades femeninas. En Uruguay, buena parte de la concentración en estas actividades se caracteriza por la alta proporción de empleadas domésticas entre las ocupadas.¹⁰

¹⁰ En Uruguay las mujeres en el servicio doméstico representan 17% del total de ocupadas.

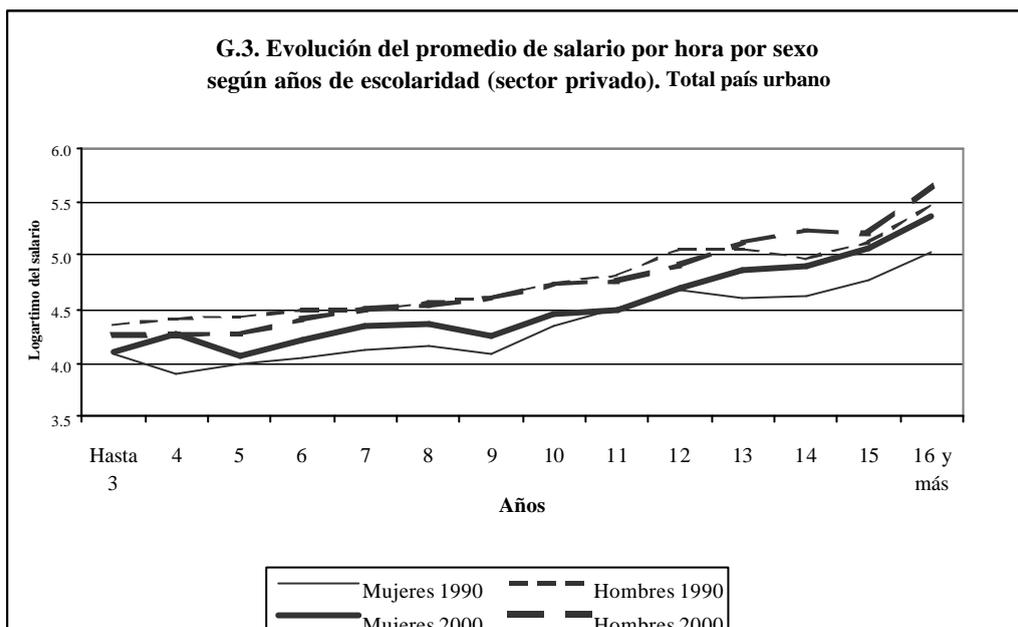
En relación a las remuneraciones promedio femeninas y masculinas, la brecha entre los asalariados privados es decreciente a lo largo del período de estudio (Gráfico 1 y Cuadro A-1).



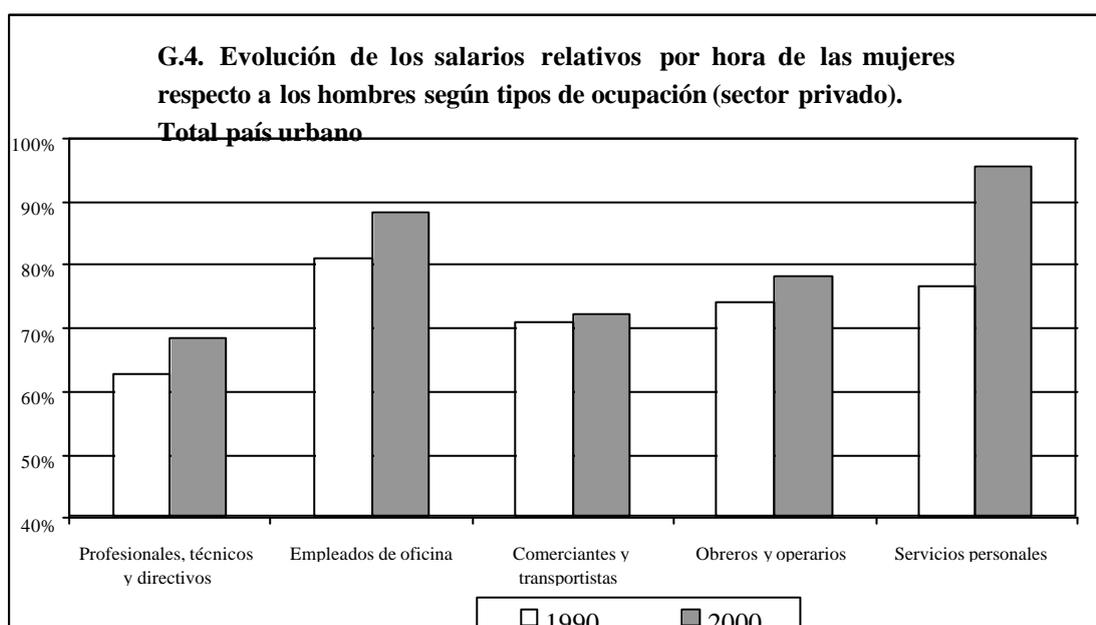
Si consideramos los promedios salariales por sexo según niveles educativos, las diferencias han tendido a disminuir en todos los casos. Las mayores diferencias a favor de los hombres se dan entre los ocupados con universidad incompleta y completa (Gráfico 2 y Cuadro A-2).



