

Distr.
RESTRINGIDA

LC/MVD/R.46
Diciembre 1989

ORIGINAL: ESPAÑOL

C E P A L
Comisión Económica para América Latina y el Caribe
Oficina de Montevideo



MODELOS EXPLICATIVOS DE LA ACTIVIDAD EN EL MERCADO LABORAL URUGUAYO

I N D I C E

	<u>Página</u>
SINTESIS Y CONCLUSIONES.....	1
INTRODUCCION	4
A- METODOLOGIAS UTILIZADAS	5
Marco Teórico	5
Instrumentos Económicos utilizados	8
B- LA ACTIVIDAD DE LA MUJER	14
C- LA INSERCIÓN LABORAL DE LA MUJER	35
D- LOS JOVENES Y SU PARTICIPACION	50
ANEXO	56



SINTESIS Y CONCLUSIONES

Este estudio se encuentra enmarcado en el análisis de la situación del mercado de trabajo uruguayo que ha venido siendo un tema de especial interés por parte de la Oficina de CEPAL Montevideo a través de varias investigaciones previas. En las mismas, se constataron ciertas características inherentes al mismo, las que en esta oportunidad han querido recogerse formalmente en la elaboración de modelos econométricos con fines explicativos y predictivos. En particular, se destacan los cambios relevantes observados en las tasas de actividad femenina y juvenil. Dichos grupos son los que, por sus características en lo referido a participación y desempleo, atraen mayor atención hacia un análisis en profundidad, puesto que muestran tasas de actividad y tasas de desempleo bastante altas frente a las del resto de la población.

Los modelos estimados en el presente trabajo permiten ensayar una serie de hipótesis sobre el comportamiento de la participación femenina en el mercado laboral de Montevideo:

1) Primeramente, es de esperar que exista una tendencia hacia una creciente actividad de la mujer originada principalmente en la creciente capacitación formal de la PEA femenina del país. Esta conclusión se desprende del importante impacto de la variable educación en la probabilidad de participar de la mujer.

2) En lo referente al conjunto de variables que representan la conformación demográfica de los hogares en los que la mujer se halla inserta, no es de esperar modificaciones de importancia dadas las características estáticas del cuerpo social uruguayo. Por lo tanto, el tamaño del hogar y la existencia de niños en el mismo no influirán propiamente a través de ellos, sino a través de la situación económica del hogar.

3) Del modelo se concluye que el cuidado de los niños menores de 12 años existentes en el hogar tiene un fuerte impacto inhibitor en la participación laboral de la mujer. Por consiguiente, la extensión de la jornada escolar podría operar hacia una mayor participación si los ingresos reales de los hogares lo hacen necesario.

4) Con respecto a los ingresos de los hogares, este estudio y otros anteriores de la Oficina de CEPAL Montevideo, ayudan a concluir que, de existir una baja en ellos, la estrategia de recomposición consistirá en la incorporación de las mujeres como "trabajadores secundarios". Ello naturalmente coexistirá con altas tasas de desempleo. Por otro lado, el "costo de oportunidad" (que demostró su significatividad en el modelo) será mayor en las mujeres de bajos ingresos, las que, por la conformación de sus hogares, tienen mayor número de hijos y, por ende, menor probabilidad de inserción y de actividad laboral. De esto se concluye que el contingente femenino a incorporarse ante una recesión sería altamente capacitado y, por lo tanto, proveniente de sectores medios y altos en materia de ingresos.

5) Es importante el rol del "salario de reserva" en la explicación de la "intensidad" de la inserción laboral femenina, y no tanto en la decisión de participación en sí.

Con respecto al estudio realizado sobre el grado de intensidad con el cual la mujer se inserta en el mercado de trabajo (full o part-time) se puede destacar:

6) Cuanto mayor es el número de menores en el hogar existe una menor probabilidad de que la mujer este ocupada a tiempo completo.

7) La condición de asalariada pública tiene un impacto negativo en la posibilidad de ser full-time. Esto puede estar reflejando el hecho de que el sector público brinda mayores opciones en cuanto a dedicación horaria que el sector privado, lo que se adecua a los requerimientos de la oferta de trabajo femenina.

8) A medida que la mujer se inserta en tipos de ocupación con menores niveles salariales, la probabilidad de ser full-time disminuye.

9) Una mayor exposición de la mujer a la educación formal deriva en una probabilidad mayor de trabajo a tiempo parcial.

10) El impacto de la diferencia entre la remuneración horaria entre lo que la mujer percibe y lo que percibiría de cambiar su dedicación es positivo, lo cual significa que cuanto mayor es la diferencia mayor es la probabilidad de ser full-time.

11) En lo que se refiere a la segregación, el trabajo muestra diferentes índices para los distintos tipos de ocupación recodificada en base a un ordenamiento jerárquico de ingresos. Por otro lado se aprecia una mayor segregación en el Interior Urbano, presumiblemente a causa del papel más diferenciado de ciertas actividades y ocupaciones en la estructura productiva. Para eliminar la segregación ocupacional en Montevideo, un 46% de las mujeres activas, excluidas las buscadoras de trabajo por primera vez, deberían cambiar de ocupación, en tanto que en el Interior, debería hacerlo el 54%.

Finalmente, se modelizó la participación juvenil destacándose los siguientes resultados:

12) La probabilidad de actividad de los jóvenes aumenta con la edad mientras que el hecho de no estudiar tiene uno de los efectos más importantes en aumentar dicha probabilidad.

13) En relación al estado civil, operan dos fuerzas contrapuestas. Al tratarse de hombres jóvenes, el hecho de casarse aumenta la probabilidad de participación, con lo que se esperaría un signo positivo en la variable en cuestión. En el caso femenino, la situación sería la opuesta. Dado que en el modelo que engloba a todos los jóvenes se encontró un signo negativo en la estimación se concluye que lo que pesa más en la modelización de la actividad parece ser el efecto inhibitorio en la participación del cambio en el estado civil de la mujer.

14) En lo que se refiere a las características del hogar, se observa que en los hogares con jefes mujeres y con mayor número de desocupados en el mismo, los jóvenes tienen una mayor propensión a participar, motivada en la necesidad económica del núcleo familiar. Un hallazgo interesante parece ser el comportamiento ante las variaciones en el ingreso por adulto equivalente. El signo y la

intensidad del coeficiente refleja el hecho de que los jóvenes provenientes de hogares con mayor ingreso mostrarían una mayor facilidad de inserción laboral contrarrestando el efecto esperado de que, a mayor ingreso, menor participación de los jóvenes del hogar.

INTRODUCCION

Como ya se ha señalado, el fenómeno de la creciente actividad femenina y juvenil en el mercado de trabajo del Uruguay se ha mostrado como uno de los que, por su dinámico comportamiento, tiñen el panorama del mismo con características especiales que hacen imperativo su estudio en profundidad. Ello todavía se hace más relevante en la medida que esta participación coexiste con altas tasas de desempleo abierto.

De lo anterior surge que es importante realizar un estudio que analice los determinantes del comportamiento de estos grupos que los impulsa a la participación, ya que este fenómeno provoca lógicos cambios en la estructura social y económica de la fuerza de trabajo de un país. Es de destacar que, en los países desarrollados, la tasa de actividad femenina ha mostrado, a partir de la Segunda Guerra Mundial, un crecimiento sostenido. Muchas explicaciones sociológicas y económicas se han querido dar para este fenómeno. Mientras que un conjunto de autores han visto la incorporación de la mujer al mercado de trabajo como algo "natural" ante atractivos salarios de mercado (y por ende, mayores al costo de oportunidad del rol doméstico tradicional), otros han visto en él la traducción al campo laboral de una progresiva equiparación de roles entre el hombre y la mujer. Asimismo, se ha citado la creciente capacitación de la población femenina que la impulsa a la participación como forma de realización profesional dentro de la actividad laboral.

Aquí se presenta una modelización econométrica de distintos fenómenos del mercado de trabajo uruguayo. Si bien el eje fundamental a modelizar será el fenómeno de actividad, se presentan también análisis de fenómenos colaterales, como es el caso de la forma de inserción femenina en el mercado.

La Oficina de CEPAL Montevideo, ha realizado ya varios informes sobre la situación del mercado de trabajo en el Uruguay ^{1/} que sirven de marco al trabajo econométrico que se presenta en el presente trabajo. Durante la elaboración de los mismos surgieron ciertas hipótesis que sugerían comportamientos de grupos de variables explicativas que, de un plano descriptivo, aquí alcanzan una formalización mayor que se juzga de importante utilidad a la hora de realizar previsiones sobre trayectorias futuras de variables dentro del mercado.

Es de destacar que los modelos aquí presentados no constituyen modelizaciones macroeconómicas, es decir con alto grado de agregación y por lo tanto relacionando el mercado de trabajo con otros mercados de la economía. La modelización realizada es de tipo microeconómico y trata de adentrarse en los factores explicativos de la decisión de participar o no en la fuerza laboral a nivel individual, pero sin perder de vista la unidad del hogar como agente de decisión económica. Sin embargo, la presentación y la

^{1/} Véase "Jóvenes Desocupados y Buscadores de Trabajo por Primera Vez en Montevideo" (LC/MVD/R.5) "La situación del empleo en el Uruguay durante el período 1985-1988" Instituto del Libro, 1989 y "Características y Evolución del Mercado de Trabajo del Uruguay" (LC/MVD/R.41).

estructura del modelo no se detiene en la constatación empírica de regularidades estadísticas, sino que busca incorporar los elementos analíticos conceptuales que se estudiaron anteriormente y los incorpora al trabajo de estimación e inferencia estadística.

A- METODOLOGIAS UTILIZADAS.

Marco teórico.

El modelo básico en el que se basa la modelización parte de considerar a la decisión de participar o no en el mercado de trabajo como una elección que busca maximizar el bienestar del hogar (U) sujeto a ciertas restricciones económicas. Por lo tanto para un hogar de n miembros se trata de maximizar:

$$U(O_1, O_2, O_3, O_4, \dots, O_n, X, C)$$

donde O_i es el tiempo no dedicado al trabajo ("ocio" o labores domésticas, en el caso femenino), X es el conjunto de bienes disponibles para el consumo que cumplen las condiciones típicas de ser artículos con elasticidad-ingreso positiva y otras características de normalidad (denominados hicksianos) y C el conjunto de variables sociodemográficas del hogar, producto de decisiones anteriores (como por ejemplo, cantidad de hijos, educación de los miembros del hogar, jefatura del mismo, etc).

Si se supone que h_i son las horas trabajadas por el i -ésimo miembro del hogar y que éste gana w_i como salario por hora y que el hogar percibe OY por concepto de otros ingresos además de los salariales, la maximización de la utilidad anterior se encuentra sujeta al cumplimiento de la clásica ecuación presupuestal:

$$P_x X = \sum h_i w_i + OY$$

siendo P_x , el vector de precios de los bienes de consumo X .

De la solución de este problema de optimización a partir de los supuestos clásicos sobre la función de utilidad (estrictamente cóncava y doblemente diferenciable) se obtienen las expresiones:

Si $h_i = 0$, o sea el integrante i -ésimo no trabaja, es una señal de que:

$$(1) \quad W^*_i - w_i > 0$$

o sea, el "costo de oportunidad" del "tiempo libre" (W^*_i) o "salario de reserva" es mayor que el salario que le es ofrecido en el mercado.

Cuando el individuo trabaja, h_i es mayor que cero y, en ese caso, se plantea una "demanda" y una "oferta" por trabajo:

$$(2) \quad W^*_i = g(h_i, \sum h_i w_i + OY, P, C) \quad (\text{"oferta"})$$

donde C es el conjunto de características del hogar que naturalmente influyen en el costo de oportunidad de trabajar.

El salario por hora visto del lado de la demanda laboral es función de las variables de capital humano como educación, experiencia, capacitación no formal y otras características de la inserción laboral:

$$(3) \quad W_i = w(\text{EDUCACION}, \text{EXPERIENCIA}, \text{OTRAS CARACT.}) \quad (\text{"demanda"})$$

En este contexto teórico se puede señalar que en este estudio se siguen los trabajos de Heckman (1974,1978) y Mincer(1974) que suponen que la participación de la fuerza laboral puede ser representada como una variable dicotómica para el individuo dentro del hogar y es por tanto un análisis análogo al de estudiar las horas trabajadas por el mismo.

Con el objeto de plantear la estimación econométrica del modelo se presentan las relaciones de esta manera:

$$(2') \quad W_i^{\wedge} = \beta_0 + \beta_1 * h_i + \beta_2 * YSH_i + \beta_3 * OY_i + \beta_4 * C_i + U_i$$

donde:

h_i = horas trabajadas.

YSH = ingresos por salarios totales del hogar (a excepción del miembro i -ésimo).

OY = otros ingresos percibidos por el hogar.

C = conjunto de características del hogar que influyen en el costo de oportunidad del tiempo sin trabajar (salario de reserva).

$$(3') \quad W_i = \alpha_0 + \alpha_1 * (\text{EDUCACION})_i + \alpha_2 * (\text{EXPERIENCIA})_i + \alpha_3 * (\text{OTRAS CARACT})_i + V_i$$

donde los términos de error U_i y V_i son ruidos blancos y se cumple que $E(U_i V_i)$ no necesariamente debe ser nulo.

Para simplificar la notación, (2') y (3') puede expresarse como:

$$(2'') \quad W_i^{\wedge} = \beta_1 * h_i + \beta * Z_i + U_i$$

$$(3'') \quad W_i = \alpha X_i^* + V_i$$

Donde Z_i es el vector de variables (1, YSH , OY , C) y X^* es el conjunto (1, Educación, Experiencia, Otras características), ambos para el i -ésimo individuo.

Como ya se señaló anteriormente, el individuo i no elige integrar la fuerza de trabajo ($h_i=0$) cuando el salario de reserva (W^{\wedge}) es mayor que el salario ofrecido por el mercado (W).

De este razonamiento simple, surge un primer elemento a considerar que es el de la existencia de simultaneidad de ciertas relaciones. El trinomio participación laboral, salarios ofrecidos y horas trabajadas se convierte en el eje central de la modelización de la actividad.

Teniendo en cuenta que para los individuos que no trabajan, la probabilidad de trabajar depende de la diferencia entre W^{\wedge} y W , operando matemáticamente a partir de (2'') y (3'') se llega a ciertas relaciones estimables econométricamente:

$$(3') \quad W_i = \alpha_0 + \alpha_1 * (\text{EDUCACION})_i + \alpha_2 * (\text{EXPERIENCIA})_i + \alpha_3 * (\text{OTRAS CARACT})_i + V_i$$

(4) $P(i) = f(\alpha X_i^* - \beta Z_i + V_i - U_i)$ siendo $P(i)$ la probabilidad de participar en el mercado laboral del i -ésimo individuo.

$$(5) \quad h_i = \pi_0 + \pi_1 * W_i + \pi_2 * YSH_i + \pi_3 * OY_i + \pi_4 * C_i + U_i$$

Estas tres ecuaciones serán el eje de la estimación econométrica del trabajo y, por ello, serán reiteradamente citadas.

Intrumentos Econométricos utilizados

Del análisis anterior se desprende que la modelización a realizarse no es trivial, en la medida que se presenta el problema de estimar la forma reducida de un modelo simultáneo, en donde entran en juego una serie de ecuaciones cuya estimación no hace uso de los métodos tradicionales de estimación por mínimos cuadrados en virtud de que los supuestos en los que ellos se basan no se encuentran vigentes. Cada una de las tres ecuaciones (3'), (4) y (5) presentan problemas econométricos especiales a tratar en forma separada, Cada uno de los mismos están asociados a una cierta conceptualización teórica subyacente, la que es menester analizar especialmente.

