



Universidad de la República
Facultad de Ciencias Sociales
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

Documentos de trabajo

Oferta Laboral de las Mujeres

X.García de Soria, M.F. Rivas & M.Taboada

Documento No. 18/01

Diciembre, 2001

Oferta laboral de las mujeres

Ximena García de Soria
María Fernanda Rivas
Mariana Taboada

Documento No. 18/01

Diciembre, 2001

RESUMEN

El objetivo del presente trabajo es investigar cuáles son los factores que explican la oferta laboral de las mujeres en el Uruguay actualmente y si afectan en forma distinta en Montevideo y en el Interior urbano. Los resultados de la estimación permiten afirmar que existe un conjunto de características individuales y del hogar que influye en la determinación de la oferta laboral de la mujer y éstas influyen en el mismo sentido en Montevideo y en el Interior urbano. En relación a las características individuales se encontró que la edad, la educación, el estatus de jefa y el salario que puede obtener en el mercado afectan positivamente la oferta laboral, en cambio el hecho de estar casada o en unión libre deprime la participación. Con relación a las características del hogar en que reside, se encontró que el ingreso del resto del hogar y la presencia de niños en el hogar afectan negativamente a la oferta de trabajo. El estatus de no propietaria de la vivienda afecta positivamente la oferta laboral. La posición que ocupa la mujer dentro de los distintos tipos de hogar resultó determinante de su inserción laboral, a saber: a) las mujeres que presentan mayor probabilidad de participación y ofrecen más horas son las jefas de hogares unipersonales y las jefas e hijas de hogares monoparentales; b) la hija en un hogar monoparental presentó un comportamiento diferente al de la hija en un hogar nuclear y similar a la jefa de un hogar monoparental, evidenciando que la ausencia del padre afecta no sólo el comportamiento de la madre sino también el de la hija induciéndola a ofrecerse en el mercado laboral. Las diferencias entre las dos regiones se presentan en relación a las variables: a) educación (mayores diferencias en la probabilidad de participación entre las regiones se presentan para los niveles educativos más bajos acercándose para las de mayor nivel educativo); b) estatus de jefa de hogar (se observó una mayor influencia en el Interior urbano) y c) estatus de no propietaria de la vivienda que habita (tiene un mayor efecto en Montevideo). Un resultado interesante es que si bien el estado civil, la presencia de menores y la posición en el hogar son determinantes de la oferta laboral, se encuentra que para los niveles de educación altos se ven disminuidas las diferencias en la probabilidad de participación de los distintos estados civiles, posiciones dentro del hogar y ante la presencia o ausencia de niños pequeños.

ABSTRACT

The aim of this paper is to study the factors that nowadays explain the labor supply of women in Uruguay and if they affect in a different way in Montevideo and the urban Interior. The results of the estimation allow to affirm that it exists an assembly of individual characteristics and characteristics of the woman's home that influence in the determination of the labor supply of the woman and that they influence in the same sense in Montevideo and the urban Interior. In relation with the individual characteristics it was the age, the education, status of female leader and the wage that she can obtain in the market that affect the labor supply positively, however the fact to be married or in free union depresses the participation. In relation to the characteristics of the home in which she lives, it was the earnings of the rest of the home and the presence of children in the home that negatively affect the labor supply. The status of owner of the house does not affect the labor supply positively. The position that the woman occupies within the different types of homes was determining of its labor insertion, that is to say: a) the women who present greater probability of participation and offer more hours are the female leaders of unipersonal homes and the female leaders and daughters of lone-parent homes; b) the daughter in a lone-parent home presented a behavior different from the one of the daughter in a nuclear home and similar to the female leader of a lone-parent home, demonstrating that the absence of the father affects not only the behavior of the mother but also the one of the daughter inducing her to offer herself in the labor market. The differences between the two regions appear in relation to the following variables: a) education (bigger differences in the probability of participation between the regions appear for the lower educative levels approaching for those of greater educative level); b) status of female leader of home (a greater influence in the urban Interior was observed) and c) status of owner of the house where she lives (has a greater effect in Montevideo). An interesting result is that although the civil state, the presence of small children and the position in the home are determining of the labor supply, for the high levels of education the differences in the probability of participation of the different civil states, positions within the home and the presence or absence of small children are diminished.

I - INTRODUCCIÓN

Entre los fenómenos más notorios en las sociedades latinoamericanas en las últimas décadas se encuentra el ingreso masivo y acelerado de las mujeres al mercado de trabajo.

La mayoría de los países latinoamericanos experimentaron, con ciertas fluctuaciones, un crecimiento sostenido de sus economías entre 1950 y 1980. A partir de este último año, se inició una drástica disminución de dicho dinamismo. Las repercusiones de la crisis y de las políticas de ajuste aplicadas en los 80 se manifestaron en el mercado de trabajo principalmente en la disminución de los salarios reales (Cepal 1990, I. Arriagada).

Como consecuencia de la disminución del ingreso familiar, otros miembros del hogar especialmente las mujeres, se han incorporado al mercado laboral buscando compensar esta caída. En este contexto la mujer ingresa al mercado laboral como un "trabajador agregado", es decir como oferta de trabajo secundaria. Sin embargo, no se aprecia un retiro de las mujeres del mercado de trabajo ante la mejora del ingreso de los hombres, como ocurriría si las mujeres fuesen efectivamente mano de obra secundaria.

Junto con los grandes cambios macroeconómicos, la región experimentó modificaciones en algunas tendencias estructurales, como el aumento de la esperanza de vida, el mayor nivel de educación alcanzado y la modificación en la estructura de los hogares.

Entre 1970 y 1995 la tasa global de fecundidad en América Latina bajó de 5,1 a 3,0 y la esperanza de vida de las mujeres aumentó en siete años (Celade, 1996). Estos dos fenómenos se insertan dentro del denominado proceso de transición demográfica. Los países de la región se encuentran en distintas etapas de este proceso, destacándose Uruguay que se encuentra en la etapa de transición avanzada, que se caracteriza por un crecimiento natural de la población bajo (del orden del 1%) dadas las moderadas tasas de natalidad y mortalidad.

Los cambios macroeconómicos y las modificaciones en las tendencias estructurales mencionadas anteriormente, alteraron la vida de las mujeres latinoamericanas, incrementando su participación en el mercado laboral.

A pesar de que las tasas de participación femenina han aumentado, la brecha con los hombres continúa siendo bastante amplia debido a que las tasas de participación masculina se han mantenido estables en la última década.

Uruguay presenta las mismas tendencias que la región, en cuanto al destacado crecimiento en las últimas décadas de la participación femenina (58% entre 1975 y 1997) y al estancamiento de las tasas de participación masculinas. Asimismo, se sigue manteniendo una brecha si se analiza la participación en el mercado laboral por género, así para el año 1997 las tasas de participación son de 46,1% para las mujeres y de 71,4% para los hombres, aunque esta brecha es de las más bajas de América Latina.

A diferencia de otros países latinoamericanos en Uruguay la incorporación masiva de la mujer al mercado de trabajo es un fenómeno más temprano, ya en los 70 la participación de la mujer en el mercado de trabajo se ubica en niveles elevados.

El acelerado crecimiento de la participación femenina provoca cambios en la estructura social y económica de la fuerza de trabajo, lo que hace relevante el estudio de los determinantes del comportamiento laboral de las mujeres.

Si bien existen investigaciones para Uruguay sobre la oferta laboral femenina la más reciente (Diez de Medina y Rossi, 1992) data del año 1991 y se realizó únicamente para Montevideo. Por ambas razones, surge la necesidad de una actualización y de ampliar la investigación incluyendo al Interior urbano.

El objetivo del presente trabajo es investigar cuáles son los factores que explican la oferta laboral de las mujeres en el Uruguay actualmente y si afectan en forma distinta a las que residen en Montevideo y en el Interior urbano. La hipótesis que orienta este trabajo, dada la evidencia encontrada para Uruguay y otros países, es que existe un conjunto de características individuales y del hogar que influyen en la determinación de la oferta laboral de la mujer indistintamente en los dos ámbitos geográficos.

En el capítulo II se presentan dos teorías sobre los determinantes de la oferta de trabajo de la mujer. En el capítulo III se analiza la evidencia empírica para Uruguay en el año 1997. En el capítulo IV se realiza un análisis de descomposición del cambio observado en las tasas de participación femeninas entre 1987 y 1997. En el capítulo V se presentan los aspectos metodológicos y se comentan los principales resultados obtenidos del modelo estimado para 1997. Por último en el capítulo VI se presentan las conclusiones del trabajo.

II - DETERMINANTES DE LA OFERTA DE TRABAJO

Los modelos de oferta laboral que desarrollamos tratan la decisión de oferta laboral como un problema de maximización de la utilidad del individuo sujeta a una restricción familiar. Los problemas de maximización sujetos a restricciones están basados en el supuesto de conducta racional de los agentes, que implica la selección correcta de medios para lograr determinados fines, comparando entre costos y beneficios de acciones alternativas.

Se desarrollan dos modelos, el modelo estático simple que puede ser aplicado tanto al hombre como a la mujer y el modelo de asignación del tiempo que incorpora dos temas de interés particular para el caso de la mujer: el papel de la familia y la asignación del tiempo en tres usos: ocio, trabajo en el mercado y trabajo en el hogar.

II.1) MODELO ESTÁTICO SIMPLE

La oferta laboral de los individuos, y en particular de las mujeres, es el resultado de la interacción entre sus preferencias y sus posibilidades. En la versión más simple del modelo estático de oferta laboral (M. Killingsworth, 1983, Varian 1992), el individuo toma sus decisiones centrado en el presente sin tener en cuenta el tiempo pasado ni el futuro. Para determinar su oferta laboral, un individuo resuelve el siguiente problema:

$$(1) \quad \begin{aligned} \text{Max } U &= u(C, L) \\ \text{Sa: } (a) \text{ PC} &= \text{WH} + \text{V} \\ (b) \text{ T} &= \text{H} + \text{L} \end{aligned}$$

siendo C el monto de bienes de consumo, L el tiempo de ocio medido en horas, U el monto de satisfacción obtenida de una combinación particular de C y L, P el nivel de precios, W el salario por hora, H las horas de trabajo en un período, V el ingreso no laboral que incluye rentas por propiedad, dividendos e intereses que percibe el hogar por período e ingresos salariales de los restantes miembros del hogar y T es el tiempo total disponible. Se supone que no se deriva ninguna satisfacción directa del trabajo en el mercado. Las preferencias del individuo se representan en forma geométrica mediante curvas de indiferencia (lugar geométrico de las combinaciones de bienes de consumo y ocio que reportan el mismo nivel de satisfacción). Al maximizar la utilidad el individuo se enfrenta a dos **restricciones**, una presupuestal (a) y una temporal (b). La primera establece que en ausencia de ahorro, préstamos, transferencias e impuestos, el individuo gasta todo su ingreso en bienes de consumo en el período de análisis y la segunda (b) plantea que los posibles usos del tiempo del individuo conjuntamente deben igualar al tiempo total disponible.

