

331.4/0568A

**APLICACION DE LOS MODELOS ECONOMETRICOS  
CUALITATIVOS A LA EXPLICACION DE LA ACTIVIDAD FEMENINA  
EN EL MERCADO LABORAL**

*Rafael Diez de Medina (\*)*

*Máximo Rossi (\*)*

Quintas Jornadas Anuales de Economía  
del Banco Central del Uruguay  
Montevideo, Noviembre de 1990

---

(\*) Esta investigación fue realizada en el marco de los Proyectos de la Oficina de CEPAL Montevideo aunque las opiniones en él vertidas en nada comprometen a la Organización en la que los autores se desempeñan.

95000

## INTRODUCCION

Como ya se ha señalado, el fenómeno de la creciente actividad femenina 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, especialmente en los grupos jóvenes.

De lo anterior surge que es importante realizar un estudio que analice los determinantes del comportamiento de este grupo 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 que busca explicar los determinantes de la participación femenina en el mercado de trabajo uruguayo completando con este aspecto tan relevante las conclusiones arribadas en anteriores investigaciones que los autores han venido realizando en la CEPAL.

En ocasión de esta línea de investigación<sup>1</sup> 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 macroeconométricas, 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 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.

---

<sup>1</sup> Véase "La mujer en el mercado de trabajo uruguayo: participación, dedicación, segregación y discriminación" Banco Central del Uruguay, Jornadas de Economía, 1989.

"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.

"Características y Evolución del Mercado de Trabajo del Uruguay" (LC/MVD/R.41).

## 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:

$$(1) \quad W^{\wedge}_i - W_i > 0$$

o sea, el "costo de oportunidad" del "tiempo libre" ( $W^{\wedge}_i$ ) 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:

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

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:

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

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:

$$(2') \hat{W}_i = \beta_0 + \beta_1 h_i + \beta_2 YSH_i + \beta_3 OY_i + \beta_4 C_i + U_i$$

donde, para la i-ésima mujer:

$h$  = 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).

$$(3') W_i = \alpha_0 + \alpha_1 (EDUCACION)_i + \alpha_2 (EXPERIENCIA)_i + \alpha_3 (OTRAS CARACT)_i + V_i$$

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

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

$$(2'') \hat{W}_i = \beta_1 h_i + \beta Z_i + U_i$$

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

Donde  $Z_i$  es el vector de variables (1, YSH, OY, C) y  $X_i$  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 ( $\hat{W}$ ) 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  $\hat{W}$  y  $W$ , operando matemáticamente a partir de (2'') y (3'') se llega a ciertas relaciones estimables econométricamente:

$$(3') W_i = \alpha_0 + \alpha_1 (EDUCACION)_i + \alpha_2 (EXPERIENCIA)_i + \alpha_3 (OTRAS CARACT)_i + V_i$$

(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.

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

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<sup>2</sup>. Este sesgo es importante considerarlo en modelos de participación laboral y surge a causa de la "autoselección"<sup>3</sup> 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 ( $W^{\wedge} - W$ ) 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 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<sup>4</sup> 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:

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

---

<sup>2</sup> Véase J.Heckman, "Sample Selection Bias as Specification Error", *Econometrica*, Vol.47 No.1, Enero 1979.

<sup>3</sup> El término es la traducción de los autores del vocablo "self-selectivity" que conlleva la idea de que el individuo arriba al momento de la decisión de participar en el mercado laboral con un conjunto de atributos propios y de su medio que son preexistentes a la propia decisión de actuar o no pero que la condicionan.

<sup>4</sup> 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.

<sup>5</sup> 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:

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

Esta expresión muestra la razón por la cual la estimación de los parámetros  $\alpha$  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  $(\alpha, \beta, \sigma)$  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.

---

La esperanza condicional planteada en verdad corresponde a la esperanza de una distribución normal truncada (véase, Johnson y Kotz, "Distributions in Statistics" Boston, 1970), cuya expresión completa es:

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

### 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:

$$I_i = (\alpha X_i^* - \beta Z_i) / \sigma$$

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:

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

El modelo probit será el que se utilizará aquí para estudiar la decisión de participación femenina 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  $\sigma$ ). De ello se desprende que:

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

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  $(\alpha, \beta, \sigma)$  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  $(\alpha, \beta)$  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  $\alpha/\sigma$  y para  $\beta/\sigma$ , lo que es necesario considerar 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<sup>6</sup>.

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  $\pi$  de parámetros y la varianza  $\sigma^2$  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)):

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

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.<sup>7</sup> 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 total de  $h_i$  ante cambios de variables explicativas se puede descomponer convenientemente en dos componentes que explicarían: 1) la probabilidad de superar el cero y que se observen horas, en otras palabras, que se participe exitosamente en el mercado laboral y, 2) 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,

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

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

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

---

<sup>6</sup> Véase, T. Amemiya, "Tobit Models: a survey" Journal of Econometrics 24 (1984) para un completo análisis de los mismos, así como "Advanced Econometric Methods" Fomby et al. 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).