La relación positiva entre años de escolaridad y niveles salariales se constata tanto para hombres como para mujeres; sin embargo, los niveles salariales de las últimas son siempre inferiores, aunque las diferencias son algo menores al final del período (Gráfico 3 y Cuadro A-3).



Las brechas salariales por sexo también tienden a disminuir cuando se comparan los promedios de remuneraciones según tipo de ocupación (Gráfico 4 y Cuadro A-4).



Los salarios de las mujeres presentan menores niveles de desigualdad que los de los hombres, lo que puede obedecer a que la gama de ocupaciones femeninas es menos amplia. Sin embargo, a través del índice de Gini se constata un considerable incremento en la desigualdad salarial para ambos sexos a lo largo del período (Cuadro 2).

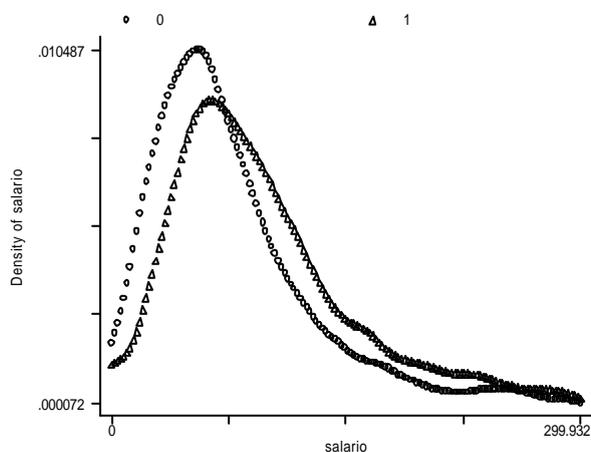
Cuadro 2. Desigualdad salarial por sexo entre asalariados privados medida por el Índice de Gini (1990-2000)

	Mujeres	Hombres
1990	0.406	0.409
1991	0.415	0.442
1992	0.426	0.437
1993	0.408	0.437
1994	0.442	0.460
1995	0.438	0.455
1996	0.443	0.466
1997	0.446	0.462
1998	0.451	0.451
1999	0.434	0.459
2000	0.434	0.447

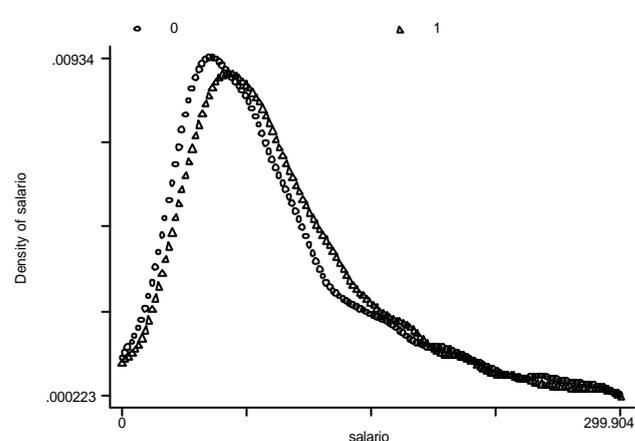
Fuente: elaborado en base a la ECH

La estimación de las funciones de densidad para los salarios privados de mujeres (0) y hombres (1) en 1990 y 2000 permite apreciar estas diferencias en la concentración salarial, así como las diferencias en los promedios. La densidad de los salarios femeninos siempre se ubica a la izquierda de los masculinos, aunque las diferencias son menores al final de la década.