En el óptimo:

$$(2) \quad \text{MU}_L / \text{MU}_C = \text{W/P}$$

siendo MU_L la utilidad marginal del ocio y MU_C la utilidad marginal del consumo y su cociente la tasa marginal de sustitución. El individuo está en equilibrio cuando la tasa a la cual está dispuesto a intercambiar y la tasa a la cual es capaz de intercambiar en el mercado son iguales. El individuo entraría al mercado laboral si el salario real fuera al menos igual a la tasa marginal de sustitución. El salario al cual el individuo es indiferente entre trabajar en el mercado o no, es conocido como salario de reserva.

Como lo establece la teoría (M. Killingsworth, 1983, Varian 1992) la oferta de trabajo del individuo se ve afectada ante variaciones del ingreso no laboral y del salario real. Ante un incremento del *ingreso no laboral* el individuo reduce las horas de trabajo ofrecidas. En cambio, el efecto de un incremento del salario real sobre la oferta laboral es ambiguo, ya que actúan dos efectos en direcciones opuestas: efectos ingreso y sustitución. El efecto total sobre la oferta laboral depende de la magnitud absoluta de dichos efectos. Si dominara el efecto ingreso disminuirían las

horas de trabajo del individuo y sucedería lo contrario si primara el efecto sustitución. La teoría no afirma cuál de los dos efectos es más fuerte, esto depende de las preferencias del individuo.

II.2) MODELO DE ASIGNACIÓN DEL TIEMPO

Desde el punto de vista de los análisis de la oferta de trabajo de la mujer dos temas parecen tener un interés particular, el papel de la familia y la asignación del tiempo. Hasta ahora se ha hablado de la división del tiempo en dos usos: ocio y trabajo en el mercado. A partir de este momento, se considerarán tres posibles usos del tiempo: ocio, trabajo en el mercado y trabajo en el hogar. Las horas trabajadas en el hogar permiten producir bienes hogareños como comida, cuidado de niños, etc.; en tanto las horas de trabajo en el mercado permiten al individuo comprar bienes de consumo. El monto total de bienes disponibles para el individuo es la suma de ambos tipos de bienes.

Debido a un conjunto de fuerzas sociales y económicas es la mujer quien generalmente se especializa en el trabajo en el hogar. En relación a las fuerzas económicas existe evidencia empírica sobre discriminación de género en el mercado laboral que conduce a que la mujer se enfrente a salarios más bajos que el hombre. Siguiendo los desarrollos teóricos de: Bryant, W.K. (1990), Gronau, R. (1977) y Polachek, S.W. y Siebert, W.S. (1993), se presenta a continuación un modelo donde la mujer individualmente decide cómo asignar su tiempo en un contexto familiar.

En este modelo, el individuo deriva satisfacción de los bienes de consumo comprados en el mercado llamados bienes de mercado (C), de los bienes producidos y consumidos en el hogar llamados bienes hogareños (G), y de su tiempo de ocio (L). Al igual que en el modelo anterior, se supone que no se deriva utilidad directa del trabajo. En este caso se considera tanto el trabajo en el mercado como el trabajo en el hogar. Bajo el supuesto de que C y G son perfectos sustitutos la función de utilidad se plantea como sigue:

$$(3) \quad U = u(C + G, L)$$

El individuo maximiza su función de utilidad sujeto a las restricciones: presupuestal, temporal y adicionalmente en este caso está limitado por la tecnología en la producción hogareña.

$$(4) \quad \begin{array}{l} \text{Max } U = u(C + G, L) \\ \text{Sa: } (a) \text{ PC} = \text{WH} + \text{V} \\ \quad \quad (b) \text{ T} = \text{H} + \text{M} + \text{L} \\ \quad \quad (c) \text{ G} = \text{g}(\text{M}; \text{X}) \end{array}$$

siendo M el tiempo de trabajo en el hogar, X los insumos que son bienes comprados en el mercado (tomado como fijos en el corto plazo) y utilizados en la producción hogareña y G la cantidad de bienes hogareños producidos. Los bienes hogareños son producidos combinando el trabajo en el hogar del individuo con otros insumos. La función de producción hogareña (c) especifica la restricción tecnológica involucrada en este proceso productivo.

El individuo produce y/o compra bienes de manera de maximizar la cantidad total de bienes que consume el hogar. Debido a que las primeras horas de trabajo son más productivas en la producción hogareña, la mujer va a estar empleada en el mercado laboral sólo si su salario real, W/P , es al menos igual a su productividad marginal en la producción hogareña, g_m . Dependiendo de sus preferencias, la mujer puede estar en equilibrio tanto si participa en el mercado laboral como si no lo hace.

Un aumento en el *ingreso no laboral* V, incrementa los recursos disponibles para el hogar pero no cambia la tasa de intercambio en el mercado entre bienes y ocio, ni las condiciones de la producción hogareña, permitiendo una mayor demanda por bienes de consumo y ocio, siendo ambos bienes normales. Para una persona empleada, el trabajo en el hogar podría verse afectado ante un incremento en el ingreso no laboral si el aumento fuera lo suficientemente grande como para inducir al individuo a abandonar el mercado laboral e incluso reducir el trabajo en el hogar.

La asignación del tiempo que realiza un individuo entre trabajo en el mercado, trabajo en el hogar y ocio se ve alterada ante cambios en la *tasa salarial*. Un incremento en el salario altera la productividad en el mercado en

relación a la productividad en el hogar (g_m). El individuo encuentra que puede obtener más bienes con la misma cantidad de tiempo dedicado al trabajo, si reduce las horas dedicadas al trabajo en el hogar y aumenta las horas de trabajo en el mercado. Por lo tanto, la mayor productividad en el mercado induce al individuo a sustituir horas de trabajo en el hogar por horas de trabajo en el mercado, de modo que se verifique la igualdad entre el nuevo salario real y la productividad en el hogar, manteniendo constante el monto total de tiempo que gasta trabajando. Esto es llamado *efecto sustitución en la producción*.

El efecto sustitución en la producción no es el único efecto causado por un aumento en el salario. Cuando esto ocurre, el ocio del individuo se vuelve más caro en relación a los bienes de consumo y el individuo es inducido a sustituir el ahora más caro ocio por los bienes de consumo que se vuelven relativamente más baratos, manteniendo constante la satisfacción. Esta sustitución la logra aumentando su tiempo de trabajo en el mercado a expensas de su tiempo de ocio. Debido a que este efecto ocurre en el consumo y no en la producción, es llamado *efecto sustitución en el consumo*.

El *efecto sustitución total* es la suma del efecto sustitución en la producción y del efecto sustitución en el consumo.

Hasta ahora no se ha tenido en cuenta que el aumento del salario tiene un *efecto ingreso*, el cual provoca un aumento de la demanda por ocio y bienes de consumo, siendo ambos bienes normales. El aumento en el tiempo de ocio es a expensas del trabajo en el mercado, dado que el trabajo en el hogar no se ve alterado ante un efecto ingreso.

El *efecto total de un aumento del salario sobre el tiempo de trabajo en el mercado* se conforma del efecto sustitución en el consumo, el efecto sustitución en la producción y el efecto ingreso. Mientras los efectos sustitución de un aumento del salario incrementan el tiempo de trabajo en el mercado, el efecto ingreso lo reduce. El efecto total es positivo o negativo, dependiendo de la capacidad del efecto ingreso de contrarrestar los efectos sustitución. Por lo tanto, la curva de oferta de trabajo puede tener pendiente positiva (a mayor salario, mayor oferta laboral) o negativa (cuanto mayor salario, menor trabajo es ofrecido en el mercado).

El *efecto total de un aumento del salario sobre el tiempo de trabajo en el hogar* es originado solamente por el efecto sustitución en la producción, que como ya vimos, a medida que el salario aumenta provoca una sustitución de trabajo en el hogar por trabajo en el mercado.

El *efecto total de un aumento del salario sobre el tiempo de ocio* se compone del efecto sustitución en el consumo y del efecto ingreso. En tanto el primero, reduce el tiempo de ocio a favor del trabajo en el mercado, el segundo lo incrementa. El resultado final depende de la fortaleza relativa de estos dos efectos.

En *hogares de parejas casadas*, existen poderosos incentivos económicos para la especialización de funciones y división del trabajo entre ellos. La razón es que el hogar puede adquirir más bienes y servicios en un período de tiempo, si cada uno de los cónyuges se especializa en el trabajo en el mercado o trabajo en el hogar de acuerdo a su ventaja comparativa. Se define como ventaja comparativa del trabajo en el mercado sobre el trabajo en el hogar al cociente w_i/g_i ; siendo i la esposa (f) o el esposo (m). Si w_f/g_f es menor que w_m/g_m entonces, el hogar va a obtener más bienes si la esposa se especializa en trabajo en el hogar y el esposo en trabajo en el mercado. En caso contrario, se obtienen más bienes si el esposo se especializa en trabajo en el hogar y la esposa en trabajo en el mercado. Como se mencionó anteriormente, en general la mujer obtiene un menor salario que el hombre y debido a características sociológicas es más productiva que él en las tareas domésticas, por ambas razones es ella quien usualmente se especializa en la producción hogareña. Esto no necesariamente implica que la mujer no trabaje en el mercado.