El sesgo de selección

El primer problema que se presenta en la ecuación (3') es la posible existencia del llamado "sesgo de selección" estudiado por J.Heckman en 1979 ^{2/}. Este sesgo es importante considerarlo en modelos de participación laboral y surge a causa de la "autoselección"^{3/} que se da en los individuos previamente a la decisión de actuar o no en el mercado de trabajo. La misma consiste en que el individuo posee ciertas características como ser: su educación, experiencia, número de hijos, estado conyugal, etc, que condicionan en cierto modo la decisión de participación y que son independientes de ésta.

Si uno observa los salarios ofrecidos en el mercado para las mujeres, sólo lo puede hacer para las que son ocupadas (o sea aquéllas en donde la diferencia ($\hat{W} - W$) es positiva y pudieron insertarse en el mercado con éxito). Naturalmente no es posible esta observación para las mujeres que no están percibiendo un salario. En este caso una estimación de la ecuación salarial de reserva no reflejaría adecuadamente una función salarial de la población femenina, ya que se estima en base a una muestra "sesgada": las características de las mujeres que no trabajan son diferentes a las que lo hacen ya que existen ciertos determinantes

^{2/} Véase J.Heckman, "Sample Selection Bias as Specification Error", *Econometrica*, Vol.47 No.1, Enero 1979.

^{3/} El término es la traducción del vocablo "self-selectivity" que traduce la idea de que el individuo llega al momento de la decisión de participar con un conjunto de atributos propios y de su medio que son pre-existentes a la propia decisión de actuar o no pero que la condicionan.

que las impulsan a hacerlo o no. Generalmente los métodos tradicionales de estimación por mínimos cuadrados que no toman en cuenta este sesgo, suponen que, a igualdad de características sociodemográficas y económicas individuales y del hogar, el "salario de reserva" de las mujeres no activas se puede estimar a partir de las características de las activas. Suponer que el "costo de oportunidad" para unas y otras-a igualdad de características propias-es el mismo, introduce un sesgo que en ciertos casos invalida todo el proceso de estimación econométrica.

Se demuestra ^{4/} que si se calcula el valor esperado de W, salario que un individuo que no trabaja aspira a tener para hacerlo, dado que efectivamente se alcanzó el "salario de reserva" (W^{\wedge}) que permite la actividad (ambas variables no observables o "latentes") se llega a esta expresión:

$$E(W_i / W_i > W^{\wedge}_i) = \alpha X_i^* + \text{SESGO DE SELECCION. } 5/$$

Esta expresión muestra la razón por la cual la estimación de los parámetros α realizada con la submuestra de los individuos activos para los que $W > W^{\wedge}$ es sesgada. De esta expresión se puede deducir una manera de corregir este sesgo. Se define la expresión:

$$\text{LAMBDA} = \phi[(\alpha X_i^* - \beta Z_i) / \sigma] / \Phi[(\alpha X_i^* - \beta Z_i) / \sigma] \text{ siendo:}$$

$\phi(\cdot)$ la función de densidad y $\Phi(\cdot)$ la función de distribución acumulada de una Normal estandarizada.

Si se introduce dicha expresión como variable independiente en la ecuación salarial (3') y se reestima la misma, a partir de la estimación previa de (α, β, σ) de acuerdo a los métodos que se describen más adelante (modelos probit) se logra probar la significatividad de este sesgo de selección y, por ende, aislarlo y corregir las estimaciones, antes sesgadas.

^{4/} Véase C.Gourieroux, "Econometrie des variables qualitatives" (Economica, 1984), J. Heckman "The common structure of Statistical models of truncation, sample selection and limited dependent variables" (Annals of Economic and Social Measurement, Vol.5, No.4,1976 y G. Maddala, "Limited dependent and qualitative variables in econometrics" Cambridge University Press, 1983.

^{5/} La expresión matemática de esta esperanza parte de considerar que la probabilidad de participar para el i-ésimo individuo es:

$$P_i = P(W_i > W^{\wedge}_i) = P(\alpha X_i^* - \beta_1 h_i - \beta Z_i > U_i - V_i)$$

Como se supone normalidad en U y en V, se estandariza la expresión anterior:

$$I_i = (\alpha X_i^* - \beta_1 h_i - \beta Z_i) / \sigma \text{ siendo } \sigma \text{ el desvío de } (V_i - U_i)$$

La esperanza condicional planteada en verdad corresponde a la esperanza de una distribución normal truncada, cuya expresión completa es:

$$E(W_i / W_i > W^{\wedge}_i) = \alpha X_i^* + r \cdot \sigma \cdot \phi(I_i) / \Phi(I_i) \text{ siendo } r \text{ el coeficiente de correlación entre la U y la V.}$$

Estimación de modelos de variable dependiente binaria.

La ecuación (4) presenta el problema econométrico de toda estimación de modelos con variable dependiente cualitativa, en este caso dicotómica. Así, la decisión de participación o no en el mercado de trabajo puede ser interpretada como una variable Y_i definida como 1 cuando se participa y 0 en caso contrario. La elección entre ambas acciones se realiza en base a un indicador latente I formado por una serie de variables que representan distintas características de la persona, el hogar, costos de oportunidad e inserción laboral. Este indicador se puede expresar, para el i -ésimo individuo como:

$$I_i = (\alpha X_{ij} - \beta Z_i) / \sigma$$

Este indicador es lineal en los parámetros y se supone que, cuanto mayor sea, mayor será la probabilidad de participación. Evidentemente que dependerá de las características de cada mujer. Ya que la probabilidad debe caer en el intervalo (0,1), la relación entre el indicador y la $P(\text{participar}/I)$ debe asumir la forma de una Función de distribución. Cada mujer será propensa a participar o no de acuerdo a un "umbral" I^* tal que si I es mayor que dicho umbral, entonces participará. Por lo tanto:

$$P(Y_i=1) = P(I^* < I_i) = \Phi(I_i) = \Phi[(\alpha X_{ij} - \beta Z_i) / \sigma]$$

El modelo probit será el que se utilizará aquí para estudiar la decisión de participación en el mercado laboral. Este modelo supone que la función $\Phi(\cdot)$ es la función acumulativa de una distribución normal estandarizada (de ahí la necesidad del denominador σ). De ello se desprende que:

$$P(Y_i=1) = P_i = P[I^* \leq (\alpha X_{ij} - \beta Z_i) / \sigma] = \int_{-\infty}^{(\alpha X_{ij} - \beta Z_i) / \sigma} \phi(u) du$$

Naturalmente que la estimación de estos modelos hacen uso de técnicas no lineales de estimación, en particular, del método de máxima verosimilitud que elegirá el vector (α, β, σ) tal que sea máxima la función de verosimilitud. El método elegido para este proceso será el de Newton-Raphson.

Es de hacer notar, asimismo, que los coeficientes estimados del modelo (α, β) no indican el aumento exacto en la probabilidad de participar ante un aumento en la correspondiente variable explicativa. Lo que están reflejando es el efecto de un cambio en la variable independiente en la inversa de la función de distribución valuada en el indicador latente I . Sin embargo, los signos y su significatividad son indicadores de la forma de articulación de las explicativas de la probabilidad. Es decir:

$$\delta P_i / \delta X_{ij} = \phi(I_i) \cdot \alpha_j \quad \text{y, asimismo,} \quad \delta P_i / \delta Z_{ij} = \phi(I_i) \cdot \beta_j$$

También se tendrá en cuenta que la estimación de los modelos probit brindará buenos estimadores para α/σ y para β/σ , lo que es necesario tomar en cuenta en caso de desear su comparación con modelos alternativos (probabilidad lineal o modelos logit).

Estimación de los modelos tobit.

Finalmente, la estimación por métodos clásicos (OLS) de la ecuación de las horas trabajadas (5) puede ser mejorada sustancialmente en ciertos casos mediante la utilización de modelos de variable explicada censurada del tipo de los modelos tobit^{6/}.

La aplicación de estos modelos se torna particularmente útil en el caso del estudio de las horas trabajadas y su articulación con la actividad de ciertos grupos en el mercado de trabajo. Las mismas (h_i) son únicamente observadas en las personas que efectivamente están ocupadas en el período de referencia de la Encuesta y por lo tanto se está frente a un problema de variable explicada censurada: hay individuos de la muestra que no tienen horas trabajadas y esas características que los llevan a no tenerlas se pierden si no se las comparara vis à vis los que sí las tienen. El modelo se plantea de la siguiente manera, si se tiene el conjunto T de variables explicativas:

$$h_i = \pi' T_i + u_i \quad \text{si } h_i > 0 \\ = 0 \quad \text{si } h_i = 0$$

El problema consiste en estimar el vector π de parámetros y la varianza σ^2 de los residuos en base a una muestra de N observaciones de T y de h de las cuales N_1 no declaran tener horas trabajadas y N_2 sí lo hacen. Estos modelos parten de que:

$$P(h_i=0) = P(u_i < -\pi' T_i) = 1 - \Phi(\pi' T_i / \sigma)$$

y plantean la función de verosimilitud a maximizar (véase Maddala (1983) y Amemiya (1984)):

$$L = \prod_{N_1} [1 - \Phi(\pi' T_i / \sigma)] \cdot \prod_{N_2} [(2\pi\sigma^2)^{-1/2} \exp(-\frac{1}{2}(h_i - \pi' T_i)^2 / \sigma^2)]$$

Como se observa, la estimación tobit tiene la ventaja de incorporar toda la muestra, independientemente de que se observe o no la variable explicada y por lo tanto aprovecha mucho más la información muestral.

Finalmente, cabe notar que los coeficientes provenientes de la estimación tobit tienen una interesante interpretación.^{7/} Se puede demostrar que estos coeficientes tienen más información de lo que a veces se extrae de ellos. En particular se pueden usar para analizar los cambios en la probabilidad de que se observen horas trabajadas (que $h_i > 0$) y los cambios en el valor de las horas trabajadas, una vez que el cero ha sido superado. O sea, el cambio

^{6/} Véase, T. Amemiya, "Tobit Models: a survey" Journal of Econometrics 24 (1984) para un completo análisis de los mismos. Estos métodos fueron introducidos inicialmente por J. Tobin en 1958 a raíz del problema econométrico de estimar funciones de demanda por bienes durables ("Estimation of relationships for limited dependent variables" Econometrica 26).

^{7/} Al respecto es interesante el trabajo de McDonald y Moffit, "The uses of tobit analysis" en la Review of Economics and Statistics, 62 (1980).

total de h_i ante cambios de variables explicativas se puede descomponer convenientemente en dos componentes que explicarían: primero, la probabilidad de superar el cero y que se observen horas, en otras palabras, que se participe exitosamente en el mercado laboral y, en segundo lugar, otro componente que explicaría los diferentes comportamientos de las horas trabajadas en los individuos que ya han querido y logrado insertarse y tienen horas de trabajo. Formalmente, si se denomina h^* las horas trabajadas de los que ya se sabe que tienen horas,

$$E(h_i^*) = E(h_i/h_i > 0) = E(h_i/u_i > -\pi' T_i) = \pi' T_i + \sigma \phi(\pi' T_i/\sigma) / \Phi(\pi' T_i/\sigma)$$

$$E(h_i) = (\pi' T_i) \Phi(\pi' T_i/\sigma) + \sigma \cdot \phi(\pi' T_i/\sigma)$$

$$(6) \quad dE h_i / dt_{ij} = \Phi(\pi' T_i/\sigma) \cdot [dE(h_i^*)/dt_{ij}] + E(h_i^*) \cdot [d\Phi(\pi' T_i/\sigma)/dt_{ij}]$$

donde $\phi(\cdot)$ = valor de la densidad de una distribución normal estandarizada. y

$\Phi(\cdot)$ = valor de la función de distribución acumulada normal estandarizada.

La ecuación (6) muestra claramente que el cambio se descompone en dos:

(i) el cambio en las horas (h) provocado por aquéllos que han superado el cero y tienen horas, ponderado por la probabilidad de estar por encima de cero horas: $\Phi(\pi' T_i/\sigma)$, y:

(ii) el cambio en la probabilidad de estar por encima del cero, o sea, participar en el mercado ponderado por la esperanza de que se encuentren por encima del cero).

Suponiendo que se cuenta con estimadores de π y de σ^2 se puede establecer (véase McDonald y Moffit) que (denominando $z_i = (\pi' T_i/\sigma)$):

$$dE(h_i^*)/dt_{ij} = \pi_j [1 - z_i \{ \phi(z_i)/\Phi(z_i) \} - \{ \phi(z_i)/\Phi(z_i) \}^2]$$

Esta expresión muestra que el efecto de un cambio en una variable explicativa t_j en h_i^* no es igual a π_j , sino que existe la expresión entre paréntesis que explica la fracción del impacto total que afecta al cambio en las horas trabajadas por mujeres activas (es decir que tienen horas trabajadas)^{8/}.

^{8/} No se ignora el hecho de que en la Encuesta Nacional de Hogares existen mujeres sin horas trabajadas y activas, a raíz de los distintos períodos de referencia de los datos. Sin embargo, los conceptos de actividad y de horas trabajadas mayores a cero son muy similares y se suponen coincidentes en el ámbito de simultaneidad que ya se expresó anteriormente

Precisiones sobre los métodos a seguir para las modelizaciones.

Si bien se ha tratado de resumir el conjunto de técnicas econométricas utilizadas para la modelización de la actividad del mercado laboral, es necesario señalar que en el trabajo se presentan las estrategias finales de estimación y no los pasos intermedios que llevaron a optar por ellas. Igualmente se ha tratado de exponer en el texto las precisiones que clarificarán los procesos seguidos.

Es necesario señalar que también se han utilizado modelos combinados que hacen uso de varios de los elementos que se han expuesto en este capítulo. Al exponerlos se describirán los pasos utilizados y sus propiedades.

B- LA ACTIVIDAD DE LA MUJER.

Evolución y Caracterización del fenómeno.

El crecimiento de la tasa de participación femenina es uno de los hechos más destacados desde fines de la década del 70 a la fecha (téngase en cuenta que, mientras en 1969 la tasa promedio anual de actividad femenina fue del 27.4%, en el primer semestre de 1988 era del 42.3% en el total del país). En un contexto de baja de salarios reales esta tendencia fue interpretada como una contribución de la mujer a acrecentar los ingresos de los hogares operando como una verdadera "PEA secundaria" o como la manifestación de los importantes flujos migratorios que el país conoció en la década de los 70 y principios de los 80 en un mercado laboral que requería activos y no los encontraba.

Sin embargo, el comportamiento posterior de las tasas de actividad no convalidaron dichas explicaciones y, ante aumentos importantes de los ingresos reales de los hogares, no se produjo el esperado retraimiento de las mujeres de la PEA. Ello hace concluir que la llamada "PEA secundaria" se ha convertido en "principal". Si bien originalmente pudo haber existido un "mecanismo desencadenante" que impulsó a la mujer a una incorporación importante a la vida activa, los hechos posteriores hacen pensar en una cierta rigidez a volver a la inactividad. Se ha citado al cambio cultural como causa principal de la inelasticidad planteada: la caída de los índices de masculinidad entre 1970 y 1982 operó como una fuerza de igual signo al movimiento tendencial que hace que la mujer se aparte de sus roles tradicionales domésticos en beneficio de una mayor autonomía económica. Aún aceptando todas estas explicaciones al mismo tiempo, se puede afirmar que el aumento de las tasas de participación femeninas en Uruguay fue extraordinariamente importante en la últimas décadas, llevándolas a guarismos semejantes a los países desarrollados.