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

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  $\pi$  y de  $\sigma^2$  se puede establecer (véase McDonald y Moffit) que (denominando  $z_i = (\pi^*T_i/\sigma)$ ):

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

Esta expresión muestra que el efecto de un cambio en una variable explicativa  $t_j$  en  $h_i^*$  no es igual a  $\pi_j$ , 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)<sup>8</sup>.

#### 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 han 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.

---

<sup>8</sup> 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

## 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<sup>9</sup>. 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.

---

<sup>9</sup> 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.

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.

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 <sup>10</sup>. 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.**

* SEGUNDO SEMESTRE DE 1984.					
Nivel	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
* SEGUNDO SEMESTRE DE 1987.					
Nivel	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
* SEGUNDO SEMESTRE DE 1988.					
Nivel	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
* PRIMER SEMESTRE DE 1989.					
Nivel	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.

<sup>10</sup> 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
<b>Total</b>	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 prevé 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 un anterior trabajo de los autores 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 ( $\alpha_0$ )	-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 <sup>2</sup> 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  $W^{\wedge}$  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 (NIN02), 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)
<b>Características del individuo.</b>			
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)
<b>Costo de oportunidad</b>			
SALARIO DE RESERVA (W <sup>^</sup> )	0.55	0.1607 ( 2.5)	2.2948 ( 3.5)
<b>Características del hogar.</b>			
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.NIÑOS DE 0 A 2	0.2	-0.2935 (- 4.6)	- 6.2419 (- 3.7)
CANT.NIÑOS DE 3 A 5	0.3	-0.1134 (- 1.9)	- 2.3154 (- 1.5)
CANT.NIÑOS 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 $\sigma^2$			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.<sup>11</sup>
- 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 (NIN02), Número de 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.

---

<sup>11</sup> Se recuerda que la expresión del sesgo es:

$LAMBDA = \phi[(\alpha X_i^* - \beta Z_i)/\sigma] / \Phi[(\alpha X_i^* - \beta Z_i)/\sigma]$  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.

**Modelo 2: Probabilidad de participar (Ecuación 4).**

MODELO PROBIT

VARIABLE DEPENDIENTE= ACTIVA=1, INACTIVA=0

<u>VARIABLE</u>	<u>MEDIA</u>	<u>COEFICIENTE</u>
-----------------	--------------	--------------------

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 (OY)	39.10	-0.0007 (-4.13)
CANT.NIÑOS DE 0 A 2	0.22	-0.3193 (-5.22)
CANT.NIÑOS DE 3 A 5	0.24	-0.1192 (-2.04)
CANT.NIÑOS DE 6 A 12	0.63	-0.0480 (-1.41)
SEXO DEL JEFE (1=Hombre, 2=Mujer)	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)<sup>12</sup> 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 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.

---

<sup>12</sup> 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)

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):

$$LAMBDA = \phi(I_i) / \Phi(I_i)$$

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.

<b>Modelo 2 :Estimación de la Ecuación salarial (3').</b>	
<b>VARIABLE DEPENDIENTE: W</b>	
<u>VARIABLE</u>	<u>COEFICIENTE</u>
CONSTANTE ( $\alpha_0$ )	-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 <sup>2</sup> 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, construída 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).

<b>Modelo 2: Horas trabajadas (Ecuación 5).</b>		
<b>MODELO TOBIT</b>		
<b>VARIABLE DEPENDIENTE= HORAS TRABAJADAS</b>		
<u>VARIABLE</u>	<u>MEDIA</u>	<u>COEFICIENTE</u>
CONSTANTE		-6.822 (-1.026)
<b>Características del individuo.</b>		
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)
<b>Características del hogar</b>		
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)

(cont.)

<u>VARIABLE</u>	<u>MEDIA</u>	<u>COEFICIENTE</u>
NUMERO DE DESOCUPADOS	0.16	-18.08989 (-9.834)
NUMERO DE PERCEPTORES	2.22	11.11370 (14.41)
<b>W^ (SALARIO DE RESERVA)</b>	0.52	16.05272 ( 2.019)
Varianza estimada ( $\sigma^2$ )		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 mayor a la que generalmente se extrae. 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:

- la probabilidad de que una mujer se inserte en el mercado de trabajo (es decir, que cuente con horas trabajadas) y
- 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 <sup>13</sup> es, para el caso de las mujeres de Montevideo del 45.6%, si se valúa en la media de las variables explicativas.<sup>14</sup> 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.

---

<sup>13</sup> 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).

<sup>14</sup> 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.

## CONCLUSIONES Y 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 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 inhibitorio 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 los autores, 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.

4  
5  
6

7  
8  
9