La llegada de un niño al hogar tiene consecuencias sobre la asignación del tiempo de los padres. En primer lugar, incrementa la productividad de cada esposo en el hogar (g_m), induciendo a ambos a sustituir trabajo en el mercado por trabajo en el hogar. Este incremento en la productividad se debe a las oportunidades de producción conjunta y economías de escala. La producción conjunta ocurre porque el cuidado de los niños permite realizar simultáneamente otras tareas en el hogar y las economías de escala refieren a la caída del costo promedio de los bienes producidos en el hogar cuando aumenta la demanda de bienes de consumo. En segundo lugar, al aumentar el número de miembros del hogar y cambiar la composición de la familia aumenta la demanda de bienes de

consumo de mercado, lo que provoca un incremento en el tiempo de trabajo de mercado. Finalmente, el aumento de la productividad en el hogar tiene un efecto ingreso que induce a una mayor demanda por ocio.

Dado que el tiempo es limitado, cada cónyuge no puede simultáneamente incrementar trabajo en el mercado, trabajo en el hogar y tiempo de ocio. Sin embargo, esto puede ser parcialmente resuelto mediante la división de trabajo de los padres. El arribo del niño tiene dos efectos: efecto sustitución en la producción y efecto ingreso. El primero implica que la madre sustituye trabajo en el mercado por trabajo en el hogar. Mientras que el segundo efecto incrementa el tiempo de ocio. Asimismo, se incrementan las preferencias por bienes en relación al ocio por lo que las curvas de indiferencia se vuelven más planas y deja horas de ocio para obtener el dinero requerido para comprar los bienes extra demandados.

El tiempo que la madre utiliza trabajando en el hogar declina a medida que la edad del niño más pequeño aumenta. Como contrapartida, el tiempo dedicado a trabajo en el mercado o a ocio o a ambos se incrementa. El cuidado de niños es una actividad intensiva en tiempo al principio, pasando a ser una actividad intensiva en bienes cuando el niño llega a la edad escolar.

III - EVIDENCIA EMPÍRICA PARA URUGUAY

Se presenta un análisis descriptivo que permite ordenar los factores que aparecen regularmente en otros trabajos como determinantes de la oferta laboral femenina. Estos factores se dividen en dos grupos, uno referido a las características individuales de las mujeres (edad, educación y estado civil), y otro vinculado con las características del hogar en el que reside (posición de la mujer en el hogar, presencia de niños e ingreso del resto del hogar).

La oferta laboral es medida a través de la tasa de actividad y las horas de trabajo, tanto para Montevideo como para el Interior urbano, a partir de microdatos provenientes de la Encuesta Continua de Hogares (ECH) para el año 1997 relevada por el Instituto Nacional de Estadística (INE). Dicha encuesta cubre al país urbano el cual según el censo más reciente representa al 88% de la población. Se releva en forma continua a lo largo del año y se estructura en dos submuestras, una para la capital y otra para el Interior urbano. La ECH consta de dos grandes grupos de preguntas, el primero referido a la vivienda y el hogar y el segundo a los integrantes del hogar. Este último contiene datos sobre las características individuales, la situación ocupacional, los ingresos y los egresos.

No se realiza un análisis descriptivo del tiempo dedicado a las actividades domésticas ya que éstas no son relevadas por la ECH. Las tasas de actividad para el total del país se calculan ponderando 50% Montevideo y 50% Interior urbano, tal como se hacía con los datos de los años relevados en base al censo de 1985. La intensidad de la inserción laboral se mide a través de las horas totales trabajadas, es decir las horas en la ocupación de mayor ingreso y las horas de otra ocupación.

III.1) OFERTA LABORAL Y CARACTERÍSTICAS INDIVIDUALES DE LA MUJER

III.1.1) OFERTA LABORAL Y EDAD

Al analizar la relación entre la actividad laboral y la edad, debe tenerse en cuenta que existe un marco legal que regula el mercado de trabajo. En Uruguay la edad mínima legal para trabajar es 14 años, entre 14 y 18 años existen determinadas restricciones relacionadas a la duración de la jornada laboral y descanso semanal. La edad de jubilación para la mujer (Ley N° 16.713, setiembre de 1995) pasó a ser 60 años comprendiendo este nuevo sistema a todas las menores de 40 años. Para las mayores de 40 años la edad de jubilación continúa siendo 55 años.

Dado que el objetivo del presente trabajo es el análisis de los determinantes de la participación femenina en el mercado laboral, el tramo de edad seleccionado es aquel que se encuentra poco afectado por la asistencia a centros de enseñanza y la jubilación, o sea las mujeres entre 25 y 54 años.

CUADRO 1: Tasa de actividad según tramos de edad - Año 1997

Tramos de edad	Montevideo	Interior urbano	Total país
De 25 a 44	79,5%	66,8%	73,3%
De 45 a 54	68,0%	59,5%	63,6%
Total (de 25 a 54)	76,0%	64,3%	70,2%

Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta Continua de Hogares 1997.

CUADRO 2: Distribución y promedio de las horas semanales trabajadas de las mujeres entre 25 y 54 años por tramos de edad - Año 1997

	Edad\Horas	Hasta 30	31- 40	41- 50	+ de 50	Promedio
Montevideo	De 25 a 44	31,7%	30,1%	23,4%	14,7%	39,5
	De 45 a 54	35,0%	29,0%	19,7%	16,3%	38,8
	Total (25-54)	32,7%	29,8%	22,3%	15,2%	39,3
Interior urbano	De 25 a 44	36,6%	19,9%	26,4%	17,1%	39,0
	De 45 a 54	35,6%	19,5%	23,0%	22,0%	40,5
	Total (25-54)	36,3%	19,8%	25,3%	18,7%	39,5
Total país	De 25 a 44	33,9%	25,6%	24,7%	15,8%	39,3
	De 45 a 54	35,3%	24,3%	21,3%	19,1%	39,7
	Total (25-54)	34,3%	25,2%	23,7%	16,8%	39,4

Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta Continua de Hogares 1997.

Se observa una concentración en el primer tramo de horas, ya que un 34% del total de mujeres entre 25 y 54 años trabaja menos de 30 horas, en tanto solamente un 17% lo hace más de 51 horas. Este patrón se mantiene en ambos tramos de edad y ámbitos geográficos.

III.1.2) OFERTA LABORAL Y EDUCACIÓN

Otro factor que surge a partir de la literatura económica como determinante de la oferta de trabajo es la educación.

CUADRO 3: Tasa de actividad de mujeres de 25 a 54 años según años de educación - Año 1997

	Montevideo	Interior urbano	Total país
De 0 a 5 años	55,9%	47,1%	49,5%
De 6 a 9 años	68,1%	59,4%	63,3%
De 10 a 12 años	78,4%	75,1%	76,9%
De 13 y más	89,3%	84,2%	87,8%
Total	76,0%	64,3%	70,2%

Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta Continua de Hogares 1997.

Nota: las tasas de participación de los tramos resultantes son significativamente distintas.

Como se puede observar en el cuadro 3, la tasa de actividad crece con el nivel educativo, tanto para Montevideo como para el Interior urbano. Se aprecia una marcada diferencia entre las tasas de actividad de los grupos de menor y mayor nivel educativo, pasando de 50% a 88% aproximadamente para el total del país.

Al observar la intensidad horaria por niveles educativos, los porcentajes más altos se encuentran en el tramo de menos de 30 horas, excepto para las mujeres con 10 a 12 años de educación formal en Montevideo. El promedio de horas trabajadas crece cuando se avanza en los 3 primeros niveles educativos para caer en el nivel más alto (ver anexo I, cuadro 1)

III.1.3) OFERTA LABORAL Y ESTADO CIVIL

Las mujeres que presentan tasas de actividad más bajas son las casadas, las unidas de hecho y las viudas como se aprecia en el cuadro 4.

CUADRO 4: Tasa de actividad para las mujeres de 25 a 54 años según estado civil Año 1997

	Montevideo	Interior urbano	Total país
Unión libre	70,5%	54,7%	62,0%
Casada	70,1%	59,6%	64,7%
Divorciada o Separada	90,1%	84,4%	87,7%
Viuda	71,4%	69,6%	70,5%
Soltera	88,8%	76,3%	82,9%
Total	76,0%	64,3%	70,2%

Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta Continua de Hogares 1997

CUADRO 5: Tasa de actividad para las mujeres según estado civil y tramos de edad Año 1997

Estado civil	Tramo de edad	Montevideo	Interior urbano	Total país
Unión libre	De 25 a 44	72,1%	55,6%	63,4%
	De 45 a 54	65,0%	51,9%	57,5%
Casada	De 25 a 44	74,3%	62,1%	68,2%
	De 45 a 54	61,7%	55,2%	58,2%
Divorciada/Separada	De 25 a 44	91,8%	86,9%	89,7%
	De 45 a 54	87,4%	80,4%	84,5%
Viuda	De 25 a 44	77,1%	77,6%	77,4%
	De 45 a 54	69,8%	66,1%	68,1%
Soltera	De 25 a 44	90,2%	78,6%	85,1%
	De 45 a 54	79,2%	67,7%	72,3%
Total	De 25 a 44	79,5%	66,8%	73,3%
	De 45 a 54	68,0%	59,5%	63,6%

Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta Continua de Hogares 1997

Controlando por edad, a partir del cuadro 5 surge el mismo patrón de comportamiento de la mujer que el observado en el cuadro 4.

Las mujeres casadas y unidas de hecho presentan un porcentaje más alto en el tramo de menos de 30 horas (Ver anexo I, cuadro 2) que en los restantes y a su vez dicho porcentaje es mayor que para los demás estados civiles. Para las divorciadas o separadas se aprecia una distribución más uniforme entre los tramos de horas. Sin embargo, en el Interior urbano sigue pesando más el primero, probablemente debido a que hay un mayor porcentaje de personas que trabajan menos horas en comparación con Montevideo (ver anexo I). En Montevideo, las viudas se concentran en el tramo de menos de 30 horas, en el cual se encuentra aproximadamente el 35% de las mujeres, dicho porcentaje disminuye a medida que aumentan las horas de trabajo. En cambio para el Interior urbano no se observa una concentración en un tramo de horas específico, si bien el más alto es de 41 a 50 horas es prácticamente igual al primero y al último. Para el caso de las solteras se observa un mayor peso en el tramo de 31 a 40 horas para Montevideo, y para el Interior urbano la mayor concentración se presenta en el primer tramo seguido muy de cerca por el tercer tramo.

Los datos anteriormente analizados permiten concluir que el estado civil influye en el mismo sentido en la participación y en la intensidad horaria.