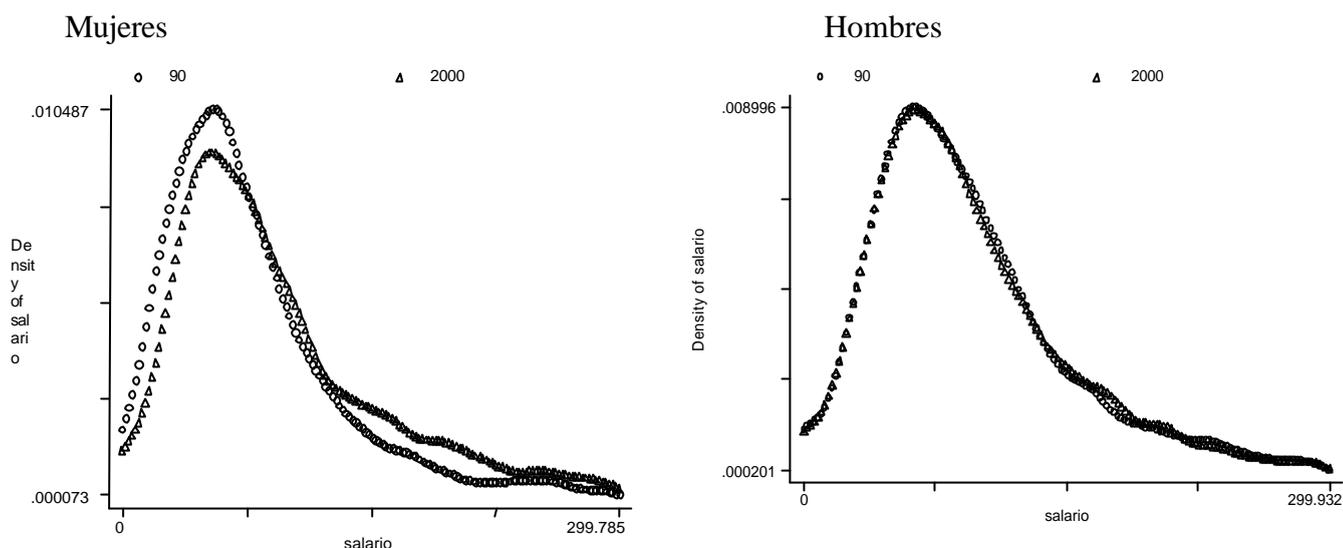
Año 1990



Año 2000



Las mayores semejanzas en las funciones de densidad salariales de hombres y mujeres en 2000 se deben principalmente a los movimientos ocurridos en la distribución salarial de las mujeres, ya que la de los hombres no varía significativamente, como se aprecia en las gráficas. Esto puede relacionarse con el incremento en las tasas de actividad de las mujeres de educación media (Amarante y Espino, 2001) y con el aumento en la escolaridad promedio femenina.



Segregación ocupacional

En Uruguay se ha constatado la persistencia de niveles considerables de segregación ocupacional. Las ocupaciones femeninas, es decir, aquéllas en las que la participación de las mujeres en el total de la ocupación supera la del total de la fuerza laboral, pasan de 20 a 21 entre 1986 y 1999. La que se agregó fue la ocupación 93, que corresponde a cocineros, meseros, mozos.¹¹ En 1999 esas ocupaciones representan 49% del empleo total y en ellas se concentra casi el 80% de las ocupadas. Entre éstas se destacan las vinculadas con investigación y docencia, salud, tareas administrativas, servicios personales y las relacionadas con el sector textil (Amarante y Espino, 2001).

El cálculo del índice de Duncan (ID)¹² no muestra cambios entre 1990 y 2000 para el total de los ocupados; sin embargo, crece su valor para los asalariados privados. Como se mencionó, la evolución de las diferencias salariales por sexo ha sido decreciente en el mismo período.