Durante el período 1984-88 se observa un comportamiento diferente en la evolución de la PEA femenina entre Montevideo y el Interior Urbano, a la vez que se pueden encontrar diferentes grupos de mujeres que muestran también distintas reacciones ante aumentos de los ingresos reales de la unidad familiar.

Si bien el presente informe se centra en Montevideo, cabe resaltar el diferente comportamiento de las tasas de actividad

femenina en los dos ámbitos geográficos ^{2/}. Esta parece haber llegado a un nivel estabilizado en la capital, ya que era 45.9% en el segundo semestre de 1984, 47.2% en el primer semestre de 1988 y 47.0% en el primer semestre de 1989. Sin embargo, en el Interior Urbano las tasas de participación aumentaron durante todo el período, pasando de 36.1% en el segundo semestre de 1984, a un 40.1% en igual semestre de 1988.

La evolución distinta de las tasas de actividad femenina entre Montevideo y el Interior Urbano estaría señalando, por un lado, que alcanzaron un nivel de equilibrio en la capital y por otro, que en el Interior las tasas de participación tendrían una trayectoria convergente hacia los registros alcanzados en Montevideo.

CUADRO 1: TASAS DE ACTIVIDAD SEMESTRALES POR SEXO Y EDAD.
MONTEVIDEO

	SEGUNDO SEM.84	PRIMER SEM.87	SEGUNDO SEM.87	PRIMER SEM.88	SEGUNDO SEM.88	PRIMER SEM.89
Ambos sexos:	58.69	59.65	60.79	59.87	58.68	59.81
14-19	39.32	39.94	41.18	40.79	38.45	38.65
20-24	80.91	79.38	79.68	80.85	78.58	80.69
25-49	81.96	82.69	82.86	83.45	82.59	83.65
50 y +	37.34	37.15	39.90	37.26	36.20	37.98
Mujeres:	45.92	46.55	47.09	47.19	45.24	47.04
14-19	30.52	32.53	30.14	31.84	28.96	27.94
20-24	74.00	69.30	68.46	72.99	69.78	71.48
25-49	68.89	70.28	70.44	71.25	69.53	72.05
50 y +	23.63	22.67	25.43	23.61	22.23	24.11
Hombres:	74.65	76.11	77.57	75.53	75.28	75.53
14-19	48.59	48.00	52.16	49.34	48.05	49.33
20-24	88.27	90.22	90.62	90.12	87.86	90.11
25-49	98.09	97.75	97.54	97.73	97.87	97.63
50 y +	56.26	57.59	60.51	56.58	56.21	57.44

FUENTE: CEPAL en base a la Encuesta Nacional de Hogares, DGEC.

^{2/} Véase el estudio de la Oficina de CEPAL Montevideo, "Características y Evolución del Mercado de Trabajo del Uruguay" (LC/MVD/R.41) donde se analizan estos comportamientos en profundidad.

Participación femenina, educación e ingresos del hogar

Es interesante analizar la tasa de participación femenina teniendo en cuenta la evolución de los ingresos reales de los hogares. Entre el segundo semestre de 1984 y el segundo de 1988, se asiste a un crecimiento del 51% en los mismos ^{10/}. Durante la crisis económica registrada en el período previo a la asunción del gobierno democrático en 1985 se produjo un deterioro de los ingresos reales que, según las tesis más aceptadas, impulsaron a la mujer a ofrecerse en el mercado laboral, y traduciéndose este hecho en un fuerte incremento en la tasa de actividad.

CUADRO 2: TASAS DE ACTIVIDAD FEMENINAS POR EDAD, SEGUN NIVEL DE INSTRUCCION. Montevideo.

Nivel	* SEGUNDO SEMESTRE DE 1984.				
	Total	14-19	20-24	25-49	50 y +
0-5	29.4	19.5	-.-	59.7	19.6
6-9	44.0	32.6	76.0	65.7	24.0
10-12	55.8	30.2	74.8	70.1	29.0
13 y +	69.3	-.-	74.1	86.2	33.7
Nivel	* SEGUNDO SEMESTRE DE 1987.				
	Total	14-19	20-24	25-49	50 y +
0-5	26.8	25.0	-.-	52.0	20.0
6-9	41.0	26.4	66.2	62.4	24.2
10-12	59.9	38.9	70.2	75.7	35.1
13 y +	74.2	-.-	72.2	90.0	39.6
Nivel	* SEGUNDO SEMESTRE DE 1988.				
	Total	14-19	20-24	25-49	50 y +
0-5	26.8	30.0	-.-	55.5	19.5
6-9	39.1	27.1	70.8	63.1	20.1
10-12	55.9	33.5	74.2	69.6	30.0
13 y +	70.9	-.-	67.6	89.0	34.7
Nivel	* PRIMER SEMESTRE DE 1989.				
	Total	14-19	20-24	25-49	50 y +
0-5	27.5	31.8	-.-	61.0	18.8
6-9	41.4	28.4	72.1	63.4	23.2
10-12	57.5	27.8	78.7	75.6	29.6
13 y +	74.4	-.-	63.5	91.3	44.0

Fuente: CEPAL en base a la Encuesta Nacional de Hogares, DGEC.

El símbolo (-.-) significa que el tamaño muestral no permite realizar estimaciones confiables.

^{10/} Véase el trabajo de la Oficina de CEPAL MONTevideo, "Estructura socio-ocupacional y Distribución del ingreso en el Uruguay (1984-1988)" (LC/MVD/R.40) en el cual se analiza la evolución de los ingresos por distintos conceptos y perceptores y su evolución en términos reales.

Ante la recuperación experimentada desde 1985 en los ingresos se produce inicialmente un doble fenómeno: por un lado las mujeres más jóvenes (menores de 25 años), provenientes de hogares de ingresos bajos (aceptándose los años de instrucción como una buena variable "proxy" al ingreso potencial e ingreso del hogar) se retiran del mercado de trabajo. Ello se puede atribuir principalmente al hecho de que los hogares con niveles de instrucción bajos, y por ende, de ingresos bajos poseen un mayor número de hijos, lo que eleva el costo de oportunidad de salir a trabajar.

Por otro lado, el comportamiento de las mujeres que vienen de hogares de ingresos medios y altos, con años de instrucción más altos que el grupo anterior, inicialmente reaccionan diferentemente: ante la recuperación de ingresos su "salida" del mercado laboral no es tan atractiva, ya que las condiciones de un mercado reactivado hacen elevar el costo de la inactividad. En lo referente a mujeres de edades jóvenes, se produce una vuelta a la condición de estudiante que hace bajar la tasa de actividad en los grupos de edad con alta probabilidad de asistencia a centros de educación (14 a 19 años de edad).

El comportamiento de ciertos grupos de mujeres parece cambiar en el segundo semestre de 1988. Allí se advierte que la actividad de las que provienen de los estratos de educación alta (10 y más años de instrucción) cae, pero se recupera en el primer semestre de 1989. En ambos períodos la tasa de actividad se mantiene por encima de los niveles del segundo semestre de 1984. En tanto se destaca que en el primer semestre de 1989 alcanza el nivel más alto la participación de las mujeres con 13 y más años de educación formal (74.4%).

Dentro de los grupos más jóvenes (14 a 19 años) las mujeres de educación baja tienen un crecimiento continuo a lo largo de todo el período 1984-89.

Participación femenina y estado civil

Las tasas de participación femenina tienen una fuerte vinculación con la constitución de la familia. Si se observan las tasas de actividad femenina por edad y estado civil se aprecia que son sensiblemente mayores en los grupos de mujeres divorciadas, solteras y viudas, especialmente en el tramo de edad de 25 a 49 años, lo cual se interpreta que las diferencias son inducidas por la no existencia del ingreso del conyuge.

CUADRO 3 : TASAS DE ACTIVIDAD FEMENINA POR EDAD SEGUN ESTADO CIVIL
MONTEVIDEO. Primer semestre de 1989.

	Total	14-19	20-24	25-49	50 y +
Solteras	53.77	27.02	74.49	87.67	34.50
Casadas	47.61	-.-	59.85	65.40	23.81
Unión Libre	53.16	-.-	-.-	65.44	30.00
Divorciadas	72.40	-.-	-.-	90.74	50.00
Viudas	18.04	-.-	-.-	81.25	14.85

Fuente: CEPAL en base a la Encuesta Nacional de Hogares, DGEC.

El símbolo (-.-) significa que el tamaño muestral no permite realizar estimaciones confiables.

Se destaca la diferencia en la tasa de participación de la mujer en una situación de unión libre con respecto a las que están formalmente casadas, en las primeras dicha tasa es sensiblemente mayor, lo cual seguramente está asociado al mayor grado de estabilidad que podría estar asociado al hecho de ser una pareja formalmente casada.

CUADRO 4 :TASAS DE ACTIVIDAD FEMENINA POR NIVEL DE EDUCACION SEGUN
ESTADO CIVIL
MONTEVIDEO. Primer semestre de 1989.

	Total	0-5	6-9	10-12	13 y +
Solteras	53.77	41.17	46.93	56.68	72.29
Casadas	47.61	29.86	40.17	56.77	78.61
Union Libre	53.16	48.00	50.41	65.62	-.-
Divorciadas	72.40	55.06	71.91	79.10	83.10
Viudas	18.04	9.87	19.22	35.42	35.56

Fuente: CEPAL en base a la Encuesta Nacional de Hogares, DGEC.

El símbolo (-.-) significa que el tamaño muestral no permite realizar estimaciones confiables.

Al analizar las tasas de participación simultáneamente por estado civil y por nivel de educación se observan fenómenos similares a los señalados en el párrafo anterior. Además se destaca que la actividad crece con el nivel educativo en las distintas situaciones, siendo en el grupo de las casadas donde se da el crecimiento más pronunciado. Es decir, el cambio en el estado civil afecta la participación de la mujer en los estratos menos educados,

seguramente debido a que el costo de oportunidad de ser inactiva es menor ya que ocupan los tramos más bajos de la estructura salarial, como se estudiará más adelante.

Participación femenina y existencia de niños en el hogar

Como era de esperar, el número de niños en el hogar deprimen la tasa de participación de las mujeres en la fuerza de trabajo. En particular, los efectos más importantes se dan cuando existen niños de cero a dos años y de tres a cinco años. En el primer caso la tasa de participación cae nueve puntos con la existencia de un segundo niño y en el segundo cae casi dos puntos en el mismo caso.

CUADRO 5 : TASA DE PARTICIPACION FEMENINA Y EXISTENCIA DE NIÑOS EN EL HOGAR

MONTEVIDEO. Primer semestre de 1989.

	Ninguno	Uno	Dos	Tres	Cuatro
Niños de 0 a 2 años	46.09	55.39	46.09	-.-	-.-
Niños de 3 a 5 años	45.69	56.59	54.84	-.-	-.-
Niños de 6 a 12 años	44.75	53.12	53.96	49.47	53.57

Fuente:CEPAL en base a la Encuesta Nacional de Hogares, DGEC.

El símbolo (-.-) significa que el tamaño muestral no permite realizar estimaciones confiables.

Participación femenina y jefatura del hogar

Como se aprecia en el Cuadro 6, las tasas de actividad en el caso de las mujeres que son jefes de su hogar son mayores que las de los no jefes salvo en el caso de los menores de 25 años. En este último grupo, los valores son menores, pero con mayor variabilidad muestral, ya que es reducido el número de jefes mujeres de esa edad, quizá porque las mujeres forman su propio grupo familiar formando una pareja y no pasando a vivir solas.

CUADRO 6 : TASAS DE ACTIVIDAD FEMENINA POR EDAD Y PARENTESCO. MONTEVIDEO. Primer semestre de 1989.

	Jefes de hogar	No jefes de hogar
Total	44.04	47.71
14-19	-.-	27.94
20-24	47.37	72.31
25-49	88.93	69.90
50 y +	29.50	21.54

FUENTE: CEPAL en base a la Encuesta Nacional de Hogares, DGEC.

El símbolo (-.-) significa que el tamaño muestral no permite realizar estimaciones confiables.

Modelización.

De la descripción anterior se concluye que la tasa de actividad femenina es el resultado de numerosos factores que la propician o que la dificultan, todo lo cual complica el análisis, poniendo en relieve la necesidad de una modelización econométrica que explique en forma multidimensional arrojando luz sobre este fenómeno.

A estos efectos, a partir de los microdatos de la Encuesta Nacional de Hogares de la Dirección General de Estadística y Censos levantada el primer semestre de 1989 en Montevideo, se ha realizado una modelización en base a la metodología descrita en el capítulo A del presente trabajo. Asimismo, en virtud de la heterogeneidad dentro del grupo femenino, se optó por trabajar con el de las mujeres de 25 a 49 años que constituyen el grupo más activo en materia laboral y que, en virtud de su ciclo de vida, posee determinadas características interesantes del punto de vista laboral. En lo que hace a las mujeres jóvenes (entre 14 y 24 años) se optó por estudiarlas junto al resto de los jóvenes, pues el fenómeno de la participación juvenil es "per se" un campo de estudio especial que será tratado más adelante.

La participación en las mujeres de 15 a 49 años.

En este grupo femenino fue posible la formulación alternativa de varios métodos de estimación en base a la estructura teórica que ya se ilustró en el capítulo A, cada uno de los cuales realiza su aporte a la explicación del fenómeno de la actividad femenina. Se realizó una doble modelización, en donde primeramente se ensaya un modelo que supone la inexistencia del sesgo de selección, y a continuación, un modelo que lo asume como significativo. De los resultados, se concluye que el Modelo 2 aparece con mayores potencialidades explicativas y, por ende, se analizan sus conclusiones con mayor detenimiento.

Modelo 1

En primer término se realizó una modelización simple que consistió en estimar la forma reducida de un modelo simultáneo que se resume en las ecuaciones (3'), (4) y (5) y cuyos fundamentos y puntos de partida se han ilustrado anteriormente. Para ello, con el objetivo de realizar una buena estimación de la probabilidad de que una mujer que perteneciera a este grupo participe en la fuerza de trabajo, se realizó un procedimiento que consistió en lo siguiente:

a) Estimar por Mínimos cuadrados ordinarios la ecuación salarial (3') que busca explicar los determinantes de la remuneración por hora de la mujer ocupada con ingresos a los efectos de elaborar una variable clave en el análisis de la participación que recogiera la retribución de las activas y el costo de no participar para las inactivas.

b) Una vez estimada la ecuación, se estima el "costo de oportunidad" de las mujeres que no se manifiestan activas en base a las variables determinantes que probaron su poder explicativo de los ingresos salariales. Esta estimación tiene por objeto la introducción de esta variable como explicativa del modelo probit que se realizó para explicar la probabilidad de participar, pues es una medida bastante acertada de la decisión de la mujer de participar o no (ecuación (4)).

c) Finalmente se estimó la ecuación (5) explicativa de las horas trabajadas en base a toda la muestra utilizando los métodos tobit de estimación ya descritos anteriormente.

Este primer método ensayado supone la inexistencia del **sesgo de selección**, pues utiliza la estructura explicativa de los ingresos salariales de los ocupados para estimar los costos de oportunidad de los no activos. Ello presupone que las variables explicativas de los salarios en las ocupadas son las mismas y operarían con igual impacto que para las no activas. Como se verá en el otro método utilizado, el sesgo de selección parece importante en Montevideo, pero igualmente es útil observar las consecuencias de este hecho en la estimación de los impactos de las variables.

La ecuación salarial.