III.2) OFERTA LABORAL, CARACTERÍSTICAS DEL HOGAR Y POSICIÓN DE LA MUJER DENTRO DEL HOGAR

Cada tipo de hogar representa diferentes grados de responsabilidad para la mujer en cuanto a las labores domésticas y cuidado de niños, así como niveles variables de presión económica que dependen del nivel de ingreso familiar (Cepal, 1985). Por lo tanto, la oferta laboral de la mujer es incentivada o dificultada dependiendo del tipo de hogar en que reside.

III.2.1) OFERTA LABORAL Y TIPO DE HOGAR

Se analiza la participación femenina según pertenezcan a un hogar nuclear, unipersonal, monoparental o extendido/compuesto.¹

CUADRO 6: Tasa de actividad para mujeres de 25 a 54 años por tipo de hogar - Año 1997

Tipo de hogar	Montevideo	Interior urbano	Total país
Nuclear	72,0%	60,1%	65,9%
Unipersonal	91,7%	87,8%	90,3%
Monoparental	89,7%	83,3%	86,7%
Extendido/Compuesto	77,5%	66,0%	72,0%
Total	76,0%	64,3%	70,2%

Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta Continua de Hogares 1997

Los datos anteriores sugieren que el tipo de hogar al que pertenece la mujer podría tener alguna importancia sobre la oferta laboral femenina. La mayor participación e intensidad horaria (ver anexo I, cuadro 3) se presenta en los hogares unipersonales y monoparentales, en los cuales la ausencia de cónyuge o compañero probablemente estimule la actividad laboral de la mujer a causa de una mayor presión económica. Asimismo, en los hogares unipersonales suelen ser menores las responsabilidades que demanda el trabajo doméstico. El fenómeno opuesto – menor presión económica y mayores actividades domésticas- podría estar verificándose en los hogares nucleares, lo que explicaría las más bajas tasas de participación y menores horas trabajadas.

En los hogares extendidos y compuestos, la presencia de otros miembros influiría también sobre la inserción laboral femenina pero es difícil prever el efecto final por cuanto depende de la edad, sexo, relación de parentesco con el jefe de hogar y de la condición de actividad de dichos miembros. La contribución que pueden hacer estos miembros en cuanto a las labores domésticas o cuidado de niños, facilita la actividad laboral de la mujer. En cambio, estos miembros pueden aportar ingresos al hogar disminuyendo la presión económica sobre la mujer y trayendo su participación.

Si consideramos dentro del tipo de hogar el parentesco con el jefe (cuadro 7), se encuentra que la mayor participación se verifica para las mujeres en hogares unipersonales y para las jefas e hijas en hogares monoparentales, siguiendo las hijas en hogares nucleares. Asimismo se observa una alta tasa de actividad de las hijas en todos los hogares, la cual se encuentra en el rango 72,5% a 93,2%. Esto sugiere por un lado que sus menores responsabilidades hogareñas facilitarían su participación en el mercado de trabajo y por otro lado podría deberse a un efecto generacional.

CUADRO 7: Tasa de actividad para las mujeres de 25 a 54 años por parentesco y tipo de hogar - Año 1997

Montevideo

Parentesco\ Hogar	Nuclear	Unipersonal	Monoparental	Extendido/Compuesto
Jefa	76,5%	91,7%	89,1%	82,4%
Cónyuge	71,0%			66,0%
Hija	87,6%		93,2%	85,6%
Otra				76,0%

¹ El hogar nuclear es el compuesto por el jefe y su cónyuge con o sin hijos menores de 30 años; el unipersonal es el compuesto por el jefe únicamente; el monoparental es el constituido por el jefe y sus hijos menores de 30 años; el extendido es el compuesto por el jefe y familiares entre los cuales está presente algún miembro que no es hijo del jefe o, siendo un hijo, tiene por lo menos 30 años y el compuesto es el constituido por personas entre las cuales existe al menos una que no es familiar del jefe. A los efectos del trabajo los hogares extendidos y compuestos se analizan en conjunto.

Interior urbano

Parentesco\ Hogar	Nuclear	Unipersonal	Monoparental	Extendido/Compuesto
Jefa	74,0%	87,8%	83,4%	77,2%
Cónyuge	59,0%			55,3%
Hija	82,0%		81,6%	72,5%
Otra				66,4%

Total país

Parentesco\ Hogar	Nuclear	Unipersonal	Monoparental	Extendido/Compuesto
Jefa	75,6%	90,3%	86,3%	80,3%
Cónyuge	64,7%			60,5%
Hija	85,2%		89,3%	79,1%
Otra				71,8%

Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta Continua de Hogares 1997

III.2.2) OFERTA LABORAL Y NIÑOS

Como se deriva de modelos teóricos que analizan el efecto del tamaño del hogar en la oferta laboral de la mujer, se espera que la llegada de un niño al hogar haga que la mujer sustituya trabajo en el mercado por trabajo en el hogar, ya que crece su productividad hogareña. Esta decisión de asignar más tiempo a las tareas hogareñas se mantiene mientras el niño es pequeño. Dicho comportamiento parece reflejarse en el siguiente cuadro.

CUADRO 8: Tasa de actividad para las mujeres de 25 a 54 años según cantidad y edad de los niños - Año 1997

	Ninguno	Uno	Dos	Tres
Montevideo				
Niños de 0 a 2	77,3%	69,7%	62,8%	*
Niños de 3 a 5	77,2%	71,1%	63,6%	*
Niños de 6 a 12	77,4%	74,3%	72,3%	71,0%
Interior urbano				
Niños de 0 a 2	66,4%	57,1%	44,3%	*
Niños de 3 a 5	66,1%	59,3%	47,3%	
Niños de 6 a 12	66,3%	63,6%	60,9%	51,8%
Total país				
Niños de 0 a 2	71,9%	63,0%	51,6%	*
Niños de 3 a 5	71,8%	64,9%	54,2%	*
Niños de 6 a 12	72,3%	68,6%	66,1%	60,3%

Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta Continua de Hogares 1997

* Significa que el tamaño muestral no permite realizar estimaciones confiables

En el cuadro 8, se observa que la tasa de participación cae cuando se pasa de no tener niños en el hogar a tener uno y continúa en descenso a medida que el número de niños aumenta, siendo la caída más pronunciada para los niños más pequeños.

Analizar la presencia de niños en el hogar tomando en cuenta la edad del más pequeño en lugar de la cantidad de niños según tramos de edad, evita duplicar el efecto del más pequeño por el hecho de que en el hogar existan niños en distintos tramos de edad. Debido a que los niños más pequeños son más intensivos en tiempo de cuidado de la madre, la oferta de trabajo de la mujer se ve disminuida ante su presencia, como lo sugiere el cuadro 9.

CUADRO 9: Tasa de actividad para las mujeres de 25 a 54 años según edad del menor niño del hogar - Año 1997

	Montevideo	Interior urbano	Total país
Ninguno	78,1%	66,9%	73,0%
De 0 a 2 años	68,6%	55,0%	61,3%
De 3 a 5 años	72,9%	61,6%	67,1%
De 6 a 12 años	78,0%	68,1%	72,7%
Total	76,0%	64,3%	70,2%

Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta Continua de Hogares 1997

Como se observa en el cuadro anterior al aumentar la edad del infante la actividad laboral crece alcanzando niveles similares a las mujeres sin niños. Estos resultados concuerdan con lo sugerido por la evidencia empírica acerca de que los niños se vuelven intensivos en bienes más que en tiempo al comienzo del ciclo escolar. Se resalta el alto porcentaje (44,6%) de mujeres que se encuentran en el tramo de menos de 30 horas (ver anexo I, cuadro 4) cuando existe un niño de 0 a 2 años de edad en el hogar. A medida que aumenta la edad del menor disminuye el porcentaje de mujeres en el primer tramo de horas.

Resulta interesante observar la diferencia en el promedio de horas trabajadas (ver anexo I, cuadro 4) cuando no hay un niño pequeño en el hogar y cuando hay un menor de 2 años y la similitud entre el promedio cuando no hay un niño y cuando el menor tiene entre 6 y 12 años. El comportamiento anteriormente mencionado en cuanto a la participación se observa en los hogares nucleares y extendidos o compuestos como se presenta en el siguiente cuadro.

CUADRO 10: Tasa de actividad para las mujeres de 25 a 54 años según edad del menor niño y tipo de hogar - Año 1997
Montevideo

Edad del menor \ Hogar	Nuclear	Monoparental	Extendido\compuesto
Ninguno	72,2%	90,1%	81,1%
De 0 a 2 años	69,8%	69,2%	66,8%
De 3 a 5 años	70,6%	87,2%	74,3%
De 6 a 12 años	74,1%	93,2%	80,2%

Interior urbano

Edad del menor \ Hogar	Nuclear	Monoparental	Extendido\compuesto
Ninguno	61,9%	80,7%	69,4%
De 0 a 2 años	51,8%	82,2%	56,3%
De 3 a 5 años	56,4%	92,6%	63,9%
De 6 a 12 años	64,0%	83,9%	72,4%

Total del país

Edad del menor \ Hogar	Nuclear	Monoparental	Extendido\compuesto
Ninguno	67,2%	86,1%	76,1%
De 0 a 2 años	60,7%	77,5%	60,8%
De 3 a 5 años	63,0%	90,3%	69,4%
De 6 a 12 años	68,4%	88,7%	76,3%

Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta Continua de Hogares 1997

IV.2.3) OFERTA LABORAL Y QUINTILES DE INGRESO

Como se desprende del marco teórico de esta investigación y se corrobora en la evidencia encontrada para Uruguay y otros países, la oferta laboral femenina se ve afectada por el ingreso que recibe el hogar. Para observar como varía la oferta de trabajo de la mujer, la misma se analiza según quintiles de ingreso real del núcleo familiar excluyendo su propio ingreso salarial.

CUADRO 11: Tasa de actividad para las mujeres de 25 a 54 años por quintiles de ingreso del hogar excluido el ingreso salarial propio - Año 1997

	Montevideo	Interior urbano	Total país
1er. Quintil	86,1%	77,2%	80,1%
2do. Quintil	74,9%	64,6%	67,7%
3er. Quintil	72,9%	59,3%	66,8%
4to. Quintil	75,2%	61,4%	67,3%
5to. Quintil	70,7%	59,1%	69,0%

Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta Continua de Hogares 1997

La participación femenina desciende a medida que aumenta el ingreso del hogar, o sea mientras mayor es el ingreso proveniente de otras fuentes dentro del hogar menor es la necesidad percibida por la mujer de ingreso adicional para atender las necesidades propias y de los demás miembros del hogar y, por tanto, menor es la presión económica para que la mujer trabaje.