Cuadro 3. Índice de disimilitud para asalariados privados y total de ocupados. Total del país. (1990 -2000)

	Privados			Todos los ocupados		
	Índice de Duncan	Intervalo de confianza		Índice de Duncan	Intervalo de confianza	
1990	0.59	0.58	0.60	0.58	0.57	0.59
2000	0.62	0.60	0.63	0.58	0.56	0.58

Fuente: elaborado en base a ECH.

Si se toma en cuenta la distribución de hombres y mujeres por tramos de participación femenina, se observa que los promedios salariales femeninos son decrecientes a medida

¹¹ La clasificación entre femeninas y masculinas se realizó utilizando como límite relativo la participación de las mujeres en el total de la fuerza de trabajo.

¹² El cálculo del Índice de Duncan (1955) se realizó considerando las ocupaciones a dos dígitos de la COTA 70. Este índice varía entre 0 y 1, aumentando con el nivel de segregación.

que aumenta el porcentaje de mujeres en las ocupaciones (a partir del segundo tramo definido). Además, la representación de los hombres en los tramos superiores de FEM es escasa, especialmente para el último tramo. A diferencia de lo que se ha constatado para otros países, las remuneraciones en promedio de los hombres no disminuyen en la medida que se feminizan las ocupaciones (Macpherson y Hirsch, 1995) y los niveles de escolaridad de los hombres tampoco son inferiores al promedio en las ocupaciones con mayor feminización, como se observa en el caso de las mujeres (Cuadro 4).

Cuadro 4. Características de los asalariados privados según composición por sexo de las ocupaciones.

	1990				2000			
	Porcentaje de mujeres en las ocupaciones				Porcentaje de mujeres en las ocupaciones			
	0-25	25-50	50-75	75-100	0-25	25-50	50-75	75-100
Mujeres								
Mujeres (%)	7.5	5.7	40.2	46.6	7.2	2.7	42.6	47.5
Salarios (promedio)*	102.7	144.4	85.1	72.5	125.4	162.3	114.8	101.7
Escolaridad (promedio)	8.2	10.3	9.2	7.4	9.9	11.3	10.3	8.7
Experiencia (promedio)	19.7	20.5	17.9	21.7	18.3	16.9	18.5	23.8
En empresas < de 10 (%)	6.5	5.5	38.9	49.0	3.3	1.5	25.9	69.3
En empresas > de 10 (%)	6.3	4.1	25.9	63.8	10.8	3.7	58.1	27.3
Hombres								
Hombres (%)	65.3	6.9	25.6	2.1	67.0	4.6	25.4	3.1
Salarios (promedio)*	107.7	169.0	115.2	147.6	113.9	172.2	143.1	144.8
Escolaridad (promedio)	7.6	10.2	8.8	9.5	8.3	10.3	10.0	10.2
Experiencia (promedio)	20.0	19.6	20.9	17.7	20.4	18.5	20.3	19.9
En empresas < de 10 (%)	65.0	7.3	25.6	2.1	67.1	4.3	24.8	3.8
En empresas > de 10 (%)	67.7	5.6	24.8	1.9	66.9	4.6	25.6	2.8

* Pesos uruguayos de Marzo de 1997

Fuente: elaborado en base a ECH.

Del total de ocupaciones consideradas (75 ocupaciones a dos dígitos), solamente en 19 de ellas (25%) los salarios horarios promedio femeninos superan a los masculinos. Estas ocupaciones abarcan el 21% del total de ocupados, del cual 83% son hombres.

V. ESTIMACION DE LAS ECUACIONES SALARIALES

El análisis anterior brinda indicios sobre la relación entre la participación femenina y los niveles salariales en las ocupaciones. Las regresiones que incluyen la variable *FEM* permiten analizar la vinculación entre la segregación ocupacional y las diferencias salariales. La relación lineal entre los salarios y *FEM*, muestra que el mayor porcentaje de mujeres en la ocupación se relaciona con los menores salarios femeninos, mientras que en el caso de los hombres la mayor feminización no afecta sus salarios a la baja¹³ (Cuadro 5).