En lo que se refiere a la ecuación salarial (3') las posibilidades no son ricas ya que la Encuesta Nacional de Hogares actual no provee el relevamiento de variables de historia ocupacional del individuo, lo que constriñe sustancialmente la formulación de un modelo completo explicativo de los salarios de los ocupados. Así, variables como la antigüedad en el trabajo y la experiencia anterior no pueden integrar el conjunto de variables que hacen al capital humano acumulado en la persona. Así, finalmente se utilizaron las variables siguientes:

W -La variable explicativa de la ecuación salarial es el ingreso real por hora por ocupación principal de las mujeres ocupadas medido en logaritmos. En la elaboración de esta variable se ha encontrado una dificultad, pues la confección de la misma no podía ser directa, ya que la Encuesta Nacional de Hogares extrae el ingreso del asalariado percibido en el mes anterior a la entrevista y las horas trabajadas en la ocupación principal en la semana anterior al relevamiento. Ello obligó a realizar el supuesto de que un asalariado ocupado con ingresos percibidos en el mes anterior tenía el mismo patrón de dedicación en ese período que en la semana anterior a la entrevista. El supuesto también conlleva considerar que la dedicación mensual en horas es igual a cuatro veces la dedicación semanal, por lo que :

$$W_i = \log[\text{INGR.POR OC.PRINCIPAL}/(\text{HORAS TRABAJADAS}*4)]$$

EDAD - Esta variable fue utilizada en forma combinada para representar el capital humano incorporado por el asalariado. En ciertos casos se utilizó también la variable EDAD2, que era simplemente el cuadrado de la Edad, a los efectos de recoger efectos no lineales en la variable explicativa.

EDUCACION - Esta variable resulta sustancial en el marco de la actual Encuesta a los efectos de explicar los niveles salariales del punto de vista de la experiencia y capacitación. A los efectos del logro de mejores ajustes, se desdobló en forma de variables "dummy" de acuerdo a los cuatro niveles de educación corrientemente utilizados en los estudios de la Oficina de CEPAL Montevideo, es decir:

EDUCACION1= 0 a 5 años de instrucción formal.
(Es igual a 1, si tiene este nivel y a 0 si no lo tiene).

EDUCACION2= 6 a 9 años de instrucción formal.
(Es igual a 1, si tiene este nivel y a 0 si no lo tiene).

EDUCACION3= 10 a 12 años de instrucción formal.
(Es igual a 1, si tiene este nivel y a 0 si no lo tiene).

EDUCACION4= 13 y más años de instrucción formal.
(Es igual a 1, si tiene este nivel y a 0 si no lo tiene).

ESTADO CIVIL - El estado conyugal, aparentemente no influye en los niveles salariales de una mujer asalariada. Sin embargo, según se desprende de las conclusiones de la modelización de la forma de inserción laboral de la mujer que se realiza más adelante (parte C), los niveles de remuneración varían de acuerdo a la dedicación que tiene la mujer, en términos de horas, a la actividad laboral. Como también se desprende del análisis de las formas de inserción femenina, el estado civil se encuentra fuertemente asociado a ellas, lo que enriquece el análisis de una ecuación salarial.

Se confeccionó en forma de variables "dummies" (presencia=1 y ausencia =0) en cuatro categorías: Soltero, Divorciado o Viudo, Unión Libre y Casado.

INGRESO REAL DEL HOGAR -Se utilizó esta variable como "proxy" al llamado "efecto nepotismo" corrientemente utilizado en la Economía Laboral. Busca recoger los "efectos de arrastre" que tiene el nivel de ingresos del hogar sobre los niveles de remuneración de sus integrantes. Se ha constatado que en hogares con niveles altos de ingresos es más fácil la existencia de niveles mayores de salarios por hora en sus integrantes, en virtud de existir mejores contactos y mejores condiciones de partida para conseguir mejores ocupaciones.

Cabe señalar que de las variables anteriormente descritas, se desprende que únicamente se han incluido aquéllas que, por su carácter se encuentran tanto en las activas, como en las inactivas. Explícitamente, no se han considerado todas las variables explicativas que hacen a la articulación de la inserción laboral de la mujer ocupada, como ser: categoría de la ocupación, rama y tipo de la ocupación, que en muchos casos, explican en forma significativa la remuneración salarial como se verá más adelante. La no inclusión de ellas a los efectos de la estimación de esta ecuación salarial se debe al hecho de que el "costo de oportunidad" deberá ser calculado para las mujeres inactivas las cuales, naturalmente, carecen de las variables en cuestión.

La estimación de la ecuación se realizó mediante la aplicación de Mínimos Cuadrados Ordinarios (OLS) a 1425 mujeres ocupadas con ingresos de la ocupación principal de Montevideo y los resultados finales de dicha estimación fueron:

Modelo 1 :Estimación de la Ecuación salarial (3').

VARIABLE DEPENDIENTE: W

<u>VARIABLE</u>	<u>COEFICIENTE</u>
CONSTANTE (α_0)	-1.39918 (-12.264)

EDAD	0.00424 (1.785)
EDUCACION2	0.10857 (1.638)
EDUCACION3	0.45479 (6.6790)
EDUCACION4	0.82069 (11.561)
CASADO	0.96440 (2.359)
UNION LIBRE	0.14871 (1.811)
DIVORCIADO	0.14167 (2.575)
ING.REAL DEL HOGAR	0.00028 (8.713)
R ² AJUSTADO	0.23
DW	1.84

(.) = estadístico t

Número de observaciones: 1425

NOTA: La interpretación de los coeficientes referidos a Estado Civil y a Educación, es la clásica de las variables "dummy", es decir, indican el impacto en la variable dependiente, de un cambio en una con respecto a la omitida (Soltero, en Estado Civil y Educación1 en Educación).

De lo anterior, se aprecia que las estimaciones aparecen con los signos esperados y con alto grado de significatividad.

Una vez estimada la ecuación salarial, se elaboró la variable W^* que corresponde a la estimación del salario de reserva, tanto de las mujeres ocupadas como de las desocupadas e inactivas. Esta variable se introdujo en los modelos probit y tobit.

La probabilidad de participar y las horas trabajadas.

El modelo ensayado parte de considerar la existencia de grupos de variables que influyen en la decisión de integrarse o no a la fuerza de trabajo. Los métodos por los que se optó fueron: el del modelo probit para modelizar la probabilidad de actividad y el del tobit para las horas trabajadas ya descritos en el Capítulo A.

Se identificaron tres grupos de variables con poder explicativo que hacen a tres aspectos influyentes en la decisión bajo estudio:

1- Características del individuo. Este grupo incluye la educación, la edad y el estado civil de la mujer como variables que probaron ser significativas para explicar la probabilidad de participación

y las horas trabajadas. En ciertos casos fue de interés introducir el cuadrado de la edad como una variable que recogiera efectos no lineales sobre la variable explicada.

2- Costo de oportunidad. Aquí se ubica la variable W^{\wedge} , que surge de la estimación anterior. Constituye el umbral a partir del cual el individuo toma la decisión de participar y que depende, como ya se observó en la estimación de la ecuación salarial, de variables como la educación, la edad, el estado civil y el ingreso total del hogar. Este W^{\wedge} cubre, por lo menos, los costos involucrados en la decisión de participar en el mercado laboral.

3- Características del hogar. Este conjunto es particularmente importante en el caso de la mujer a raíz del especial rol que cumple en la sociedad. Se han incluido las variables:

- Variables de ingreso del hogar:

- 1) el ingreso total del mismo derivado del trabajo a excepción del ingreso percibido por la propia mujer involucrada (YSH) y
- 2) el ingreso total del hogar que no se origina en actividades laborales (entradas de capital, rentas, transferencias, etc.) (OY)

- Conformación sociodemográfica del hogar:

1) Existencia de niños en el hogar. Este aspecto se representó por tres variables: Número de niños de 0 a 2 años (NINO2), Número de niños de 3 a 5 años (NIN35) y número de niños de 6 a 12 años (NIN612).

2) Otros aspectos. Aquí se probaron varias alternativas, entre las que se puede citar, el status de jefe o no de la mujer, los atributos del jefe del hogar (educación, edad, sexo, estado civil, horas trabajadas, categoría ocupacional, etc.).

Modelo 1: Probabilidad de participar (probit) y Horas trabajadas (tobit). Estimación de las ecuaciones (4) y (5).

		PROBIT	TOBIT
VARIABLES DEPENDIENTES:		P(i)	h _i
<u>VARIABLE</u>	MEDIA	COEFICIENTE	COEFICIENTE
CONSTANTE		-0.6256 (- 0.7)	-76.3142 (- 3.4)
Características del individuo.			
EDAD	35.5	0.1237 (2.4)	5.0984 (4.1)
EDAD2	1386.31	-0.0018 (- 2.6)	- 0.0680 (- 4.0)
EDUCACION	2.6	0.3771 (9.5)	4.9718 (5.5)
ESTADO CIVIL	3.4	-0.3937 (- 9.9)	- 7.7645 (-10.8)
Costo de oportunidad			
SALARIO DE RESERVA (W [^])	0.55	0.1607 (2.5)	2.2948 (3.5)
Características del hogar.			
ING.TOTAL POR TRAB.DEL HOGAR SIN LA MUJER (YSH)	191.8	-0.0011 (- 5.7)	- 0.0241 (- 5.2)
OTROS INGRESOS NO DERIVADOS DE TRABAJO (OY)	27.7	-. -	- 0.0051 (- 1.1)
CANT.NINOS DE 0 A 2	0.2	-0.2935 (- 4.6)	- 6.2419 (- 3.7)
CANT.NINOS DE 3 A 5	0.3	-0.1134 (- 1.9)	- 2.3154 (- 1.5)
CANT.NINOS DE 6 A 12	0.7	-0.0887 (- 2.4)	- 2.1365 (- 2.3)
HORAS TRAB.POR EL JEFE	47.5	-. -	0.3727 (10.1)
Log.de la Verosimilitud:		-1105.9	-6943.9
Número de observaciones:		2166	2166
Porcentaje correctamente predicho:		73%	
Estimación de σ^2			1054.57

Modelo 2

Esta especificación alternativa consiste en tener en cuenta la posible existencia del sesgo de selección ya descrito anteriormente. La estrategia de estimación consiste en los siguientes pasos:

a) Estudio de la probabilidad de participación de la mujer a través de un modelo probit. Con el modelo estimado resultante se elabora la expresión de LAMBDA, es decir, el sesgo de selección.^{11/}

b) Se estimó la ecuación salarial (3') que incorpora explícitamente el sesgo de selección como variable explicativa lo cual permite probar la existencia o no del mismo y por lo tanto mejorar las conclusiones del modelo 1.

c) Finalmente, se estima la ecuación (5) mediante la aplicación del modelo tobit a las horas trabajadas.

Sesgo de selección y probabilidad de participar.

A los efectos de estimar la probabilidad de participación en el mercado laboral se utilizó un modelo probit que incluyó, al igual que el Modelo 1, distintos grupos de variables explicativas, excepto la variable "costo de oportunidad" ya que ésta es la causante del sesgo de selección que se pretende corregir.

1- Características del individuo. Este grupo incluye la educación, la edad, el estado civil de la mujer y la posición de la mujer en el hogar (si ella es jefe o no del mismo) como variables que probaron ser significativas para explicar la probabilidad de participación y las horas trabajadas.

2- Características del hogar. Se han incluido las variables:

- Variables de ingreso del hogar:

1) el ingreso total del mismo derivado del trabajo a excepción del ingreso percibido por la propia mujer involucrada (YSH) y

2) el ingreso total del hogar que no se origina en actividades laborales (entradas de capital, rentas, transferencias, etc.) (OY)

- Conformación sociodemográfica del hogar:

1) Existencia de niños en el hogar. Este aspecto se representó por tres variables: Número de niños de 0 a 2 años (NINO2), Número de

^{11/} Se recuerda que la expresión del sesgo es:

$$\text{LAMBDA} = \frac{\phi[(\alpha X_i^* - \beta Z_i)/\sigma]}{\Phi[(\alpha X_i^* - \beta Z_i)/\sigma]}$$
 siendo $\phi(\cdot)$ la función de densidad y $\Phi(\cdot)$ la función de distribución acumulada de una Normal estandarizada, según la notación de la ecuación (4) del texto.

niños de 3 a 5 años (NIN35) y número de niños de 6 a 12 años (NIN612).

2)Existencia de ayudas en el hogar. La única variable incluida fue la existencia de servicio doméstico en el hogar (NDOMEST), puesto que la cantidad de inactivos o de mayores de 60 años, así como la cantidad de mujeres mayores de 14 años sin asistencia a centros de enseñanza no resultaron significativas para explicar la probabilidad de actividad de la mujer.

3)Otros aspectos. Aquí se probaron varias alternativas, entre las que se puede citar, los atributos del jefe del hogar (educación, edad, sexo, estado civil, horas trabajadas, categoría ocupacional, etc.). Finalmente se encontró un alto poder explicativo en las variables: Cantidad de desocupados en el hogar y de perceptores de ingresos en el hogar.

Modelo 2: Probabilidad de participar (Ecuación 4).

MODELO PROBIT

VARIABLE DEPENDIENTE= ACTIVA=1, INACTIVA=0

VARIABLE MEDIA COEFICIENTE

CONSTANTE 0.0443
(0.14)

Características del individuo.

EDAD 36.59 -0.0268
(-5.71)

EDUCACION 2.60 0.4156
(11.29)

ESTADO CIVIL 3.21 -0.0958
(-2.58)

JEFE(1) O NO JEFE(0) 0.11 0.7039
(4.66)

Características del hogar

ING.TOTAL POR TRAB.DEL

HOGAR SIN LA MUJER

(YSH) 169.60 -0.0010
(-6.12)

OTROS INGRESOS NO
DERIVADOS DE TRABAJO 39.10 -0.0007
(-4.13)

CANT.NINOS DE 0 A 2 0.22 -0.3193
(-5.22)

CANT.NINOS DE 3 A 5 0.24 -0.1192
(-2.04)

CANT.NINOS DE 6 A 12 0.63 -0.0480
(-1.41)

SEXO DEL JEFE 1.20 0.0001
(0.00)

SERV.DOMESTICO 0.03 0.8281
(3.33)

NUMERO DE DESOCUPADOS 0.16 0.3604
(4.68)

NUMERO DE PERCEPTORES 2.22 0.4824
(14.47)

Log.de la Verosimilitud: -1250.7

Número de observaciones: 2624

Porcentaje correctamente predicho: 80%

(.)= estadístico t

EDUCACION: años de instrucción formal recategorizados en 4 niveles
crecientes: 0 a 5 años, 6 a 9, 10 a 12 y 13 y más.

ESTADO CIVIL: Soltero(1), Divorciado o viudo(2), Unión Libre (3),
Casado(4).

Del resultado del modelo probit al que se arribó, se concluye que
la decisión de participación en el mercado por parte de la mujer
depende fuertemente de un conjunto de variables que llevan a que
éstas constituyan buenos predictores de la misma.

En primer lugar, las variables que hacen a las características de la mujer adulta (25 a 49 años) son representativas del llamado "ciclo vital", ya que, como es señalado por Nerlove y Lehrer (1982) ^{12/} una mujer puede ofrecer trabajo en un momento dado de su vida y no en otro, siendo el ingreso familiar u otro ingreso y no tanto el suyo propio muy importante una vez que ha nacido sus hijos, ya que ello operaría en contra de la incorporación al mercado.

La edad, status de jefe o no jefe del hogar y el estado civil pretenden captar este efecto de ciclo vital, tan importante en la participación femenina. Se observa que si la mujer es jefe del hogar, existe mayor propensión a participar, a igualdad de otros factores. Por otra parte, si la mujer tiende a casarse, desde su status previo de soltera, existe una propensión a la inactividad, por lo que este factor opera negativamente a la decisión de ser activas. Se observa, asimismo, que a medida que aumenta la edad de la mujer, se tiende a una mayor participación, ya que se supone cumplidas determinadas fases del ciclo vital que estimulan a una mayor actividad, especialmente en los grupos de mujeres con mayor educación formal.