En relación a las horas se observa (ver anexo I, cuadro 5) que para Montevideo las mujeres que trabajan menos son las que pertenecen a los hogares de los quintiles de ingresos más altos y las que trabajan más de 41 horas son las de los hogares de más bajos ingresos, lo cual estaría denotando la influencia de la presión económica en la intensidad horaria. Para el Interior urbano los mayores porcentajes se observan para el primer y tercer tramo de horas en forma independiente del quintil al que pertenece la mujer.

IV - ¿CAMBIOS EN LA COMPOSICIÓN DE LA POBLACIÓN O CAMBIOS DE CONDUCTA?

Como se analizó al comienzo de este trabajo, en los últimos años se verificó un fuerte crecimiento en la tasa de actividad femenina. Asimismo, en el capítulo anterior se vió que la oferta laboral es afectada por distintas variables. Resulta interesante investigar si el crecimiento observado en la última década se explica por cambios en la composición de la población con respecto a estas variables o por cambios de conducta.

Siguiendo la metodología de T.P.Schultz (1978) se analiza el cambio en las tasas de participación femenina en la fuerza laboral entre 1987 y 1997, descomponiéndolo en el cambio debido a modificaciones en las tasas de participación por categoría de la variable (cambios de conducta) y aquel debido a cambios en la distribución relativa de la población entre las categorías (cambios en la estructura). Dichas variables son: edad, educación, estado civil, tipo de hogar y edad del menor niño del hogar. El análisis se realiza para la capital y el Interior urbano.

En el cuadro siguiente, se presenta en la columna 1 la tasa de participación agregada para las mujeres de 25 a 54 años para 1987, en la columna 2 lo mismo para 1997 y en la columna 3 la diferencia entre estas tasas. En la columna 4 se plantea la contribución porcentual del cambio en la estructura poblacional al cambio total en la tasa de actividad. El cambio en la estructura poblacional se calcula manteniendo constante las tasas de participación dentro de las categorías a los niveles de 1987 o 1997 (ponderadores), como se muestra en la siguiente ecuación:

$$\Delta E * TA_i^K = \Sigma (E_i^{1997} - E_i^{1987}) * TA_i^K$$

siendo TA la tasa de actividad, E la distribución de la población, el subíndice i-ésimo cada una de las categorías de la variable, K el año por el cual se pondera (1987 o 1997) y Δ la variación. La contribución de este cambio al cambio total se calcula como el cociente entre $(\Delta E * TA_i^K) * 100$ y la variación total en la tasa de actividad planteada en la columna 3.

En la columna 5 se plantea la contribución porcentual del cambio en la tasa de actividad al cambio total. El cambio en la tasa de actividad se calcula manteniendo constante la estructura poblacional dentro de las categorías a los niveles de 1987 o 1997, como se presenta en la siguiente ecuación:

$$\Delta TA * E_i^K = \Sigma (TA_i^{1997} - TA_i^{1987}) * E_i^K$$

La contribución al cambio total se calcula como el cociente entre $(\Delta TA * E_i^K) * 100$ y la variación total en la tasa de actividad que se encuentra en la columna 3. Finalmente en la columna 6 se plantea el cambio residual, el cual se calcula como 100 menos la contribución porcentual realizada por el cambio en la estructura y en la tasa de actividad.

Descomposición de los cambios de la tasa de actividad entre 1987 y 1997

Montevideo

	Tasa de actividad			Contribución porcentual al cambio total		
	1) 1987	2) 1997	3) Cambio total	4) Cambio estructura	5) Cambio tasa de actividad	6) Cambio residual
	68,1	76,0	7,9			
I-Edad (2 categorías)						
Ponderadores 1987				0,3%	99,7%	-0,1%
Ponderadores 1997				0,3%	99,7%	0,0%
II-Educación (4 categorías)						
Ponderadores 1987				42,5%	51,6%	5,9%
Ponderadores 1997				47,7%	56,8%	-4,5%
III-Estado Civil (5 categorías)						
Ponderadores 1987				16,2%	88,5%	-4,6%
Ponderadores 1997				11,5%	83,8%	4,6%
IV-Tipo de Hogar (4 categorías)						
Ponderadores 1987				7,6%	94,4%	-2,0%
Ponderadores 1997				5,3%	92,2%	2,5%
V-Edad del menor (4 categorías)						
Ponderadores 1987				5,1%	97,7%	-2,8%
Ponderadores 1997				2,1%	94,7%	3,2%

Interior urbano

	Tasa de actividad			Contribución porcentual al cambio total		
	1) 1987	2) 1997	3) Cambio total	4) Cambio estructura	5) Cambio tasa de actividad	6) Cambio residual
	56,3	64,3	8,0			
I-Edad (2 categorías)						
Ponderadores 1987				-9,9%	104,1%	5,8%
Ponderadores 1997				-8,4%	105,7%	2,7%
II-Educación (4 categorías)						
Ponderadores 1987				30,9%	64,1%	5,1%
Ponderadores 1997				35,6%	68,8%	-4,5%
III-Estado Civil (5 categorías)						
Ponderadores 1987				15,3%	90,7%	-6,0%
Ponderadores 1997				9,9%	85,4%	4,6%
IV-Tipo de Hogar (4 categorías)						
Ponderadores 1987				9,2%	93,6%	-2,8%
Ponderadores 1997				6,0%	90,4%	3,6%
V-Edad del menor (4 categorías)						
Ponderadores 1987				3,8%	95,5%	0,7%
Ponderadores 1997				4,7%	96,4%	-1,1%

Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta Continua de Hogares 1987 y 1997.

A partir de este análisis de descomposición se concluye, que el cambio en la tasa de actividad de las mujeres entre 25 y 54 años, de aproximadamente 8 puntos porcentuales entre 1987 y 1997, se debe a un aumento de la participación en sí misma más que a modificaciones en la estructura poblacional con respecto a las variables analizadas, lo que sugiere un cambio de conducta de las mujeres uruguayas. La variable nivel educativo presenta un patrón diferente ya que la variación en la estructura poblacional explica en forma importante el cambio en la tasa de participación agregada.

Las conclusiones que surgen de este estudio de descomposición generan una interrogante acerca del poder explicativo que tienen las variables analizadas sobre la oferta laboral de las mujeres.

V - DETERMINANTES DE LA ACTIVIDAD FEMENINA EN URUGUAY - AÑO 1997

V.1) ASPECTOS METODOLÓGICOS

Con el objetivo de corroborar las relaciones teóricas planteadas al comienzo de este trabajo y responder a la interrogante que surge del análisis de descomposición se realiza una estimación de la oferta laboral femenina. La estimación se efectúa para Montevideo y el Interior separadamente con el fin de comprobar si existen diferencias entre estas regiones.

Primero se derivó la forma reducida a estimar siguiendo a Killingsworth, que tiene tres ecuaciones: una ecuación de participación, una ecuación salarial y una de horas.

- (1) $\Pr(\text{participe}) = \Pr(W > TMS_{i,t}(V, T, X_1, e))$
- (2) $W = W(X_2, e_w)$
- (3) $H = H(V, W, X_1, e_{11})$

Donde:

X_1 representa características de la mujer

e es un término de error no observable que representa las diferencias interpersonales en los gustos

V es el ingreso no salarial

W es el salario real

T es el tiempo total disponible

X_2 representa variables observables como la edad, educación y experiencia

e_w es un término de error que representa factores inobservables como la motivación y habilidades innatas

e_{11} es el término de error de la ecuación de horas

La forma reducida presenta algunos problemas metodológicos que se desarrollan a continuación.

V.1.1) ECUACIÓN DE PARTICIPACIÓN

Se estima un modelo probit donde la variable dependiente es una variable binaria (Y_i) que vale 1 si la mujer participa en el mercado laboral y 0 si no lo hace. Como se analizó previamente, una mujer va a participar en el mercado laboral si el costo de oportunidad de no hacerlo es mayor que su salario de reserva. La decisión la toma en base a un indicador latente I constituido por variables que representan características individuales y del hogar ($I_i = X'_i * \beta$). Cada mujer va a participar o no de acuerdo a un umbral I^* tal que si $I > I^*$ la mujer decidirá participar en el mercado de trabajo, así la probabilidad de que participe en el mercado de trabajo se calcula de la siguiente forma:

$$(4) \quad P(\text{participe}) = P(Y_i = 1) = P(I^* < I_i) = \Phi(I_i) = \Phi(X'_i * \beta / \sigma)$$

Donde X'_i representa características individuales de la mujer y características de su hogar. El modelo probit supone que la función $\Phi(\cdot)$ es la función de distribución de una normal estandarizada. Debido a que es un modelo de tipo no lineal la estimación se realiza por máxima verosimilitud.

Las estimaciones de los parámetros de un modelo probit no indican el aumento exacto en la probabilidad de participar ante un aumento en la variable explicativa, ya que

$$(5) \quad \partial Y / \partial X_j = \phi(X'_i * \beta / \sigma) * \beta_j$$

Esta expresión permite obtener el efecto marginal de la variable X_j en la probabilidad de éxito. La función ϕ (función de densidad de una normal estándar) se valúa en los valores medios de las variables explicativas y se multiplica por los coeficientes estimados.

V.1.2) ECUACIÓN SALARIAL

La segunda ecuación estimada es la ecuación salarial. Al estimarla para todas las mujeres, sólo se dispone de datos para aquellas que trabajan, o sea las que obtienen un salario de mercado mayor que su salario de reserva. En estos casos se tiene una muestra no aleatoriamente elegida, porque involucra un proceso previo de decisión por parte de las mujeres observadas, que las induce a incluirse o no dentro de la muestra. Por lo tanto, de la ecuación salarial con dicha muestra no se puede inferir el costo de oportunidad para toda la población. Esto es lo que se conoce como sesgo de selección o autoselección.