Cuadro 5. Coeficientes de *FEM* (sin ajustar)^(*)

	Mujeres		Hombres	
	θ_f	T	θ_m	t
1990	-0.815	-21.880	0.256	7.120
1991	-0.739	-19.090	0.337	9.310
1992	-0.717	-17.740	0.358	9.890
1993	-0.674	-18.090	0.377	10.360
1994	-0.673	-16.600	0.298	7.990
1995	-0.589	-14.760	0.420	11.730
1996	-0.662	-16.110	0.524	14.120
1997	-0.590	-13.990	0.520	14.050
1998	-0.588	-13.420	0.447	12.140
1999	-0.561	-12.980	0.487	13.510
2000	-0.471	-10.800	0.468	12.780

Fuente: elaborado en base a ECH

^(*) Todos los coeficientes son significativos al 95%.

Este primer resultado reviste interés en la medida que estaría indicando, de acuerdo con el modelo de *crowding*, que la concentración femenina en las ocupaciones incide negativamente sobre los niveles salariales de las mujeres. Sin embargo, su efecto es contrario para los hombres. Estas estimaciones no toman en cuenta las características personales y de inserción laboral de los individuos, por lo cual se estiman las ecuaciones salariales incluyendo además esas variables explicativas (ver Anexo Metodológico). Las nuevas estimaciones vuelven a reflejar un efecto significativo y de signo negativo de la variable *FEM* en los salarios femeninos, aunque, como es de esperar, la magnitud del efecto es menor que en el caso de las regresiones sin ajustar. Para los hombres, sin embargo, los resultados son estadísticamente significativos para algunos años y el efecto es nuevamente positivo. La relación positiva entre *FEM* y los salarios masculinos estaría dando cuenta de un fenómeno de discriminación por preferencias al estilo del enfoque de Becker (1957,1971) (Macpherson y Hirsch, 1995).

¹³ Este coeficiente de la variable *FEM*, que denominaremos θ sin ajustar, surge de estimar por mínimos cuadrados ordinarios una ecuación que solamente considera como variable explicativa del logaritmo del salario por hora a la variable *FEM*.

Cuadro 6. Coeficientes de *FEM* (ajustado)

	Mujeres		Hombres	
	θ_{af}	T	θ_{am}	T
1990	-0.329	-5.900	0.033*	0.860
1991	-0.382	-7.600	0.084	2.160
1992	-0.236	-4.990	-0.021*	-0.560
1993	-0.330	-6.710	0.048*	1.320
1994	-0.355	-7.260	-0.016*	-0.420
1995	-0.264	-5.020	-0.006*	-0.150
1996	-0.282	-6.230	0.138	3.520
1997	-0.247	-4.840	0.138	3.380
1998	-0.291	-5.920	0.090	2.150
1999	-0.249	-5.090	0.109	2.440
2000	-0.275	-5.490	0.108	2.570

Fuente: elaborado en base a ECH

(*) Coeficientes no significativos al 95%.

El análisis de las ocupaciones en forma más desagregada (a tres dígitos) arrojó resultados similares; por lo tanto no se presentan. Como la variable *FEM* no resultó significativa para algunos años en el caso de los hombres, no fue posible realizar la descomposición de la brecha salarial para todo el período.

Para los años en que *FEM* fue significativa para los hombres se realizó la descomposición de la brecha salarial (Cuadros A-4 y A-5). La misma muestra que, de acuerdo con las características personales asociadas a la productividad y a la composición por género de las ocupaciones, las mujeres deberían percibir salarios promedio superiores a los hombres. Esto se debe principalmente al efecto de las variables directamente asociadas con la productividad de los individuos, ya que el efecto de la feminización promedio es positivo. Además, dentro de esa porción explicada de la brecha, las diferencias en las características tienen un peso creciente en el período, confirmando los resultados de trabajos anteriores sobre la importancia de la dotación en capital humano e inserción laboral en la disminución de la brecha salarial (Rivas y Rossi 2000). Sin embargo, la brecha salarial está determinada por la parte no explicada, es decir que el fenómeno de la discriminación está en el origen de las diferencias salariales de género existentes en el mercado laboral uruguayo. Dentro de los factores no explicados, las diferencias en los retornos representan, en promedio para los años analizados, el 36%. El resto de las diferencias no explicadas obedece al término que refleja la segregación ocupacional, cuya importancia aumenta en el período considerado. La misma actúa aumentando las diferencias salariales, ya que implica una penalización por pertenecer a ocupaciones femeninas para las mujeres y no para los hombres. Se confirma entonces la relación entre la segregación ocupacional y la brecha salarial de género para el caso uruguayo.