La educación, se presenta como una variable muy significativa para explicar la probabilidad de inserción. Del análisis descriptivo anteriormente expuesto ya se había concluido que un mayor nivel educativo, alienta una mayor actividad de la mujer. Este hecho se confirma en el modelo econométrico elaborado. Esta variable es la única, junto a la edad que es factible incluir en el modelo que reúna el elemento "experiencia" acumulada, con la salvedad de que en la mujer casada es particularmente frecuente la interrupción de la carrera laboral y educativa ante el nacimiento de los hijos y, por ende, cabría la posibilidad de que no fuera buena variable "proxy" a lo deseado.

Las variables que hacen a la conformación del hogar de la mujer buscan captar el costo de oportunidad de su tiempo, teniendo en cuenta el rol tradicional doméstico que la sociedad asigna a la mujer. Los signos esperados son los obvios, es decir que la propensión hacia una mayor actividad disminuye a medida que aumenta el número de niños en el hogar, especialmente los menores de 6 años, aunque también se constata en los menores de 12 años. Este hecho es marcado aunque es necesario puntualizar que, por la conformación de la Encuesta de Hogares, no todo niño incluido en las variables correspondientes es necesariamente el hijo de la mujer en estudio. Sin embargo, es notable la influencia de la presencia de niños en la actividad.

Por otra parte, la actividad se ve ayudada en la medida de que el hogar cuenta con ayudas. Los ayudas familiares, comúnmente citados como atenuantes del costo de oportunidad de salir a trabajar, no aparecieron significativos en el modelo elaborado para Montevideo. Sí lo hace la existencia de ayudas pagos, es decir, el servicio doméstico. De esto se concluye que las estrategias de recomposición de los roles familiares domésticos por parte de la mujer activa se lleva a cabo a través de la contratación de

^{12/} Véase, E.Lehrer y M.Nerlove (1980) "Women's Life Cycle Time Allocation:an econometric study" Women & Household Labor, California,Sage. y "The labor supply and Fertility Behavior of Married Women" Research in Population Economics, vol.4.(1982)

personas y no tanto por las ayudas familiares. Este hecho se puede estar debiendo a que el tamaño promedio de los hogares de la Capital es pequeño y que los hogares extendidos, si bien son frecuentes en grupos de bajos ingresos, están asociados a baja educación y baja actividad.

Existe otro conjunto de variables que hacen a la necesidad económica que impera en el hogar y que impulsa a una mayor actividad de sus integrantes, entre ellos la mujer adulta. En este conjunto, se muestra con alto poder explicativo, la cantidad de desocupados en el núcleo familiar, y los ingresos salariales y no salariales del hogar (deducidos los ingresos percibidos por la mujer misma). El impacto de la variable "ingreso salarial del hogar" constituye un efecto sustitución cruzada con respecto a los ingresos de otros integrantes del hogar, no así el "ingreso no salarial" que únicamente recoge la mayor o menor necesidad de que la mujer se incorpore al mercado de trabajo por razones económicas.

En suma, las estimaciones del modelo probit indican que la participación femenina es fuertemente explicada por variables que hacen al ciclo vital, a los antecedentes propios de la mujer y, especialmente, por las características del hogar de origen.

A partir de la estimación recién ilustrada se elaboró otra variable que ya se estudió como "sesgo de selección" (LAMBDA):

$$\text{LAMBDA} = \phi(I_i) / \Phi(I_i)$$

donde I_i es el conjunto de variables que fueron estudiadas en el modelo probit. Esta variable recoge el posible sesgo que pueden tener las estimaciones por la autoselección de las mujeres.

La ecuación salarial.

Si bien la ecuación salarial se conformó en forma análoga a la del Modelo 1, aquí se introdujo explícitamente el sesgo de selección, el cual resultó significativo en el caso de Montevideo. Ello hace preferible la utilización del Modelo 2 con fines explicativos que el Modelo 1, que suponía la ausencia de sesgo. En suma, el conjunto de variables con las que se presentan las mujeres al mercado laboral previamente a su decisión de participar en el mismo, las condicionan e influyen en la misma, efecto recogido por la variable LAMBDA.

Modelo 2 :Estimación de la Ecuación salarial (3').

VARIABLE DEPENDIENTE: W

<u>VARIABLE</u>	<u>COEFICIENTE</u>
CONSTANTE (α_0)	-1.96625 (-16.8267)
EDAD	0.00581 (2.4281)
EDUCACION	0.34989 (15.669)
ING.TOTAL DEL HOGAR SIN EL DE LA MUJER	0.00034 (4.189)
LAMBDA	0.18828 (2.238)
R ² AJUSTADO	0.20
DW	1.83

(.) = estadístico t

Número de observaciones: 1425

Las horas trabajadas.

A los efectos de complementar el análisis de la probabilidad de participación de la mujer, modelizándola con la corrección del sesgo de selección, se ha estimado la ecuación (5) que, como ya se describió en el capítulo A metodológico, va a representar el comportamiento de la elección de la cantidad de horas dedicadas a trabajar. Esta modelización va a permitir el estudio de dos aspectos en forma conjunta y separada a la vez: la elección de la actividad (horas de trabajo mayores que cero) y la cantidad efectiva de horas dedicadas al trabajo y sus determinantes.

El método utilizado es el modelo tobit cuya variable explicada es una variable de tipo censurada: las horas trabajadas totales por parte de las mujeres. En general la dirección de los coeficientes estimados es similar a la de las estimaciones realizadas del modelo probit anterior. Sin embargo, se aprecia una gran importancia del "costo de oportunidad" en la decisión de la cantidad de horas trabajadas. Esta variable, construida de forma que corrigiera el sesgo ya citado, aparece como una de las principales a la hora de la elección de la cantidad de horas trabajadas. El trabajar con toda la muestra (incluyendo a las inactivas, con horas nulas) permite una mayor riqueza de análisis, en virtud de que no presupone comportamientos análogos en los dos grupos de mujeres (activas e inactivas).

Modelo 2: Horas trabajadas (Ecuación 5).
MODELO TOBIT
VARIABLE DEPENDIENTE= HORAS TRABAJADAS

<u>VARIABLE</u>	<u>MEDIA</u>	<u>COEFICIENTE</u>
CONSTANTE		-6.822 (-1.026)
Características del individuo.		
EDAD	36.59	-0.2008 (-1.778)
EDUCACION	2.60	2.1532 (1.453)
ESTADO CIVIL	3.21	-1.6448 (-1.645)
JEFE(1) O NO JEFE(0)	0.11	15.3362 (5.072)
Características del hogar		
ING.TOTAL POR TRAB.DEL HOGAR SIN LA MUJER (YSH)	169.60	-0.02830 (-4.641)
OTROS INGRESOS NO DERIVADOS DE TRABAJO (OY)	39.10	-0.00185 (-3.835)
CANT.NINOS DE 0 A 2	0.22	-6.42704 (-4.078)
CANT.NINOS DE 3 A 5	0.24	-2.25421 (-1.546)
CANT.NINOS DE 6 A 12	0.63	-0.96392 (-1.1513)
SEXO DEL JEFE (1=Hombre,2=Mujer)	1.20	1.71190 (0.65)
SERV.DOMESTICO	0.03	14.23720 (3.35)
NUMERO DE DESOCUPADOS	0.16	-18.08989 (-9.834)
NUMERO DE PERCEPTORES	2.22	11.11370 (14.41)
W^ (SALARIO DE RESERVA)	0.52	16.05272 (2.019)
Varianza estimada (σ^2)		1022.48
Log.de la Verosimilitud:		-8264
Número de observaciones:		2624
(.)= estadístico t		

Interpretación.

Los coeficientes tobit tienen una interesante interpretación, ya que se demuestra que la información que se extrae de ellos muchas veces es menor de la que se podría. Se pueden estudiar los cambios en la probabilidad de que se observen horas trabajadas, es decir que sean mayores que cero, y los cambios en el valor de las horas trabajadas una vez que el cero ha sido superado. En resumen, se pueden utilizar estos modelos para descomponer los cambios en las horas trabajadas en los dos componentes:

a) la probabilidad de que una mujer se inserte en el mercado de trabajo (es decir, que cuente con horas trabajadas) y

b) la intensidad de la inserción laboral, es decir, la cantidad de horas trabajadas, una vez que se sabe que las mujeres trabajaron efectivamente.

La fracción del impacto total que se debe al efecto del cambio en las variables por encima de cero, es decir, de cambios en el conjunto de variables explicativas en las horas trabajadas, sabiendo que efectivamente cuentan con ellas ^{13/} es, para el caso de las mujeres de Montevideo del 45.6%, si se valúa en la media de las variables explicativas.^{14/} En otras palabras, ese porcentaje de los coeficientes de impacto del modelo tobit, se debe a factores que influyen en las horas trabajadas de las que ya son activas. Por ejemplo, si se observa, el coeficiente de la variable EDUCACION, el 45.6% del impacto total (2.15326) influye a la intensidad de la inserción laboral en las activas y no tanto a la probabilidad de participación.

Perspectivas.

El sistema que constituye el modelo estimado en el presente trabajo permite ensayar una serie de hipótesis sobre el comportamiento de la participación femenina en el mercado laboral de Montevideo:

1) Primeramente, es de esperar que exista una tendencia hacia una creciente actividad de la mujer originado principalmente en la creciente capacitación formal de la PEA femenina del país. Esta conclusión se desprende del importante impacto de la variable Educación en la probabilidad de participar de la mujer.

2) En lo referente al conjunto de variables que representan la conformación demográfica de los hogares en los que la mujer se halla inserta, no es de esperar modificaciones de importancia dadas las características estáticas del cuerpo social uruguayo. Por lo tanto, el tamaño del hogar y la existencia de niños en el mismo no

^{13/} El concepto de contar con horas trabajadas es equivalente al concepto de participación laboral. Sin embargo, del Marco teórico se desprende que la modelización de las horas trabajadas enriquece el análisis debido a la simultaneidad del sistema (3') (4) (5).

^{14/} Recuérdese que la fracción del impacto total es:
[$1 - z_i \{ \phi(z_i) / \Phi(z_i) \} - \{ \phi(z_i) / \Phi(z_i) \}^2$] como ya se estudió al tratar los instrumentos econométricos utilizados.

influirán a través de ellos mismos, sino a través de la situación económica del hogar.

3) Del modelo se concluye que el cuidado de los niños de menos de 12 años del hogar tiene un fuerte impacto inhibitor de la participación laboral de la mujer. Por consiguiente, la extensión de la jornada escolar podría operar hacia una mayor participación si los ingresos reales de los hogares lo hacen necesario.

4) Con respecto a los ingresos de los hogares, este estudio y otros anteriores de la Oficina de CEPAL Montevideo, ayudan a concluir que, de existir una baja en ellos, la estrategia de recomposición consistirá en la incorporación de las mujeres como "trabajadores secundarios". Ello naturalmente coexistirá con altas tasas de desempleo. Por otro lado, el "costo de oportunidad" (que demostró su significatividad en el modelo) será mayor en las mujeres de bajos ingresos, las que, por la conformación de sus hogares, tienen mayor número de hijos y, por ende, menor probabilidad de inserción y de actividad laboral. De esto se concluye que el contingente femenino a incorporarse ante una recesión sería altamente capacitado y, por lo tanto, proveniente de sectores medios y altos en materia de ingresos.

5) Es importante el rol del "salario de reserva" en la explicación de la "intensidad" de la inserción laboral femenina, y no tanto en la decisión de participación en sí.

C- LA INSERCIÓN LABORAL DE LA MUJER.

Tiempo Completo y tiempo parcial en el empleo femenino

En el caso de las mujeres, es importante modelizar la elección entre un trabajo a tiempo completo y uno a tiempo parcial, ya que se cita comúnmente a la alta propensión a la actividad parcial de las mujeres como una de las causas más importantes de segregación por parte de la demanda laboral. Por otra parte, la tendencia creciente en las tasas de actividad ya reseñadas hace particularmente interesante observar la potencialidad de los contingentes femeninos de la PEA, ya que la actividad parcial no es idéntica, tanto desde el punto de vista económico como del social, a la incorporación total a la actividad. También es importante enfocar este fenómeno en virtud de las altas tasas de cesantía femeninas, que hacen pensar en una búsqueda selectiva que implica requerimientos sobre la duración de la jornada de trabajo que dificultan el hallazgo de puestos de trabajo. En el Uruguay, es importante también modelizar la elección entre ambos tipos de trabajo para la población masculina, ya que indirectamente se estaría modelizando el comportamiento del individuo frente al pluriempleo aunque no es el motivo del presente estudio.

En esta sección del estudio se pretende mostrar los resultados empíricos a los cuales se arribaron a través del análisis de la Encuesta Nacional de Hogares del segundo semestre de 1988, para el país urbano.

Es de señalar que el trabajo asalariado a tiempo parcial en la ocupación principal de las mujeres es importante. En Montevideo un 33% de las ocupadas lo eran en empleos en los cuales se trabajaba menos de 30 horas a la semana. En el Interior Urbano, el porcentaje es todavía mayor: casi un 40%. Un aspecto que será relevante investigar en el futuro es si este fenómeno está aumentando como resultado de la creciente participación de la mujer en el empleo.

	Tiempo completo	Tiempo Parcial
Montevideo		
Mujeres	67%	33%
Hombres	89%	11%
Interior Urbano		
Mujeres	61%	39%
Hombres	91%	9%

Metodología utilizada.

La población investigada fue el conjunto de las mujeres ocupadas como asalariadas (en el sector público o privado). Se definió el tiempo parcial al trabajo de 29 o menos horas por semana y al complemento, el tiempo completo. Se excluyeron del análisis los empleados domésticos que habitan en el hogar entrevistado, en virtud de que existe una clara independencia entre el empleado doméstico y el hogar entrevistado a la hora de relacionarlo con la elección del tiempo parcial frente a tiempo completo. También se excluyeron los asalariados ocupados que no habían percibido ingresos en el mes anterior a la entrevista, en virtud de que no se podía contar con una variable clave: la remuneración horaria.

A los efectos de investigar las variables que elevan o disminuyen la probabilidad de que una mujer se encuentre en un trabajo a tiempo completo, se utilizó el análisis de los modelos logit de elección discreta binaria. La variable explicada considerada es una variable dummy que toma el valor 1 cuando la persona está en tiempo completo y 0 en el caso contrario. Como variables independientes se incorporaron tres tipos :

1- una variable que representara adecuadamente el capital humano incorporado: los años de instrucción formal de la mujer. Lamentablemente, no fue posible contar con variables proxies a la experiencia, como ser antigüedad en el empleo, experiencia laboral previa, etc.

2- un conjunto de variables que hacen a la conformación del hogar de la mujer empleada:

- Número de menores de 14 años en el hogar.

- Número de inactivos en el hogar

- Existencia de Servicio Doméstico en el hogar

Estas variables pretenden recoger los efectos de los ayudantes familiares en la tarea doméstica y la existencia o no de menores que llevan a dificultar la tarea a tiempo completo por parte de la mujer. Es de señalar que la existencia de servicio doméstico no resultó ser buena variable explicativa, como ya se señalará.

3- un conjunto de variables que reflejan la inserción laboral de la mujer:

- Categoría de la ocupación (si es asalariado público o privado)

- Tipo de Ocupación Recodificada de acuerdo a los 19 grupos cuya metodología y lista se expone en el Apéndice.

4- un conjunto de variables que hacen al "costo de oportunidad" de ambas situaciones posibles:

- Ingreso real del resto de los integrantes del hogar excepto el de la mujer empleada.

- Diferencial entre la remuneración horaria real a tiempo total y a tiempo parcial. Esta variable merecerá una explicación especial.