Heckman propone un procedimiento en dos etapas para identificar y especificar el sesgo de selección. En la primera etapa se estima la ecuación de participación mediante el modelo probit anteriormente descrito y se obtienen las estimaciones que permiten construir la variable λ (inverso del ratio de Mill) que representa el sesgo de selección. En la segunda etapa se estima la ecuación salarial por MCO incluyendo como regresor a λ , y se realiza la prueba de significación de dicha variable. Si se rechaza que su coeficiente es cero puede afirmarse que efectivamente existe sesgo de selección. Este fue el procedimiento adoptado en nuestra investigación. Para un análisis más detallado ver Heckman (1979) o Greene (1993).

V.1.2) ECUACIÓN DE HORAS

El tercer paso es estimar la ecuación de horas. Al estimar las horas de trabajo se está frente a un modelo censurado ya que sólo se observa la variable dependiente para aquellas mujeres que trabajan y no se observa para las que no lo hacen. Sin embargo las variables explicativas se observan para todas las mujeres, por lo cual no se excluyen de la muestra y aportarán al análisis el hecho de que no trabajan. El modelo se plantea como sigue:

$$\begin{aligned} (6) \quad H_i &= X_i' \gamma + u_i && \text{si } H_i > 0 \\ (7) \quad H_i &= 0 && \text{si } H_i = 0 \end{aligned}$$

siendo H_i las horas trabajadas, X_i' el conjunto de variables explicativas, γ sus parámetros asociados y u_i el término de perturbación.

La estimación de la ecuación (9) por MCO implica que sólo las observaciones para las cuales $u_i > -(X_i' \gamma)$ son usadas en la estimación, así u_i sigue una distribución normal truncada con media mayor que 0. Por lo anterior no es posible aplicar MCO y es necesario un método de máxima verosimilitud que tome en cuenta todas las observaciones. La función de verosimilitud con que se trabaja se conoce como modelo tobit y combina funciones de densidad y de distribución acumuladas:

$$(8) \quad L = \prod_j (1/\sigma) * \phi((H_j - (X_j' \gamma))/\sigma) \prod_k \Phi(-X_k' \gamma/\sigma)$$

Donde j se refiere al conjunto de mujeres que trabajan y k a las que no lo hacen, $\phi(\cdot)$ y $\Phi(\cdot)$ a la función de densidad y distribución acumulada de una normal estandarizada respectivamente. Se utiliza un modelo tobit ya que 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.

Al igual que en el modelo probit, los coeficientes asociados a las variables explicativas no reflejan el cambio en las horas esperadas ante una variación en dichas variables, por lo que se deben calcular los efectos marginales de la siguiente forma:

$$(9) \quad \partial E(H_i/X_i) / \partial X_i = \gamma \Phi(-X_i' \gamma / \sigma)$$

La función de distribución acumulada se calcula valuada en los valores medios de las variables explicativas y luego se multiplica por los coeficientes estimados para obtener el efecto marginal de la variable X_j en las horas trabajadas.

McDonald y Moffit (ver Johnston, 1997) proponen una descomposición de los coeficientes del modelo tobit que permite extraer mayor información acerca de ellos. Los cambios en las horas trabajadas se pueden descomponer en dos: la intensidad horaria una vez que la mujer participa y la probabilidad de que participe en el mercado laboral, como se plantea en la siguiente ecuación:

(13)

$$\frac{\partial E \left[\frac{H_i}{X_i} \right]}{\partial x_k} = \text{prob} \left(H_i^* > 0 \right) \frac{\partial E \left[\frac{H_i}{X_i}, H_i^* > 0 \right]}{\partial x_k} + \frac{\partial \text{prob} \left(H_i^* > 0 \right)}{\partial x_k} E \left[\frac{H_i}{X_i}, H_i^* > 0 \right]$$

El primer término del lado derecho de la ecuación refleja el cambio en las horas de trabajo de las personas que ya están trabajando ponderado por la probabilidad de participación. El segundo término es el cambio en la probabilidad de participación ponderado por el valor esperado de horas ofrecidas por las personas que están trabajando. A partir de esta ecuación se puede calcular el grado en que las respuestas de oferta de trabajo se pueden asociar con un cambio en las tasas de participación o con un cambio en la oferta de trabajo por parte de las personas que ya están trabajando.

V.2) VARIABLES UTILIZADAS

Las *variables independientes* utilizadas en la estimación intentan incorporar los diferentes factores determinantes de la participación, de las horas trabajadas y de los salarios.

En cuanto a las características individuales se incluyen:

- Edad.
- Años de educación formal.
- Variables dicotómicas que representan al estado civil: casada o en unión libre, soltera, viuda y separada o divorciada.
- Estatus de jefa de hogar.
- Salario (se imputa a partir de la ecuación salarial) medido en logaritmos.
- Experiencia en el puesto actual de trabajo.

En relación a las características del hogar se incorporan las siguientes variables:

- Ingreso del resto del hogar per cápita, incluye total de ingresos para todos los miembros del hogar descontando los ingresos laborales de la mujer, deflactados con el IPC con base enero de 1997 = 100. Se calcularon per cápita y se toma su logaritmo neperiano.
- Posición dentro de los distintos tipos de hogares, son variables dicotómicas que surgen de la combinación del parentesco de la mujer con el jefe de hogar y del tipo de hogar en que reside. Se incluyeron 4 variables dicotómicas: esposa en hogar nuclear, hija en hogar nuclear, jefa e hija en hogar monoparental y jefa en hogar unipersonal, hogar extendido o compuesto.
- Variables dicotómicas que buscan recoger la presencia o ausencia de los niños más pequeños del hogar. Una de ellas vale 1 si el menor niño del hogar tiene entre 0 y 2 años, otra vale 1 cuando tiene entre 3 y 5 años y la última vale 1 si no se encuentran niños entre 0 y 5 en el hogar o de haberlo es mayor de 5.
- Estatus de no propietaria de la vivienda, es una variable dicotómica que toma el valor 1 si el hogar no es propietario de la vivienda en que habita.

La *variables explicada* en la ecuación salarial es el ingreso total (de la ocupación principal y secundaria) por hora deflactado por el IPC con base 1/97 y medido en logaritmos. En lo referente a las horas trabajadas, la medida utilizada es el número total de horas semanales trabajadas en todas sus ocupaciones.

V.3) RESULTADOS DEL MODELO ESTIMADO

Se estiman dos modelos para las mujeres de 25 a 54 años. El primer modelo (modelo 1) hace hincapié en el estado civil de la mujer como determinante de su oferta laboral y se aplica para Montevideo e Interior urbano. El segundo modelo (modelo 2) pone énfasis en la posición de la mujer dentro de los distintos tipos de hogar, con el objetivo de recoger diferentes situaciones tipo y se aplica a la capital. El tamaño de la muestra es 5989 mujeres en Montevideo y 5916 en el Interior urbano. En el cuadro 1 se presentan los resultados de las estimaciones por máxima verosimilitud de las ecuaciones de participación (probit) y de horas (tobit).

CUADRO 1: Determinantes de la oferta laboral femenina

Variable	MODELO 1 (1)		MODELO 1 (1)		MODELO 2 (2)	
	Montevideo		Interior urbano		Montevideo	
	Participación	Horas	Participación	Horas	Participación	Horas
Constante	-1,1315 (0,0151)	0,4900 (0,9588)	-1,4580 (0,0011)	-8,6264 (0,4409)	-0,7503 (0,1151)	-1,5742 (0,8709)
Edad	0,1034 (0,0000)	-1,3156 (0,0047)	0,0978 (0,0000)	-1,5517 (0,0049)	0,0881 (0,0002)	-1,1277 (0,0183)
Edad ^2	-0,0015 (0,0000)	0,0118 (0,0450)	-0,0013 (0,0000)	0,0158 (0,0219)	-0,0013 (0,0000)	0,0091 (0,1294)
Años de educación	0,0866 (0,0000)	0,2772 (0,5859)	0,0972 (0,0000)	2,1050 (0,0001)	0,0864 (0,0000)	0,1084 (0,8313)
Años de educación ^ 2		-0,1087 (0,0000)		-0,2314 (0,0000)		-0,0977 (0,0000)
Casada o unión libre	-0,7063 (0,0000)	-16,0601 (0,0000)	-0,6004 (0,0000)	-19,3614 (0,0000)		
Soltera	-0,1690 (0,0669)	-5,5288 (0,0001)	-0,2106 (0,0163)	-5,2268 (0,0027)		
Viuda	-0,5105 (0,0001)	-13,0353 (0,0000)	-0,4329 (0,0007)	-8,8465 (0,0016)		
Log ingreso p/c	-0,0444 (0,0199)	-1,9648 (0,0000)	-0,0568 (0,0043)	-3,1695 (0,0000)	-0,0350 (0,0713)	-1,7568 (0,0000)
Menor niño entre 0 y 2 años	-0,3402 (0,0000)	-15,3000 (0,0000)	-0,3711 (0,0000)	-16,4948 (0,0000)	-0,4018 (0,0000)	-16,5408 (0,0000)
Menor niño entre 3 y 5 años	-0,2238 (0,0002)	-8,6101 (0,0000)	-0,2239 (0,0000)	-10,5978 (0,0000)	-0,2706 (0,0000)	-9,6338 (0,0000)
No propietario	0,2679 (0,0000)	6,7451 (0,0000)	0,0967 (0,0190)	5,4016 (0,0000)	0,2725 (0,0000)	7,4139 (0,0000)
Jefa	0,1601 (0,0250)	6,0339 (0,0000)	0,3799 (0,0000)	11,3084 (0,0000)		
Salario imputado		19,8541 (0,0000)		25,1437 (0,0000)		19,8514 (0,0000)
Esposa en hogar nuclear					-0,7233 (0,0000)	-17,2558 (0,0000)
Hija en hogar nuclear					-0,5236 (0,0008)	-9,4988 (0,0002)
Hogar extendido o compuesto					-0,4588 (0,0000)	-9,1683 (0,0000)
% correctamente predicho	76%		67%		76%	
LR (ratio de verosimilitud)		4452,48		5423,26		4459,78

Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta Continua de Hogares 1997.

Nota: Los valores entre paréntesis representan el nivel de significación de la variable

(1): las variables dicotómicas omitidas son : separada o divorciada en el estado civil y no presencia de niños entre 0 y 5 años (incluye no presencia de niños o presencia de niños mayores de 5 años).