VI. COMENTARIOS FINALES

El análisis de las diferencias de remuneraciones por sexo entre los trabajadores asalariados del sector privado del Uruguay considerando el efecto de la segregación ocupacional, evidencia algunas realidades que coinciden con los hallazgos realizados para otros países: los salarios femeninos son afectados negativamente por la concentración de

mujeres en las ocupaciones, tal como predice el modelo de “*crowding*”. Sin embargo, arroja resultados diferentes para los salarios de los hombres, los que en Uruguay no se ven afectados a la baja por la inserción laboral en ocupaciones feminizadas. Si el modelo de *crowding* diera cuenta exclusivamente de las diferencias salariales asociadas al exceso de oferta femenina, los salarios masculinos también deberían verse afectados en forma negativa. Dado que esto no se verifica, es necesario considerar hipótesis alternativas que permitan comprender mejor el alcance de los resultados obtenidos. Una podría consistir en la existencia de diferencias jerárquicas al interior de las ocupaciones o tipos de trabajos de distinta calidad (por ejemplo, nocturno) sobre las que pueden operar factores de discriminación previa o decisiones de los trabajadores influidas por la división sexual del trabajo.

La otra hipótesis se relaciona con la existencia de factores de discriminación de demanda, asociados a preferencias o a la discriminación estadística, hacia las mujeres, que dan lugar al pago de menores salarios por trabajos iguales. En función de esta hipótesis se realizó la descomposición de las brechas salariales por sexo. El resultado muestra que mientras que las mejoras en las características personales de las mujeres y su peso creciente, deberían determinar la inexistencia de brechas salariales, tanto la segregación como la discriminación contribuyen a su mantenimiento. La importancia de la parte no explicada de la brecha permite confirmar que el fenómeno de la discriminación está en el origen de las diferencias salariales de género existentes en el mercado laboral uruguayo, tanto por las diferencias en los retornos a las características económicas como al efecto de la segregación ocupacional, cuya importancia, además, aumenta en el período considerado. La misma actúa aumentando las diferencias salariales, ya que implica una penalización por pertenecer a ocupaciones femeninas para las mujeres y no para los hombres. Se confirma entonces la relación entre la segregación ocupacional y la brecha salarial de género para el caso uruguayo.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

Aigner, D. y Cain, G (1977) "Statistical Theories of Discrimination in Labor Markets". *Industrial and Labor Relations Review* 30, 175- 187,1977.

Altonji J. y Blank R. (1999) *Race and gender in the labor market*. En *Handbook of labor economics*. Volume 3C. Ashenfelter O. y Card D. (eds).

Amarante V. y Espino A. (2000) *Diferencias entre hombres y mujeres en el mercado laboral: revisión teórica y metodológica*. Avance de investigación 1/01, Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República.

Amarante V. y Espino A. (2001) *La evolución de la segregación laboral por sexo en Uruguay. 1986-1999*. Documento de Trabajo 3/01, Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República.

Amarante V. (2001) *Diferencias salariales entre trabajadores del sector público y privado*. Documento de Trabajo 2/01, Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República.

Anker R. (1998) *Gender and jobs*. ILO, Geneva.

Becker G. (1971) *Economics of Discrimination*. University of Chicago Press. Chicago.

Bergmann B. (1974) "Occupational segregation, wages and profits when employers discriminate by race or sex". *Eastern Economic Journal* 1, pp. 103-110.

Cain G. (1986) *The economic analysis of labor market discrimination: a survey*. En *Handbook of Economics*, Volume I, Chapter 13. Elsevier Science Publishers BV.

Duncan O. y Duncan B. (1955) "A methodological analysis of segregation indexes". *American Sociological Review*, N° 20, pp. 210-217.

Gardiner J. (1996) "El trabajo doméstico revisitado: una crítica feminista de las economías neoclásica y marxista". En Thera van Osch, *Nuevos Enfoques Económicos. Contribuciones al Debate sobre Género y Economía*. Costa Rica.

Hansen J. y Wahlberg R. (2000) *Occupational gender composition and wages in Sweden*. Mimeo.