La elaboración de la variable del Costo de oportunidad de uno u otro estado.

Se ha constatado que la remuneración por hora de un empleado a tiempo parcial difiere de la percibida por otro a tiempo completo, aún en similares ocupaciones y capacidades.^{15/} Aparte de este hecho, la remuneración salarial total lógicamente difiere en ambos casos, pues se encuentra en relación al tiempo dedicado. Ello llevó a considerar una clase de "costo" constituido por el diferencial de ambas remuneraciones pero en términos horarios.

Se definió la variable COSTO a la diferencia entre la remuneración por hora efectivamente percibida y la remuneración que recibiría el asalariado en el supuesto que fuera un trabajador cuya dedicación sea diferente. Así, para la mujer que trabaja part time:

^{15/} Véase "Hourly Earnings of Female Part-time versus Full-time employees" Brian Main, The Manchester School Vol.LVI, Manchester, U.K, Diciembre 1988.

COSTO = LYPORHORA - LREMFULL

donde:

LYPORHORA = Remuneración horaria efectiva en logaritmos.

LREMFULL = Remuneración esperada, para las variables determinantes del ingreso salarial horario, de ser full time.

Para la mujer que trabaja full time,

COSTO = LYPORHORA - LREMPART

donde:

LREMPART = Remuneración esperada, para las variables determinantes del ingresos salarial horario, de ser part time.

Naturalmente que las variables LREMFULL y LREMPART deberán ser estimadas. Para ello se elaboró una modelización que explicara la remuneración horaria de ambos subconjuntos de mujeres.

Al intentar la elaboración de esta variable indicatriz se ha encontrado una dificultad, pues la confección de la variable "Remuneración por hora trabajada" no podía ser directa, ya que la Encuesta Nacional de Hogares extrae el ingreso del asalariado percibido en el mes anterior a la entrevista y las horas trabajadas en la ocupación principal en la semana anterior al relevamiento. Ello obligó a realizar el supuesto de que un asalariado ocupado con ingresos percibidos en el mes anterior tenía el mismo patrón de dedicación en ese período que en la semana anterior a la entrevista. El supuesto también conlleva considerar que la dedicación mensual en horas es igual a cuatro veces la dedicación semanal.

Del análisis se estimaron los siguientes modelos:

Modelo I: Empleadas a tiempo Completo.

VARIABLE DEPENDIENTE: LYPORHORA

<u>VARIABLE</u>	MONTEVIDEO	INTERIOR URBANO
CONSTANTE	-1.903 (-14.12)	-1.653 (-7.69)
EDAD donde:	0.053 (9.03)	0.062 (8.03)
EDAD^2	-0.0005 (- 7.40)	- 0.0007 (-6.69)
EDUCACION	0.1512 (8.42)	0.1522 (6.09)
OCUPACION RECODIFICADA	-0.0617 (-13.72)	-0.1412 (-11.72)
CATEG*OCUPAC	0.0119 (3.26)	0.0060 (6.64)
RAMA RECOD.	-0.0587 (- 3.69)	-0.0799 (- 3.35)
CATEGORIA (público o privado)	--	-0.2927 (- 2.89)
R ² ajustado	0.423	0.487
DW	1.876	1.690

()= estadístico t

Modelo II: Empleadas a tiempo parcial.

VARIABLE DEPENDIENTE: LYPORHORA

<u>VARIABLE</u>	MONTEVIDEO	INTERIOR URBANO
CONSTANTE	-1.723 (- 8.20)	-1.270 (-3.75)
EDAD donde:	0.035 (3.99)	0.046 (5.47)
EDAD^2	-0.0004 (- 3.51)	-0.0004 (-3.90)
EDUCACION	0.2189 (7.95)	0.1987 (7.17)
OCUPACION RECODIFICADA	-0.0446 (- 6.08)	-0.1832 (- 9.19)
CATEG*OCUPAC	0.0127 (2.54)	0.1002 (7.00)
RAMA RECOD.	--	0.1425 (3.84)
CATEGORIA (público o privado)	--	-0.7568 (- 4.16)
R ² ajustado	0.357	0.621
DW	1.965	1.732

()= estadístico t

LYPORHORA= $\log\{YSSOP/(HRSOP*4)\}$ o sea el cociente entre el Ingreso por salarios de la ocupación principal y el total de horas trabajadas en el mes, medido en logaritmos.

EDAD^2 = edad al cuadrado, para recoger efectos no lineales sobre los niveles de remuneración.

EDUCACION= años de instrucción formal recategorizados en 4 niveles crecientes: 0 a 5 años, 6 a 9, 10 a 12 y 13 y más.

OCUPACION= ocupación recodificado de acuerdo a la estructura socio-RECOD. ocupacional expuesta en el presente documento y en su Anexo.

CATEG*OCUP= Efecto combinado de la categoría (público o privado) y el tipo de ocupación recodificado.

RAMA RECOD= Rama recodificada en :Industria, Comercio y Servicios.

Modelo cualitativo de elección dicotómica: part time vis a vis full time.^{16/}

Se elaboró un modelo logit que parte de que la mujer elige entre part y full time ($Y_i = 0$ ó 1 respectivamente) en base a un indicador latente I formado por una serie de variables que engloban características del hogar, costos de oportunidad y características de la inserción laboral. Este indicador I latente para el i -ésimo individuo se puede expresar como:

$$I_i = x_i' \beta$$

Este indicador es lineal en β y se supone que cuanto mayor sea, mayor será la probabilidad de ser full time. Evidentemente que dependerá de las características de cada mujer ocupada. Ya que la probabilidad debe caer en el intervalo $(0,1)$, la relación entre el indicador I y la $P(\text{ser full}/I)$ debe asumir la forma de una Función de distribución. Cada mujer será propensa a ser full time o no de acuerdo a un "umbral" I^* tal que si I es mayor que dicho umbral, entonces será full time. Por lo tanto:

$$P(Y_i=1) = P(I^* \leq I_i) = F(I_i) = F(x_i' \cdot \beta)$$

El modelo logit supone que la función $F(\cdot)$ es una función logística por lo que:

$$P(Y_i = 1) = P_i = P(I^* \leq x_i' \cdot \beta) = 1 / (1 + \exp(-x_i' \cdot \beta))$$

Esta función de distribución tiene propiedades convenientes. Naturalmente que la estimación de estos modelos hacen uso de técnicas no lineales de estimación, en particular, del método de máxima verosimilitud que eligirá el vector β tal que sea máxima la expresión:

$$L = \prod_i [F(x_i' \cdot \beta)]^{y_i} [1 - F(x_i' \cdot \beta)]^{1-y_i} \quad \text{para } i=1, \dots, n$$

El método de estimación utilizado será el de Newton-Raphson que es un método numérico de maximización muy utilizado en modelos de tipo no lineal.

^{16/} Los modelos logit junto a los probit ya descritos constituyen otra variedad de modelos de variable dependiente cualitativa. Sin embargo poseen similar base teórica.

Estimaciones.

MODELO LOGIT

VARIABLE DEPENDIENTE = TIEMPO COMPLETO=1, TIEMPO PARCIAL=0

VARIABLE	MONTEVIDEO	INTERIOR URBANO
Constante	3.640 (6.30)	3.898 (9.52)
Educación	-0.434 (-5.29)	-0.301 (- 4.11)
Menores de 14 años en hogar	-0.143 (-2.66)	-0.152 (-3.54)
Número de (*) inactivos	0.053 (0.71)	---
Categoría (público o privado)	-0.287 (-1.91)	-0.418 (- 2.71)
Ocupación recodificada	-0.100 (-6.86)	-0.256 (-15.34)
Log.del Ingreso (*) del hogar excepto el de la mujer	-0.002 (-0.03)	---
Costo de Oportunidad.	2.681 (18.10)	1.073 (11.01)

() = estadístico t asintótico

Log.de la Verosimilitud	-826.99	-982.13
(-2log(Razón de Verosim.))#	647.5	406.18
Número de observaciones	1789	1763
Porcentaje correctamente predicho	80.8%	71.9%

(*) Estas variables si bien no son significativas por su desvío asintótico su inclusión se debe a que la misma mejoraba sensiblemente el porcentaje correctamente predicho por el modelo.

El test de la razón de verosimilitud se realiza para probar significaciones del modelo cuando se tienen hipótesis nulas y alternativas compuestas. El resultado presentado calcula el estadístico de la razón como:

$$-2 (\ln(L(w)) - \ln(L(\Omega))) \quad X^2 \text{ con } k-1 \text{ g.l}$$

donde $L(w)$ es la función de verosimilitud suponiendo todos los coeficientes (excepto la constante) nulos y $L(\Omega)$ es la que supone el modelo completo. Se han realizado las pruebas correspondientes a grupos de variables (demográficas, de costo de oportunidad y del mercado de trabajo) y todas resultaron significativas al 5%.

Interpretación

Los coeficientes recién estimados no indican el incremento en la probabilidad de ser full time ante aumentos unitarios de las variables explicativas, sino el efecto del cambio de ellas en la inversa de la función de Distribución valuada en $(x_i'.\beta)$ para cada individuo. No obstante, el signo de los coeficientes sí indican el sentido del impacto de dichos cambios en la probabilidad.

Los cambios en la probabilidad de la i-ésima mujer causados por cambios en las variables x_i vienen dados por:

$$dP_i/dx_{ij} = [\exp(-x_i'.\beta)/(1+\exp(-x_i'.\beta))^2] * \beta_j$$

A los efectos de ilustrar dicha probabilidad, se ha calculado la misma en los valores promedios de cada una de las variables explicativas:

Variablen	Promedio	Impacto de un cambio unitario partiendo del valor promedio en la Probabilidad de ser fulltime ^{a/}
Educación		
Montevideo	2.69	-0.08476
Interior	2.44	-0.07009
Número de menores de 14		
Montevideo	0.86	-0.02793
Interior	1.11	-0.03539
Categoría		
Montevideo	1.29	-0.05605
Interior	1.32	-0.09733
Ocupación		
Montevideo	11.05	-0.01953
Interior	12.81	-0.05961
Costo de Oportunidad		
Montevideo	0.042	0.52365
Interior	1.279	0.24986

^{a/} El valor de $[\exp(-x_i'.\beta)/(1+\exp(-x_i'.\beta))^2]$ es de:
 Montevideo= 0.195321
 Interior = 0.232864

Los resultados son elocuentes en ilustrar acerca de las variables o conjuntos de ellas que son útiles para explicar la elección entre full o part time de la jornada laboral femenina. Al realizar el modelo, originalmente se incluyeron otras variables que no resultaron significativas, como ser, la presencia de mayores de 60 años y servicio doméstico en el hogar, el estado civil de la mujer y el status de jefatura o no del hogar. Ellas se presuponían importantes por ser proxies a "los ayuda familiares" y al papel más protagónico de la mujer en el hogar, que facilitarían e inducirían a la mujer el ingreso al full time.

Los signos de los coeficientes del modelo y, por ende, de los cambios en la probabilidad de ser trabajadora a tiempo completo, son los generalmente esperados en la mayoría de los casos:

1) Cuanto mayor es el número de menores en el hogar, hay una menor probabilidad de que la asalariada lo sea en forma de full time.

2) Respecto a la categoría, es decir la condición de asalariado público o privado, se advierte que en si ésta es de asalariado público tiene un impacto negativo en la probabilidad de ser full time. Esto puede reflejar el hecho de que el sector público brinda mayores opciones en cuanto a dedicación horaria que el sector privado, lo que se adecua a los requerimientos de la oferta de trabajo femenina.

3) La ocupación recodificada utilizada, que se analiza con profundidad en la próxima sección y en el Anexo, indica que, a medida que la mujer se inserta en tipos de ocupación con menores niveles salariales, la probabilidad de ser full time disminuye. Este hecho reflejaría la característica de las ocupaciones más bajas en términos de ingresos, ya que allí se encuentran ciertos servicios como el servicio doméstico, los vendedores y empleados de comercios y obreros varios, que, por sus bajas remuneraciones no hacen atractivo su inserción en ellas. Esto hace aumentar el costo de oportunidad de ser full time, puesto que no hay mucha diferencia en los ingresos y en cambio, es alto el costo de no realizar por sí misma las tareas domésticas, que incentivaría al part time.

4) La variable "Costo" precisamente intenta reflejar el trade-off entre tiempo parcial y tiempo total. El signo obtenido refleja que el costo de oportunidad positivo (discrepancia entre la remuneración horaria que percibe y lo que percibiría de cambiar su dedicación) implica un aumento en la probabilidad de ser full time, lo que indica que es mayor el costo de los part-time en virtud de que se advierte que la remuneración horaria es menor en ellos, lo que parece ser una conclusión importante de este modelo. Esta variable resultó tener una gran significación en la explicación del mismo puesto que la probabilidad de ser full time aumenta en forma acentuada ante cambios en este diferencial de remuneraciones.

5) En la variable Educación se presentan resultados no esperados, en el sentido de que una mayor exposición a instrucción formal implica, para la mujer, una mayor probabilidad de trabajo a tiempo parcial. Esto se puede explicar por el hecho de que exista mayor pluriempleo en los niveles más altos de instrucción que hacen menos atractivo el full time. Si bien el ingreso total del hogar no resultó ser una variable explicativa per se, no obstante se puede suponer una correlación positiva con niveles educativos que hace que la mujer no desee el full time porque las condiciones del hogar le posibilitan menor dedicación laboral. Al contrario, a menor instrucción, menor ingresos y por ende, mayor propensión al trabajo de jornada completa.

Se observa que el valor predictivo del modelo planteado es bastante elevado, especialmente en Montevideo, ya que el 81% de los casos fueron correctamente estimados por el mismo, mientras en el Interior la proporción fue del 72%.

Segregación ocupacional.

Una de los principales intereses en el estudio de la situación del mercado de trabajo se encuentra precisamente cuando se contrasta la situación de la mujer con la del hombre. Del comparar la estructura socio-ocupacional de la PEA femenina (PEAF) y la estructura de ingresos provenientes de dicha ocupación surge el problema de la segregación ocupacional.

La manera como las características ocupacionales de la mujer influyen en su generación de ingresos ha sido objeto de particular atención por parte de sociólogos, psicólogos y economistas, que observan una particular faceta de un fenómeno complejo. Así, se encuentra una línea de investigación que apunta a enfatizar en el impacto de las estructuras ocupacionales y sus características per se, mientras hay otra que apunta al proceso de generación de ingresos a través de los retornos al capital humano acumulado. La diferencia sustancial de ambos enfoques lo hace en que el primero focaliza su atención en la ocupación mientras que el segundo se centra en el individuo.

El concepto de segregación parte de la premisa de que puede existir cierta suerte de separación entre la ocupaciones de hombres y mujeres. Sin caer en extremos que hablan de dos Poblaciones Activas diferentes completamente, que no se disputan los mismos tipos de ocupaciones, es innegable la existencia de ocupaciones donde el factor sexual es fundamental para explicar sus diferencias. Catherine Hakim, citada por CEPAL ^{17/}, afirma que "raramente se da la segregación ocupacional total o completa basada en la diferenciación sexual de la fuerza de trabajo" pues "ello requeriría la existencia de mecanismos formales y directos que operaren de modo de asegurar que todos los individuos que ingresen a determinadas ocupaciones fuesen del mismo sexo".