(2): las variables dicotómicas omitidas son: jefa e hija en hogar monoparental y jefa en hogar unipersonal; y no presencia de niños entre 0 y 5 años (incluye no presencia de niños o presencia de niños mayores de 5 años).

El interés de los resultados de la estimación estriba en poder mostrar la importancia relativa de los factores considerados determinantes de la oferta laboral y el tipo de efecto que ejercen sobre la misma. La significación estadística de las variables y la magnitud de sus coeficientes ilustran el primer aspecto. El signo de cada coeficiente indica el tipo de efecto que ejerce una variable sobre la variable explicada. En el caso de las variables dicotómicas la interpretación es algo distinta a las variables continuas por el hecho de que el coeficiente indica el impacto en la variable dependiente de un cambio en una variable explicativa con respecto a la variable omitida.

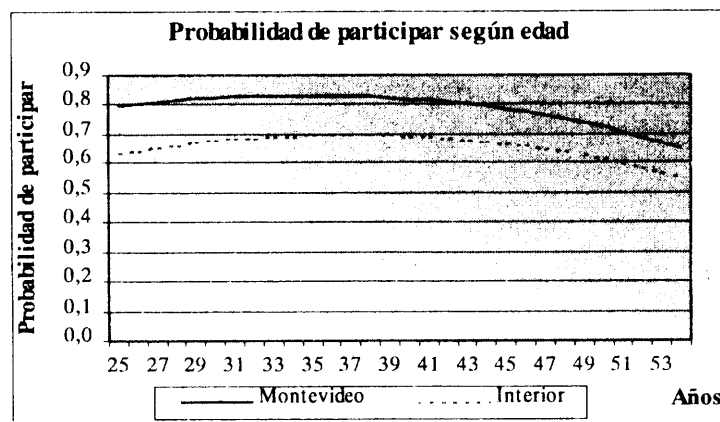
V.3.1) RESULTADOS DEL MODELO 1

Los resultados para el modelo 1 indican que tanto en la probabilidad de participar como en las horas, influyen las características individuales así como las referentes al hogar, y ambos grupos lo hacen en el sentido esperado.

En cuanto a la **edad**, presenta un signo positivo el término no cuadrático y negativo el término cuadrático en la ecuación de participación, lo que sugiere que a mayor edad, mayor es la probabilidad de participar, pero a partir de los 34 años en Montevideo y 37 años en el Interior dicha probabilidad cae. En la ecuación de horas, el término no cuadrático presenta signo negativo mientras que el término cuadrático resulta positivo, lo que sugiere que disminuye a tasa creciente su intensidad horaria cuando aumenta su edad.

En el trabajo para Uruguay ya citado (Diez de Medina y Rossi, 1992) se encontró que la variable edad resulta significativa tanto en la ecuación de participación como en la de horas y con signo positivo en la primera y negativo en la segunda.

La probabilidad de participar para una mujer que reside en Montevideo siempre es mayor que para una mujer del Interior para todas las edades, como se puede observar en el siguiente gráfico.



Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta Continua de Hogares 1997, cálculos a partir de las estimaciones del modelo.
Nota: las probabilidades de participación se calculan valuando las variables en su media a excepción de la variable de interés.

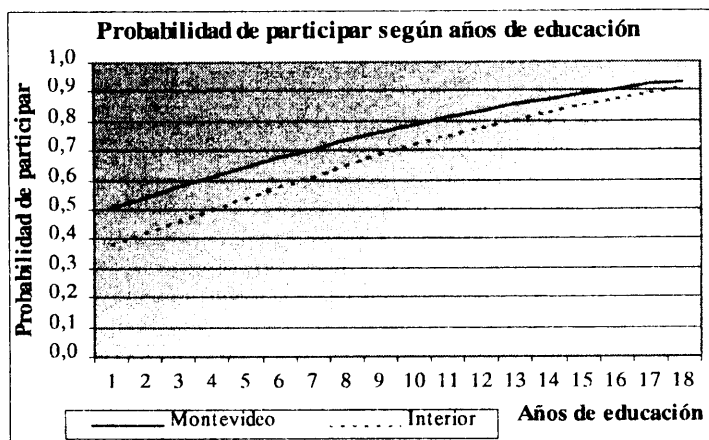
Un hecho interesante es que aún al incluir directamente variables asociadas con el ciclo vital (estado civil, estatus de jefa), la edad continua siendo significativa. Una explicación que se ha sugerido al respecto, es que la edad no sólo refleja el impacto sobre la oferta de las distintas etapas del ciclo de vida, sino también los cambios de más largo plazo que modifican las actitudes frente al trabajo de las distintas generaciones de mujeres (efecto generacional o cohorte).

En relación al **estado civil**, las mujeres casadas o en unión libre son las que presentan la menor probabilidad de participar, le siguen las viudas y las solteras, en tanto la mayor probabilidad se verifica en las mujeres separadas o divorciadas. El mismo patrón de comportamiento de los distintos estados civiles se observa en la intensidad horaria.

El efecto de la **educación** sobre la participación es positivo y estadísticamente significativo. En la ecuación de horas resultó significativo su término cuadrático presentando signo negativo.

En Montevideo no resulta significativo el término no cuadrático de la variable años de educación, lo cual indica una relación inversa entre los años de educación y las horas de trabajo. Sin embargo, en el Interior resulta significativo, por lo cual para los primeros años se encuentra una relación positiva entre los años de educación y las horas de trabajo, llegando a un máximo a partir del cual surge una relación inversa entre ambas variables.

Las mayores diferencias en la probabilidad de participación entre Montevideo y el Interior se presentan cuando las mujeres tienen pocos años de educación, acercándose cuando tienen más de 13 años de instrucción formal, como se aprecia en la siguiente gráfica.



Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta Continua de Hogares 1997, cálculos a partir de las estimaciones del modelo.
 Nota: las probabilidades de participación se calculan valuando las variables en su media a excepción de la variable de interés.

Por otro lado, puede verificarse la diferente incidencia de la educación observando el efecto marginal de dicha variable que es en Montevideo 0,025 y en el Interior 0,036 (ver anexo II).

La educación tiene un fuerte efecto en la participación en todos los estados civiles, aunque es mayor para las mujeres casadas o en unión libre, tanto para Montevideo como para el Interior. Si bien el estado civil resulta ser un factor determinante de la participación femenina, es interesante observar que las probabilidades de participación varían si se consideran también los años de educación. Para Montevideo se encuentra que una mujer casada con 18 años de educación tiene una probabilidad de participar que asciende a 90%², mientras que para el mismo estado civil con 5 años de educación dicha probabilidad es 57%. Para una mujer separada o divorciada las probabilidades son respectivamente 98% y 81%.

Se encuentra que la probabilidad de que una mujer pertenezca a la fuerza laboral es relativamente alta para mujeres **jefas** de hogar. Asimismo la intensidad horaria es mayor si la mujer es jefa de hogar. Se observa una mayor influencia de este estatus de jefa de hogar en el Interior con respecto a Montevideo, tanto en la probabilidad de participar como en la intensidad horaria. La probabilidad de que una mujer jefa participe en el mercado laboral es 77% mientras que para una no jefa es 64%, es decir existe una diferencia de 13 puntos porcentuales, en tanto dicha diferencia para la capital es de solamente 4 puntos.

En relación a las variables que intentan capturar el efecto de las **características del hogar** en la participación como el ingreso del resto del hogar per cápita, presencia de menores y el estatus de propietaria de la vivienda, son estadísticamente significativas.

El **ingreso del resto del hogar per cápita** presenta un signo negativo en la ecuación de participación y de horas, como es esperable de acuerdo al marco teórico, ya que su aumento (disminución) produce un efecto ingreso puro que deprime (incrementa) la oferta laboral. Sin embargo, este efecto de necesidad de ingreso es de menor importancia relativa en comparación a las características individuales. Así, la probabilidad de participar es 80%

² Las probabilidades se calculan valuando las variables en sus valores medios a excepción de los años de educación y el estado civil. Esta última toma valor 1 para el estado civil de interés y 0 en los restantes.

para una mujer de un hogar con un ingreso equivalente al primer cuartil de la distribución y cae solamente un punto para el tercer cuartil.

La **presencia de niños** en el hogar tiene consecuencias sobre la asignación del tiempo de la mujer. Debido a que el tiempo es limitado, es necesaria una división del trabajo en el hogar y por razones culturales, es la mujer quien se especializa en el trabajo hogareño, por lo que reduce su tiempo de trabajo en el mercado. La presencia de niños pequeños en el hogar afecta negativamente la oferta laboral de la mujer y su efecto es menor a medida que la edad del niño aumenta. Para las mujeres casadas o en unión libre que residen en la capital, la probabilidad de participar cuando hay un niño menor de 2 años en el hogar es 64%, cuando la edad del menor niño se encuentra entre 3 y 5 es 69%, en tanto la probabilidad es 76% cuando no hay ningún niño menor a 5 años en el hogar. Esto indica que el cambio más sustancial se verifica cuando se comparan los hogares con presencia de menores a 5 años y los hogares restantes. Cabe destacar que en el caso de las mujeres divorciadas o separadas, existe una mayor probabilidad de participar aún teniendo niños menores en el hogar y la diferencia entre tener niños o no es menos acentuada que para las casadas. El Interior presenta un patrón similar pero con probabilidades de participación más bajas en todos los casos. Este efecto contractivo de la presencia de niños pequeños puede ser observado en la magnitud y signo de los coeficientes de la ecuación de horas estimada.

El **estatus de no propietaria de la vivienda** que implica el pago de una cuota o alquiler, afecta positivamente la oferta laboral. Se observa que esta variable tiene un mayor efecto sobre la probabilidad de participación de las mujeres que residen en Montevideo que de las que viven en el Interior.

La variable **salario imputado**, que refleja el costo de oportunidad, es estadísticamente significativa y presenta signo positivo, mientras mayor es el ingreso que puede obtener una mujer estará dispuesta a trabajar más horas. Lo cual indica que para la muestra utilizada prima el efecto sustitución sobre el efecto ingreso, por lo que se estaría frente a una curva de oferta laboral con pendiente positiva.