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

Lapidus J. y Figart D. (1998) "US pay equity by race and gender". *Feminist Economics* 4 (3), pp. 7-28.

Macpherson D. y Hirsch B. (1995) "Wages and gender composition: why do women's job pay less?". *Journal of Labor Economics*, Vol. 13, N° 3.

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

Mincer J. y Polachek S. (1974) "Family investmentes in human capital: earnings of women", *Journal of Political Economy* 82, Marzo, 1974 supplement S76.S178.

Neumark D. (1988) "Employers' discriminatory behaviour and the estimation of wage discrimination", *Journal of Human Resources*, Vol. 23, No. 3, pp. 279-295.

Oaxaca R.(1973) "Male-female wage differentials in urban labour markets". *International Economic Review*, 14.

Oaxaca R. y Ramson M. (1994) "On discrimination and the descomposition of wage differentials". *Journal of Econometrics*, Vol. 61, pp. 5-21.

Rivas F. y Rossi M. (2000) *Discriminación salarial en Uruguay. 1990-1997*. Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República.

Silveira S. (2000) "Políticas públicas de equidad de género en el trabajo en los países del Mercosur". En Aguirre y Batthyány (coord.). *Trabajo, género y ciudadanía en los países del Cono Sur*. UDELAR, Cinterfor, Grupo Montevideo.

Sorensen E. (1989) "Measuring the pay disparity between typically female occupations and other jobs: a bivariate selectivity approach". *Industrial and Labor Relations Review*, 42 (4), pp. 624-639.

Sorensen E. (1990) "The crowding hypothesis and comparable worth issue: a survey and new results". *Journal of Human Resources* 25, pp. 55-89.

Stiglitz J. (1973) "Approaches to the Economics of Discrimination". *American Economic Review*, May 1973, Vol. 63, N° 2, pp. 287 - 295.

ANEXO ESTADISTICO

Cuadro A-1. Evolución de los salarios relativos por hora de las mujeres respecto a los hombres (sector privado). Total país urbano

1990	0.73
1992	0.76
1994	0.76
1996	0.81
1998	0.83
2000	0.88

Cuadro A-2. Evolución de los salarios relativos por hora de las mujeres respecto a los hombres según niveles educativos (sector privado). Total país urbano.

	Hasta primaria completa	Secundaria incompleta	Secundaria completa	Enseñanza técnica	Magisterio y profesores	Universidad incompleta	Universidad completa
1990	0.68	0.73	0.64	0.71	0.71	0.65	0.75
1992	0.73	0.72	0.61	0.75	0.99	0.68	0.71
1994	0.76	0.69	0.68	0.82	0.77	0.64	0.59
1996	0.83	0.83	0.69	0.75	1.17	0.64	0.59
1998	0.87	0.77	0.73	0.80	0.91	0.71	0.73
2000	0.89	0.86	0.77	0.84	0.96	0.69	0.82

Cuadro A-3. Evolución de los salarios relativos por hora de las mujeres respecto a los hombres según tipos de ocupación (sector privado). Total del país urbano

	Profesionales, téc. y directivos	Empleados de oficina	Comerciantes y transportistas	Obreros y operarios	Servicios personales
1990	0.6	0.8	0.7	0.7	0.8
1992	0.6	0.9	0.7	0.7	0.7
1994	0.6	0.8	0.7	0.7	0.8
1996	0.7	0.8	0.8	0.8	0.8
1998	0.7	0.8	0.7	0.8	0.8
2000	0.7	0.9	0.7	0.8	1.0

Cuadro A-4. Descomposición de la brecha salarial (sector privado). Total del país urbano

	1991	1996	1997	1998	1999	2000
Brecha total	0.233	0.172	0.129	0.148	0.080	0.114
<i>Explicada</i>	<i>-0.013</i>	<i>-0.038</i>	<i>-0.073</i>	<i>-0.032</i>	<i>-0.040</i>	<i>-0.048</i>
Por carac.	-0.198	-0.160	-0.160	-0.151	-0.135	-0.147
Por FEM media	0.185	0.122	0.088	0.119	0.096	0.098
<i>No explicada</i>	<i>0.246</i>	<i>0.210</i>	<i>0.202</i>	<i>0.180</i>	<i>0.119</i>	<i>0.162</i>
Por retornos	0.149	0.100	0.085	0.072	0.004	0.038
Por coef. FEM	0.097	0.109	0.116	0.109	0.115	0.124