El tema de la segregación ocupacional es muy importante ya que implica la existencia de dos submercados en el mercado laboral: un mercado de trabajo femenino y otro masculino, con estructura socio-ocupacional diferenciada por la variable sexo. De tenerse un alto grado de segregación en los mercados se pueden explicar hechos como el que las mujeres reciban menos salario que los hombres aun en ocupaciones similares y aun con similar capital humano incorporado (instrucción, experiencia, etc). Este diferencial podría indicar que en verdad hombres y mujeres no compiten en el mismo mercado, sino que tienen estructuras diferentes, tanto de oferta (factor sexual, costo de oportunidad de la labor doméstica, selectividad por alto nivel de instrucción, estado civil, etc) como de demanda (tipo de ocupación que requiere mano de obra femenina, renuencia a contratar mujeres por los beneficios sociales a los que la demanda debe atenderse, inestabilidad, trabajo a tiempo parcial, zafralidad, etc).

^{17/} C. Hakim, "Occupational Segregation: a comparative study of the degree and pattern of the differentiation between men and women's work in Britain, the United States and other countries" Department of Employment, United Kingdom, Research Paper N°9, 1979 citado en CEPAL, División Desarrollo Social, "Análisis Estadístico de la Situación de la Mujer en Países de América Latina a través de las Encuestas de Hogares" (LC/R.418) Marzo 1985.

Es indudable que la estructura ocupacional de hombres y mujeres no son idénticas, sino que existen claras predominancias en uno u otro sexo según el tipo de ocupación que se trate. Treiman y Terrell (1975) han analizado ^{18/} las remuneraciones y la estructura diferenciada por ocupación en Estados Unidos. Estos autores encontraron que a pesar de que las mujeres son generalmente remuneradas por debajo de los niveles de los hombres, los empleos en los que los hombres eran muy bien pagos, también ocurría que las mujeres lo eran. Sin embargo, las mujeres parecen dominar la estructura de ocupaciones que reúnen dos características: una demanda alta por logro educacional o nivel de capacitación y bajos niveles de remuneración.

La metodología de estudio de la segregación.

Para el estudio del grado de segregación del mercado laboral del Uruguay urbano se ha utilizado la clasificación socio-ocupacional que resultó de la investigación realizada en la Oficina de CEPAL Montevideo utilizando los datos de la Encuesta Nacional de Hogares de la Dirección General de Estadística y Censos y cuya metodología se expone en el Anexo del presente trabajo.

Se consideró la estructura de la PEA a excepción de los desocupados que buscan trabajo por primera vez, en forma diferenciada para hombres y mujeres, calculándose a continuación el llamado "índice de segregación". Este se calculó como el cociente entre la proporción de mujeres en un tipo de ocupación y la proporción de mujeres dentro del total de la PEA, por lo que mide el grado de sobre o sub representación de las mujeres en cada una de las ocupaciones.

Finalmente, se calculó un estadístico no paramétrico, el Índice de Duncan que aspira a medir el grado de diferenciación entre la estructura de la PEA F y la PEA masculina. El mismo se define como:

^{19/}

$$\text{INDICE DE DUNCAN} = \frac{1}{2} [\sum |h_i - m_i|] * 100$$

$$\text{donde } h_i = \frac{\text{PEAM}_i - \text{BTPVM}_i}{\text{PEAM} - \text{BTPVM}}$$

$$m_i = \frac{\text{PEAF}_i - \text{BTPVF}_i}{\text{PEAF} - \text{BTPVF}}$$

Si ambas estructuras fueran idénticas, el estadístico sería 0 y si fueran completamente desiguales sería 100 (segregación absoluta).

Los resultados.

Del estudio de los datos de la Encuesta de Hogares de Montevideo e Interior Urbano surgen los siguientes resultados de la segregación de la estructura ocupacional:

^{18/} Donald Treiman y K. Terrell, "Woman, work and wages- trends in the female occupational structure" Capítulo 7 en K. Land et al (ed.) "Social Indicator Models" New York, 1975.

^{19/} Al respecto, véase, V. Fuchs, "Women's Quest for Economic Equality", Journal of Economic Perspectives, Winter 1989, Vol. 3. No. 1.

CUADRO No. 7

ESTRUCTURA DE LA PEA EXCLUYENDO A LOS BUSCADORES DE TRABAJO POR PRIMERA VEZ SEGUN GRUPOS DE OCUPACION RECODIFICADA.

MONTEVIDEO- SEGUNDO SEMESTRE DE 1988.

GRUPOS a/	HOMBRES	MUJERES	TOTAL	%MUJERES EN EL GRUPO	INDICE DE SEGREGACION b/
1	5.61	1.34	3.81	14.8	0.35
2	13.01	9.19	11.40	34.0	0.80
3	6.72	0.17	3.96	1.8	0.04
4	2.16	0.10	1.29	3.4	0.08
5	13.51	1.38	8.40	6.9	0.16
6	16.67	26.19	20.68	53.3	1.25
7	0.75	0.00	0.44	0.0	0.00
8	3.76	0.58	2.42	10.2	0.24
9	2.66	0.31	1.67	7.8	0.18
10	2.53	0.17	1.54	4.7	0.11
11	2.73	2.27	2.54	37.7	0.88
12	1.38	6.92	3.71	78.5	1.84
13	6.37	0.10	3.73	1.2	0.03
14	7.22	8.98	7.96	47.5	1.12
15	6.99	11.08	8.72	53.6	1.26
16	4.99	14.87	9.15	66.4	1.56
17	1.43	1.14	1.31	36.7	0.86
18	0.10	14.97	6.37	99.1	2.33
19	1.43	0.24	0.93	10.9	0.26
	100.00	100.00	100.00	42.6	-

INDICE DE DUNCAN: 45.62

a/ Ver el Anexo para el significado de los grupos de ocupaciones.

b/ Se calcula como el cociente del Porcentaje de mujeres en el grupo i-ésimo y el Porcentaje de mujeres en la PEA total.

FUENTE: CEPAL en base a la Encuesta Nacional de Hogares de la DGEyC

CUADRO No.8

ESTRUCTURA DE LA PEA EXCLUYENDO LOS BUSCADORES DE TRABAJO POR PRIMERA VEZ SEGUN GRUPOS DE OCUPACION RECODIFICADA.

INTERIOR URBANO- SEGUNDO SEMESTRE DE 1988.

GRUPOS ^{a/}	HOMBRES	MUJERES	TOTAL	% MUJERES EN EL GRUPO	INDICE DE SEGREGACION ^{b/}
1	4.75	1.06	3.36	11.9	0.31
2	7.87	7.60	7.77	36.9	0.96
3	6.43	0.06	4.02	0.6	0.02
4	2.99	0.13	1.91	2.5	0.06
5	10.88	0.77	7.06	4.1	0.11
6	10.20	15.91	12.35	48.6	1.26
7	1.60	0.16	1.06	5.7	0.15
8	4.57	2.03	3.61	21.2	0.55
9	3.75	0.39	2.48	5.9	0.15
10	2.85	0.16	1.84	3.3	0.08
11	3.09	1.84	2.61	26.5	0.69
12	1.09	9.98	4.45	84.7	2.21
13	12.54	0.03	7.82	0.2	0.01
14	7.23	8.18	7.59	40.7	1.06
15	6.56	11.50	8.43	51.5	1.34
16	3.44	14.81	7.73	70.7	1.84
17	1.70	1.74	1.71	38.3	1.00
18	0.14	22.74	8.67	99.0	2.58
19	8.34	0.90	5.53	6.1	0.16
	100.00	100.00	100.00	38.4	-

INDICE DE DUNCAN: 54.46

^{a/} Ver el Anexo para el significado de los grupos de ocupaciones.

^{b/} Se calcula como el cociente del Porcentaje de mujeres en el grupo i-ésimo y el Porcentaje de la PEA total.

Fuente:CEPAL en base a la Encuesta Nacional de Hogares de la DGEyC

Del análisis de los Cuadros 3 y 4 se concluye que las ocupaciones donde es importante el predominio femenino son: Empleados de oficina, empleados con especialización, intelectuales, ayudantes de profesionales universitarios, y afines (Grupo 6), Docentes de todas las ramas de la enseñanza (Grupo 12), Vendedores (Grupo 14), Empleados de Servicios (Grupo 15), Obreros Textiles y Obreros varios (Grupo 16), Servicio Doméstico (Grupo 18). Esta estructura se mantiene en los dos ámbitos geográficos: Montevideo e Interior urban, aunque en este último la participación de la mujer en las ocupaciones en las que predomina se da con mayor intensidad.

El índice de Duncan es sensiblemente mayor en el Interior Urbano que en la Capital, de lo que se desprende que en Montevideo el grado de segregación es menor, lo que es lógico, dada la mayor integración de la mujer a la actividad y al diferente papel que parece estar desempeñando en ambos espacios económicos. Es dable esperar que el grado de segregación disminuya en la medida que la mujer se incorpore crecientemente al mercado de trabajo, aunque

depende de la forma de dicha inserción. Si del lado de la demanda se elaboran estrategias empresariales de descentralización geográfica, es probable que la segregación aumente en industrias a façon, como la textil, hilanderías y afines y se produzca una mayor participación de la mujer junto a una segmentación, pues los mercados van a requerir mano de obra femenina por el tipo de tarea a realizarse. También puede comenzar a requerirse mano de obra menos exigente en cuanto a remuneraciones, por lo que es dable esperar que en el Interior el signo del movimiento de la segmentación sea ambiguo.

D- LOS JOVENES Y SU PARTICIPACION.

Evolución y características del fenómeno

La alta participación de los jóvenes es otro de los cambios relevantes en el mercado de trabajo uruguayo. En un estudio anterior sobre los jóvenes, la Oficina de CEPAL Montevideo ^{20/} señalaba que "la Población Económicamente Activa joven incrementó su aporte a la PEA total entre 1973 y 1984 no por crecimiento de volumen de la población de 14 a 24 años sino por incremento de las tasas de participación en la actividad económica del 58.2% al 67% entre los hombres y del 30.3% al 50% entre las mujeres. Factores en la demanda derivados de la caída de los ingresos de los hogares y factores de oferta provenientes de la emigración internacional de los uruguayos, que generó vacíos en la fuerza de trabajo adulta, actuaron de consuno para forzar a incentivar un masivo incremento de jóvenes a la PEA". En el mismo trabajo se señalaba que "la tasa de actividad de los jóvenes urbanos uruguayos de 15 a 19 años en los años 1975, 1980 y 1985 es desproporcinadamente alta en relación a los países de América Latina con similares niveles educativos formales (Costa Rica, Chile y Venezuela, parecida a la de Argentina y sólo superada por Brasil, que tiene registros educativos muy inferiores a los uruguayos. En cuanto a la tasa del tramo de 20-24 años es la más alta de los países analizados, y específicamente la femenina de Montevideo en 1984, con un registro del 71% del tramo en condición de población económicamente activa es 20 puntos superior a la tasa urbana de Argentina, país que le sigue en cuanto a tasa de actividad".

En los Cuadros 1 y 2 que se presentan al principio de este trabajo muestran que la participación de los jóvenes hombres creció en el período 1984-89 estabilizándose en un nivel de aproximadamente 49% en el tramo de 14 a 19 años y del 90% en el de 20 a 24 años. En el caso de las mujeres jóvenes bajan en ambos tramos de edad.

Participación juvenil y nivel de educación

Las tasas de participación de los jóvenes crecen con el nivel de educación alcanzado. En el caso de los jóvenes del sexo masculino en los primeros tramos de educación ya se alcanzan altas tasas de participación. En el caso de la mujeres jóvenes las tasas más altas se encuentran en los tramos de educación más elevados. Esto puede estar traduciendo que la relación asistencia-trabajo es más alta en los jóvenes del sexo masculino, como ya se verá más adelante, y que el costo de oportunidad de la inactividad mientras se estudia es más bajo en el caso de los jóvenes del sexo femenino.

^{20/} Véase "Jóvenes desocupados y buscadores de trabajo por primera vez en Montevideo" (LC/MVD/R.5).

CUADRO 9 :TASA DE PARTICIPACION JUVENIL POR SEXO Y AÑOS DE INSTRUCCION

MONTEVIDEO. Primer semestre de 1989.
EDAD 14-24

	Años de instrucción.			
	0-5	6-9	10-12	13 y +
TOTAL	45.97	54.68	60.11	63.60
HOMBRES	49.06	65.10	71.94	70.87
MUJERES	41.18	42.41	50.10	58.86

FUENTE: CEPAL, en base a la Encuesta Nacional de Hogares de la DGEC.

Participación juvenil y estado civil

Al igual que en el caso general, la actividad crece pronunciadamente con el cambio de la condición de soltero. Diferente es el caso de la distinción entre casado y unión libre, ya que, en el caso de los jóvenes, las tasas de participación de los casados son más elevadas que las que se hallan en una situación de union libre.

CUADRO 10 :TASA DE PARTICIPACION JUVENIL POR SEXO Y ESTADO CIVIL MONTEVIDEO. Primer semestre de 1989.

	Soltero	Casado	Unión Libre	Otros
TOTAL	54.56	71.43	60.00	.-
HOMBRES	63.77	97.85	.-	.-
MUJERES	44.42	56.63	46.34	.-

Fuente: CEPAL en base a la Encuesta Nacional de Hogares, DGEC.
El símbolo (-.-) significa que el tamaño muestral no permite realizar estimaciones confiables.

Participación juvenil y asistencia educativa

La relación asiste-trabaja, como ya se anticipaba con otros resultados, es mayor en el caso de los hombres jóvenes que en las mujeres. Esto puede tener origen en el hecho de que, dada la estructura de salarios, el costo de oportunidad sería mayor para los hombres, y determina que la estructura de la experiencia laboral sea distinta para hombres y mujeres con igual edad y por lo tanto un origen en la diferencia salarial por sexo.

CUADRO 11 :TASA DE PARTICIPACION JUVENIL Y ASISTENCIA EDUCATIVA
MONTEVIDEO. Primer semestre de 1989.

	Asiste	No Asiste
TOTAL	33.98	82.60
HOMBRES	41.21	92.72
MUJERES	27.51	71.28

Fuente: CEPAL en base a la Encuesta Nacional de Hogares, DGEC.

Modelización

Al igual que en el caso de la mujer se aplicó a los jóvenes de ambos sexos de 14 a 24 años de edad la metodología presentada en el capítulo A de este trabajo.

La modelización en el caso de los jóvenes partió del hecho de probar la hipótesis de existencia de sesgo de selección. El proceso de estimación se llevó a cabo en los siguientes pasos:

- a) Se estudió la probabilidad de participación de los jóvenes a través de un modelo Probit, lo que permitió elaborar la expresión de LAMBDA.
- b) Se estimó la ecuación salarial (3') que incorpora explícitamente el sesgo de selección como variable explicativa, lo cual permite probar su existencia.
- c) Dado que se encontró que el coeficiente estimado de LAMBDA no era significativamente distinto de cero, se estimó el modelo de horas trabajadas directamente por mínimos cuadrados ordinarios, dejándose de lado el sesgo de selección.

Sesgo de selección y probabilidad de participar

En la estimación de la probabilidad de participar a través del modelo Probit se utilizaron distintos grupos de variables al igual que en el caso del estudio de la participación de la mujer.

1- Características del individuo Se incluyó la variable edad del joven, la interacción de la educación y el sexo del individuo, el estado civil y si asiste o no a un establecimiento educativo al momento de la encuesta.

2- Características del hogar. Se han incluido las siguientes variables:

-Variable del ingreso del hogar: Ingreso por adulto equivalente (YAEQ). Esta variable fue elaborada teniendo en cuenta la distinta conformación de los hogares, ya que se dividió el ingreso total del hogar por la cantidad de integrantes del mismo, contando a los menores de 0 a 3 años como un 25% de una persona mayor, los menores de entre 4 y 5 como el 75% y los mayores de 6 años como adultos. Esta variable no resultó ser importante como explicación en el caso femenino, siéndolo, sí, en el caso juvenil.