Cuadro A-5. Descomposición de la brecha salarial, en porcentajes (sector privado). Total del país urbano						
	1991	1996	1997	1998	1999	2000
Brecha total	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
<i>Explicada</i>	-5.61	-22.20	-56.19	-21.71	-49.75	-42.48
Por carac.	-84.83	-93.17	-124.02	-101.99	-169.67	-129.15
Por FEM media	79.22	70.97	67.83	80.28	119.92	86.67
<i>No explicada</i>	105.61	122.20	156.19	121.71	149.75	142.48
Por retornos	64.09	58.49	66.13	48.33	5.46	33.66
Por coef. FEM	41.52	63.71	90.06	73.38	144.28	108.82

ANEXO METODOLÓGICO

La información utilizada proviene de la Encuesta Continua de Hogares del Instituto Nacional de Estadística. Se considera la ocupación a dos dígitos de la Clasificación Ocupacional del Programa del Censo de América de 1970 (COTA 70). Los tipos de ocupación a 1 dígito son: 0 Profesionales, técnicos y personas en ocupaciones afines; 1 Gerentes, administradores y funcionarios de categoría directiva; 2 Empleados de oficinas y personas en ocupaciones afines; 3 Comerciantes, vendedores y personas en ocupaciones afines; 4 Agricultores, ganaderos, pescadores, cazadores, trabajadores forestales y personas en ocupaciones afines; 5 Conductores de medios de transporte y personas en ocupaciones afines; 6 Artesanos y operarios en ocupaciones relacionadas con la confección de vestuario y calzado, la carpintería, la mecánica; 7 Otros artesanos y operarios; 8 Obreros y jornaleros no clasificados en otro grupo; 9 Trabajadores en servicios personales y en ocupaciones afines.

Debido al cambio de muestra en la ECH a partir de 1998 se consideraron solamente las localidades de más de 5000 habitantes en los años anteriores, de manera de contar con series temporales con mayor compatibilidad.

Para la estimación de las ecuaciones salariales se considera como variable dependiente: LSPRID: la remuneración horaria de la ocupación principal de los asalariados privados expresada en logaritmos. Esta remuneración incluye salarios, comisiones, horas extras, compensaciones e incentivos, beneficios sociales, aguinaldo, salario vacacional, propinas e ingresos en especie.

Las variables explicativas utilizadas son:

ESCOL: promedio de años de estudio o escolaridad

EXPER: experiencia potencial que se calcula como el valor mínimo entre (edad-años de educación-6) y (edad-14)

EXPERCUA: experiencia potencial al cuadrado

TAM: Dos variables binarias que distinguen entre los establecimientos de menos de 10 y más de 10 ocupados

MONINT: una variable binaria que distingue entre Montevideo (0) y el Interior Urbano (1)

OCUP: variables binarias para cada uno de los tipos de ocupación reclasificados a partir de las ocupaciones a un dígito de la COTA70.

RAM: Sector de actividad, Agricultura y canteras y minas (r1) Industria Manufacturera (r3) Construcción (r5), Comercio (r6) Transporte y Comunicaciones (r7) Servicios Financieros, inmobiliarios, seguros y servicios a empresas (r8) Servicios comunales, sociales y personales y otras actividades (r9)

PFPR: variable de participación de las mujeres en el total de la ocupación definida a dos dígitos.

La variable de selección que también se incluye en las ecuaciones surge de estimar un modelo *Probit* de participación laboral en el que las variables independientes son: ESCOL: promedios de años de estudio o de escolaridad; EXPER: experiencia potencial ESTCIV : variables binarias para el estado civil (Unión libre y casado, Soltero, Separado y divorciado, Viudo)

ESTRUC: Variables binarias para estructura de los hogares (Unipersonal, Pareja sin niños, Pareja con niños, Jefe e hijos, Extendido Compuesto)

PRINI: presencia de niños en el hogar que asume el valor 0 si no hay niños y 1 si hay niños (hasta 17 años).

El modelo estimado para los hombres incluye las mismas variables con excepción de presencia de niños en el hogar, que no resultó significativa.