-Otras características del hogar: Sexo del jefe del hogar, número de desocupados y número de perceptores en el hogar.

Probabilidad de participar.

MODELO PROBIT
 VARIABLE DEPENDIENTE= ACTIVO=1, INACTIVO=0

<u>VARIABLE</u>	<u>COEFICIENTE</u>
Constante	-7.1285 (-25.93)
CARACTERISTICAS DEL INDIVIDUO	
Edad	0.2152 (17.42)
Educacion*Sexo	0.2679 (10.69)
Estado Civil	-0.2198 (- 5.77)
Asiste(1) o no asiste(2)	1.3184 (17.84)
CARACTERISTICAS DEL HOGAR	
Ingreso por adulto equivalente	0.0012 (1.92)
Sexo del jefe	0.3243 (3.94)
Número de desocupados	0.8250 (12.99)
Número de perceptores	0.2657 (9.35)

Log. de la Verosimilitud: -994.9
 Número de observaciones: 2593
 Porcentaje correctamente predicho: 82%

(.)= estadístico t

EDUCACION: años de instrucción formal recategorizados en 4 niveles crecientes: 0 a 5 años, 6 a 9, 10 a 12 y 13 y más.

ESTADO CIVIL: Soltero(1), Divorciado o viudo(2), Unión libre(3), casado(4).

SEXO: Hombre (1), mujer (2).

Conclusiones del Modelo.

Del conjunto de variables que representan las características de los jóvenes se encontraron los resultados esperados en cuanto a la edad y la asistencia a centros educativos.

La probabilidad de actividad por parte del joven aumenta con la edad mientras que el hecho de no estudiar tiene uno de los efectos más importantes en aumentar dicha probabilidad. En el caso del estado civil operan dos fuerzas contrapuestas. En el caso de los hombres jóvenes, el hecho de casarse aumenta la probabilidad de participación, con lo que se esperaría un signo positivo en la variable en cuestión. En el caso femenino, la situación sería la opuesta. Dado que en el modelo que engloba a todos los jóvenes se encontró un signo negativo en la estimación se concluye que lo que pesa más en la modelización de la actividad parece ser el efecto inhibitor en la participación del cambio en el estado civil de la mujer.

La educación por sí misma no resultó una variable significativa para la explicación de la actividad. Sin embargo, la interacción entre educación y sexo sí logró captar un efecto positivo significativo, lo cual significa que la interacción de mayor educación del sexo femenino conduce a una mayor probabilidad de participación.

En lo que se refiere a las características del hogar, se observa que en los hogares con jefes mujeres y con mayor número de desocupados en el mismo, los jóvenes tienen una mayor propensión a participar, motivada en la necesidad económica del núcleo familiar. Un hallazgo interesante parece ser el comportamiento ante las variaciones en el ingreso por adulto equivalente. El signo y la intensidad del coeficiente refleja el hecho de que los jóvenes provenientes de hogares con mayor ingreso mostrarían una mayor facilidad de inserción laboral contrarrestando el efecto esperado de que, a mayor ingreso, menor participación de los jóvenes del hogar.

Sesgo de Selección.

Si bien el objetivo del estudio no es la formulación y estimación de ecuaciones salariales, se ha creído de interés presentar la estimación anterior para resaltar el hecho de que, en el caso de los jóvenes, no se presenta el problema, ya señalado en las mujeres, del sesgo de selección, dado que la variable LAMBDA no es significativa.

ESTIMACION DE LA ECUACION SALARIAL

VARIABLE DEPENDIENTE: W

<u>VARIABLE</u>	<u>COEFICIENTE</u>
CONSTANTE	-2.26635 (-11.74)
EDAD	0.05609 (6.55)
EDUCACION*SEXO	0.04606 (3.47)
EDUCACION	0.10201 (3.90)
ESTADO CIVIL	0.03435 (2.08)
INGRESO TOTAL DEL JEFE	0.00007 (2.35)
DEDICACION FULL=1 PART=0	-0.17123 (-3.69)
LAMBDA	-0.01968 (-0.34)
R2 AJUSTADO	0.16
DW	1.76

(.) = estadístico t

Número de observaciones: 942

ANEXO

La clasificación socio-ocupacional utilizada.

La estructura ocupacional que se utiliza en el presente trabajo recoge la investigación que se realizó en la Oficina de CEPAL Montevideo ^{21/} sobre los distintos tipos de ocupación de la PEA ocupada del país urbano. El análisis detallado de diferentes problemas relacionados con la inserción laboral de los ocupados del país (jóvenes, mujeres, ocupados en actividades dinámicas, etc) llevaron a concluir que la clasificación utilizada comúnmente al tratar la variable ocupación (Clasificación COTA de 1970) resultaba insuficiente cuando se intentaba relacionarla con comportamientos específicos de grupos objetivos especiales. Aparte, la mencionada clasificación surgía como verdadera "cortina de humo" que escondía las diversidades y las especificidades de determinados grupos ocupacionales cuando se la vinculaba con otro tipo de variables de interés.

Todo intento de elaborar una estructura socio-económica de la población ocupada parte de la premisa de tener en cuenta un doble aspecto en forma simultánea. Por un lado, debe contemplar el lugar en el cual está inserto el ocupado en la estructura productiva del país, es decir, en las diferentes ramas de actividad y en los diferentes tipos de tareas realizadas, con el principio de realizar una diferenciación en cuanto al grado de especialización y el tipo de conocimientos requerido y el carácter más o menos manual de la actividad desempeñada. Por otro lado, es importante tener en mente el status del ocupado en lo referido a su inserción en las relaciones de producción, es decir, la categoría de la ocupación que ilustra acerca del carácter del tipo de ocupación desempeñada: si es o no propietario de capital, si es empleado, u obrero, público o privado, trabajador por cuenta propia con o sin local, patrón con personal a su cargo o trabajador precario.

Una vez elaborado este análisis de tipo conceptual se realizó, para la población ocupada de Montevideo y del Interior Urbano por separado, la vinculación de variables que hacían a la percepción de ingresos reales por la ocupación en cuestión con variables referidas al capital humano acumulado y al lugar del ocupado en la estructura productiva: años de instrucción en el sistema formal de educación, edad, sexo, categoría de la ocupación, rama de actividad. Se buscó realizar una estratificación que, si bien se consideraba al ingreso como una variable dorsal en lo que se refiere a estrato no se utilizó como única dimensión, sino que se vinculó con las otras variables ya descritas.

Se utilizó el ingreso real por la ocupación principal, en dinero y en especie de los ocupados que habían percibido ingresos

^{21/} Véase "Propuesta de Metodología para la Estratificación de la Población de Montevideo para el nuevo diseño de la Encuesta Nacional de Hogares" Rafael Diez de Medina, DGE/CEPAL 1988.

"Situación del empleo en el Uruguay durante el período 1985-1988" CEPAL Oficina de Montevideo, Instituto del Libro, 1989.

"Estructura socio-ocupacional y distribución del Ingreso en el Uruguay (1984-1988)". CEPAL Oficina de Montevideo, 1989.(LC/MVD/R.40)

en el mes anterior a la entrevista de la Encuesta Nacional de Hogares, excluyéndose los trabajadores familiares no remunerados cuya inclusión habría distorsionado la estructura de ingresos.

Mediante la aplicación de un método multivariado, el análisis de cluster, se localizaron valores atípicos (outliers) en lo referido a ingresos, lo que conspiraba contra una buena conformación de grupos homogéneos internamente y suficientemente heterogéneos entre ellos. Estos "valores fugitivos" fueron eliminados a los efectos de obtener buenas correlaciones posteriores. Si bien inicialmente se partió de la clasificación a tres dígitos, luego mediante estas técnicas, y considerando en forma conjunta el vector de variables ya mencionado, se fueron conformando los diferentes grupos (primero se llegó a un conjunto de 39 tipos de ocupación, para posteriormente elaborar las 19 ocupaciones presentadas). Se ensayaron estudios de cluster en los que se agrupó a la población ocupada, previo ordenamiento en base a distancias relativas de ingresos promedios. Se descartó explícitamente la consideración de la rama de actividad en virtud de que la clasificación de ocupaciones COTA incorporaba muchos elementos de ella y no se encontró una fácil correlación que ameritara considerarla como variable de agrupamiento.

Del estudio de la variabilidad dentro de cada grupo formado se permitió concluir que ciertos ordenamientos que inicialmente el analista podría haber realizado en términos de ingresos promedios se relativizaba, pues de la confección de los intervalos de confianza surgían otro ordenamiento diferente del que surgía de un ordenamiento en base a estimaciones puntuales.

Luego del estudio anterior, se realizó un ranking de ocupaciones con el criterio rector del ingreso por ocupación y las relaciones económicas de producción ya que se intentó conservar en lo posible el carácter de obrero u operario y empleado o propietario, aun cuando el criterio del ingreso aconsejaba su unión. Finalmente, se llegó a conformar el conjunto de 19 ocupaciones y se pudieron extraer las siguientes conclusiones:

- 1) la edad es una variable clave como discriminadora de ingresos en casi todas las ocupaciones. Si se observa el ingreso promedio por subgrupo se llega a que, en general, la discriminación tiende a castigar las edades menores (grupo de 14 a 24 años) sobre las otras. Esto se da en todas las ocupaciones con la excepción del servicio doméstico y los obreros varios.
- 2) la categoría es también clave como discriminadora sólo para algunas ocupaciones (principalmente en los números más bajos de ocupaciones, que se vinculan a altos ingresos).
- 3) el sexo es discriminador importante de ingresos, como ya se expone en este trabajo.
- 4) la educación es importante en ciertas ocupaciones. Se eligió como variable educativa los años de instrucción y no el nivel alcanzado, pues se privilegió la duración del proceso educativo sobre los niveles ya que ello homogeniza el análisis para los diferentes tipos de ocupación.

El método de cluster utilizado se basó en el ordenamiento del "centroide más cercano" que implica que un objeto es asignado a un

grupo para el cual la distancia métrica entre el caso y el centro del grupo sea mínima. En base a un procedimiento de análisis de varianza intra e inter grupo se llega a una clasificación automática de los ocupados. En lo referente al análisis de la varianza tomando al ingreso promedio por ocupación principal, es importante señalar que los supuestos implícitos en el mismo no se podrían tomar sin un análisis previo. En especial, tratándose de ingresos es sabido que el supuesto de normalidad de la variable no sería acertado. No obstante, se probó la diferenciación en grupos en base a tests no paramétricos que evitaban realizar supuestos a priori sobre el tipo de distribución. En especial, se probó en base al test de Scheffe que sugiere que los 19 grupos se podrían haber reducido en un número menor si se atiende a los ingresos únicamente. No obstante lo anterior, se optó por mantener los 19 grupos, ya que contemplarían la diferenciación entre manual y no manual de los diferentes tipos de ocupación.

En el trabajo ya referido sobre estructura socio-ocupacional de los ocupados del país se concluye que:

"En primer lugar, se aprecia que existen operarios de industrias que se podrían clasificar de "especializadas" (grupo 5) que tienen ingresos reales superiores a los empleados y al resto de los obreros. Estas industrias son las químicas, lácteas, curtiembres, reparaciones de máquinas y obreros gráficos. Naturalmente, que el grupo no tiene una homogeneidad muy grande, pero sí lo suficiente para diferenciarlo del resto."

"Se observa que la gran mayoría de los grupos se perciben mejores ingresos a mayor grado de capacitación. Ello no es así en las ocupaciones que requieren mayor nivel de de especialización. Sin embargo, esta conclusión se ve relativizada si se analiza la estructura etaria simultáneamente con la instrucción y la ocupación. Del análisis simultáneo, surge que en ciertas ocupaciones, en donde se aprecia la fuerte presencia de "escalafones" o barreras a la entrada, la edad es un factor clave en la discriminación de ingresos. Ella, en ciertos casos imposibilita el acceso a niveles de ingresos reales superiores, an cuando se posea mayor nivel de instrucción".^{22/}

^{22/} CEPAL. Oficina de Montevideo. "Estructura socio-ocupacional y distribución del ingreso en el Uruguay (1984-1988)". Junio 1989.

Conformación de los grupos socioocupacionales.

Grupo 1: Propietarios y titulares de explotaciones agropecuarias, administradores de estancias, Gerentes, administradores y funcionarios de categoría directiva. (Códigos 400 al 418, 100 al 129 y 140 del "Manual de Códigos del VI Censo General de Población", DGEC, 1985).

Grupo 2: Profesionales Universitarios, Propietarios de Comercios y Propietarios de comercios. (Códigos 000 al 006, 010, 013, 020, 021, 030 al 032, 070, 073 al 075, 080 al 082, 320 al 339, 300, 301).

Grupo 3: Conductores de medios de transporte, fleteros, propietarios de camiones, encargados de mudanzas, choferes de vehículos, contra maestres de barcos mercantes, y afines. (Códigos 500 al 599, 270, 271).

Grupo 4: Miembros de las Fuerzas Armadas, del Ministerio de Defensa, Armada Nacional, ejército, fuerza aérea, Bomberos y Policía. (Código 890).

Grupo 5: Obreros de la industria química, ANCAP, industria láctea, curtiembres, técnicos en cuero, talleres mecánicos de vehículos, barcos, instaladores de plomería, técnicos sanitarios, obreros de la industria gráfica (Códigos 652 al 709, 740 al 744, 754, 770 al 772).

Grupo 6: Empleados de oficina, empleados navales, aéreos, traductores, asistentes sociales, fotógrafos, intelectuales, ayudantes de profesionales, etc. (Códigos 150 al 153, 141 al 145, 200 al 220, 280 al 286, 250 al 253, 230 al 232, 050 al 053, 221 al 223, 240 al 242, 260 al 262, 090 al 098).

Grupo 7: Empleados en empresas de limpieza: barométricas, Intendencia, etc. Encargados de estaciones de servicio, de automotores, de garages. Empleados y peones de estaciones de servicio, etc. (Códigos 832 al 835).

Grupo 8: Obreros en ladrilleras, industria de la cerámica, frigoríficos, obreros metalúrgicos, operarios de talleres, obreros del papel, industria del vidrio, mármol, etc. (Códigos 715 al 716, 730 al 737, 750 al 751, 860, 790, 780, 720 al 726, 746 al 748, 791 al 799).

Grupo 9: Policías y vigilantes, empleados de empresas de vigilancia, bomberos, policía caminera, fiscal de aduana, etc. (Códigos 900 al 903).

Grupo 10: Carpinteros, lustradores y afines, orfebres, joyeros, etc. (Códigos 630 al 632, 846 al 852, 840, 870, 871).

Grupo 11: Obreros de la confección, zapateros, obreros de la harina, panaderos, obreros de la pesca, obreros del azúcar, tabaco, bebidas y afines (Códigos 620 al 623, 752 al 753, 755 al 761).

Grupo 12: Docentes en todas las ramas de la enseñanza. (Códigos 060 al 065).

Grupo 13: Obreros de la construcción, pintores y afines. (Códigos 640 al 651, 802 al 813, 861, 862)

Grupo 14: Vendedores de comercios, acarreadores, mensajeros y afines. (Códigos 310, 820 al 826).

Grupo 15: Empleados en servicios, atletas, deportistas y afines. (Códigos 160 al 162, 910, 930 al 942, 950 al 973, 975).

Grupo 16: Obreros varios no incluidos en otros grupos. (Códigos 600 al 619, 745, 830, 831, 841 al 845 y resto).

Grupo 17: Vendedores ambulantes. (Códigos 311 al 313, 974).

Grupo 18: Servicio doméstico. (Códigos 920 al 921, 943).

Grupo 19: Trabajadores en actividades agropecuarias. (Códigos 420 al 453).