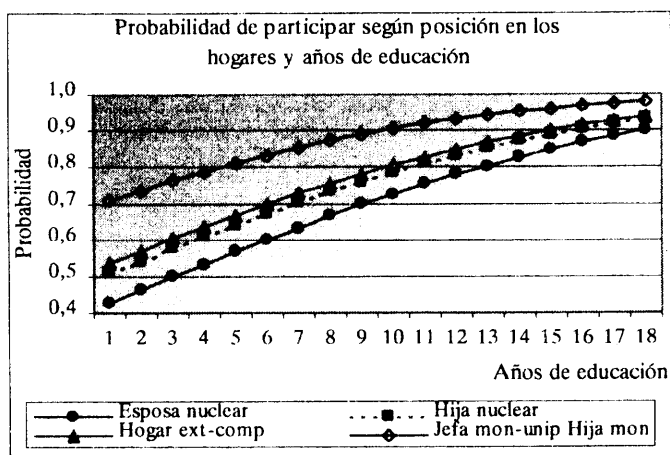
Resulta relevante analizar en qué medida las respuestas de la oferta de trabajo inducidas por modificaciones en las variables explicativas son causadas por cambios en la probabilidad de participación o por cambios en las horas trabajadas de las mujeres que ya están trabajando. Siguiendo a McDonald y Moffit, se calculó la fracción del impacto total de las variables explicativas sobre las horas, sabiendo que la mujer cuenta con horas mayores que 0, y resultó 45% para las mujeres de Montevideo y 33% para las del Interior valuadas en la media de las variables explicativas. Observando estos valores puede inferirse que la mayoría de los cambios, sobre todo en el Interior, obedecen a cambios en la probabilidad de trabajar más que a un cambio en la cantidad de las horas trabajadas. Para el año 1989 R. Díez de Medina y M. Rossi (1990) encontraron que en Montevideo la fracción del impacto promedio debido a la respuesta de personas que ya están trabajando es 45%. Se observa que en 8 años esta fracción no cambió en la capital.

V.3.2) RESULTADOS DEL MODELO 2

En el modelo 2 se sustituyen las variables que representan los diferentes estados civiles por variables que recogen la posición de la mujer dentro de los distintos tipos de hogar, manteniendo el resto de las variables. Con este modelo alternativo se busca capturar la influencia del lugar que ocupa la mujer dentro del hogar sobre su actividad laboral, debido al predominio del patrón de división del trabajo que por consideraciones de género asigna a las mujeres las responsabilidades del cuidado del hogar y de la familia.

En relación a la **posición dentro de los distintos hogares** se probaron varias alternativas pero finalmente resultaron significativas las que se presentan en el cuadro 1, donde se excluye la variable dicotómica que comprende a la jefa e hija en un hogar monoparental y a la jefa en un hogar unipersonal. Se destaca que se incluye dentro de esta variable dicotómica a la hija en un hogar monoparental por tener un comportamiento diferente al de la hija en un hogar nuclear y similar a la jefa de un hogar monoparental, evidenciando que la ausencia del padre afecta no sólo el comportamiento de la madre sino también el de la hija induciéndola a ofrecerse en el mercado laboral. Los resultados muestran que las variables que reflejan la posición de la mujer dentro de los distintos hogares son significativas y presentan signo negativo. Esto último recoge el hecho de que la variable dicotómica omitida es la que presenta la mayor probabilidad de participación y ofrece más horas. Si bien la posición en el hogar es determinante de la oferta laboral, se encuentra que la educación también influye de modo importante especialmente en las esposas e hijas que residen en hogares nucleares y en las mujeres que residen en hogares

extendidos o compuestos. En cambio, para las jefas e hijas en hogares monoparentales y las jefas en unipersonales, la influencia de la educación es menor. Se observa en el siguiente gráfico un acercamiento de las probabilidades de participación cuando las mujeres tienen altos niveles educativos.



Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta Continua de Hogares 1997, cálculos a partir de las estimaciones del modelo.

Nota: las probabilidades de participación se calculan valuando las variables en su media a excepción de las variables de interés.

Esposa nuclear significa esposa en un hogar nuclear, Hija nuclear es hija en hogar nuclear, Hogar ext-comp significa mujer en un hogar extendido o compuesto, Jefa mon-unip Hija mon significa jefa en un hogar monoparental o unipersonal o hija en un hogar monoparental.

La sustitución de variables que reflejan el estado civil por las que captan la posición de la mujer dentro de los distintos tipos de hogares no afectó a la mayoría de las restantes variables, por lo que las conclusiones presentadas anteriormente respecto de su impacto sobre la oferta laboral se mantienen. En cambio, afectó la significación del término cuadrático de la variable edad en la ecuación de horas, perdiendo poder explicativo.

V.3.3) RESULTADOS DE LA ECUACIÓN SALARIAL

La variable salario imputado surge de la estimación de una ecuación salarial que incluye como variable explicativa a lambda, que capta el sesgo de selección que es deducido del modelo probit de participación. Los resultados de la estimación de la ecuación salarial por MCO se presentan en el siguiente cuadro.

CUADRO 3: Resultados de la ecuación salarial

Variables	Modelo 1		Modelo 2
	Montevideo	Interior urbano	Montevideo
Constante	-1,2548 (0,0455)	-1,5819 (0,0048)	-1,3181 (0,0333)
Edad	0,1513 (0,0000)	0,1325 (0,0000)	0,1515 (0,0000)
Edad ²	-0,0021 (0,0000)	-0,0017 (0,0000)	-0,0021 (0,0000)
Años de educación	0,1107 (0,0010)	0,1224 (0,0000)	0,1240 (0,0002)
Años de educación ²	0,0035 (0,0254)	0,0036 (0,0051)	0,0028 (0,0626)
Experiencia	0,1197 (0,0000)	0,0846 (0,0000)	0,1193 (0,0000)
Experiencia ²	-0,0032 (0,0000)	-0,0021 (0,0000)	-0,0031 (0,0000)
Lambda	2,4264 (0,0000)	2,2149 (0,0000)	2,4408 (0,0000)
R ² ajustado	0,4674	0,5253	0,4779

Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta Continua de Hogares 1997.

Nota: Los valores entre paréntesis representan el nivel de significación de la variable.

En estudios empíricos las variables generalmente incluidas en una ecuación salarial son años de educación, edad y experiencia laboral. En esta estimación se incluye a la experiencia en el puesto actual de trabajo como proxy de la experiencia de trabajo que presenta la limitación de que no capta a la experiencia en puestos anteriores. Al analizar los ingresos laborales de las mujeres es necesario tener en cuenta que la experiencia suele ser discontinua, lo cual dificulta su estimación, por lo que se utiliza a la variable edad ya que se considera que tiene una relación estrecha con la experiencia y tiene su propio poder predictivo. Al igual que en otros estudios se incluye un término cuadrático de la edad.

Además se incluyen como variables explicativas a los años de educación y el cuadrado de ellos. La educación es considerada como la inversión de la mujer en instrucción buscando obtener un mayor retorno posteriormente.

Del cuadro anterior se desprende que los coeficientes presentan el signo esperado y las variables son estadísticamente significativas, incluso la variable que recoge el sesgo de selección, lo cual confirma la presencia de este fenómeno. Dicha variable permite incorporar a la estimación el conjunto de variables con las que se presentan las mujeres al mercado laboral y que condicionan su decisión de participación.

Se encuentra una relación no lineal entre el salario y la edad, creciendo el salario a tasa decreciente a medida que aumenta la edad. Asimismo se observa una relación no lineal entre el salario y los años de educación pero creciendo a tasa creciente.

La variable experiencia en el puesto actual de trabajo resulta explicativa del salario que puede obtener la mujer en el mercado laboral. También se encontró una relación no lineal.

VI – CONCLUSIONES

En el presente trabajo se investigaron los factores que explican la oferta laboral de las mujeres en el Uruguay actualmente y si afectan en forma distinta a las que residen en Montevideo y en el Interior urbano.

Luego del análisis de la teoría económica sobre las decisiones de oferta laboral se encontró un conjunto de variables que determinan la oferta laboral femenina. Estos factores se dividen en dos grupos, uno referido a las características individuales de las mujeres y otro vinculado con las características del hogar en el que reside.

A continuación se realizó un análisis descriptivo de dichas variables para Uruguay con microdatos provenientes de la Encuesta Continua de Hogares para 1997 con el fin de ordenar los factores que podrían estar determinando la oferta laboral de las mujeres.

Se consideró relevante investigar si el crecimiento observado en la participación femenina en la última década se explica por cambios en la composición de la población con respecto a estas variables o por cambios de conducta. Con este fin se realizó un análisis de descomposición. A partir de este análisis se concluyó, que el cambio en la tasa de actividad de las mujeres entre 25 y 54 años, de aproximadamente 8 puntos porcentuales entre 1987 y 1997, se debió a un aumento de la participación en sí misma más que a modificaciones en la estructura poblacional con respecto a las variables analizadas, lo que sugiere un cambio de conducta de las mujeres uruguayas. Las conclusiones que surgieron de este estudio de descomposición generaron una interrogante acerca del poder explicativo que tienen las variables analizadas sobre la oferta laboral de las mujeres. Asimismo, en la descomposición realizada se encontró que la educación fue la única variable analizada que presentaba un comportamiento distinto. Si bien se observó un crecimiento de la tasa de participación en todos los niveles educativos, también se verificó un traslado de mujeres hacia los niveles educativos más altos.

Por último, con el objetivo de corroborar las relaciones teóricas planteadas al comienzo del trabajo y responder a la interrogante que surgió del análisis de descomposición se realizó una estimación de la oferta laboral femenina. La misma se efectuó para Montevideo y el Interior separadamente con el fin de comprobar si existen diferencias entre estas regiones.

Los resultados obtenidos en la estimación de los modelos econométricos conducen a afirmar que sigue existiendo un conjunto de características individuales y del hogar que influye en la determinación de la oferta laboral de la mujer.

Dentro de las características individuales resultaron explicativas la *edad*, los *años de educación*, el *estado civil*, el *estatus de jefa de hogar* y el *salario*. En tanto, el *ingreso del resto del hogar*, la *presencia de menores*, el *estatus de no propietaria de la vivienda que ocupa* y la *posición de la mujer dentro de los distintos tipos de hogares*, fueron las características del hogar que resultaron determinantes de la inserción de la mujer en el mercado laboral.

En relación a las características individuales, se encontró que la edad, la educación, el estatus de jefa y el salario que puede obtener en el mercado afectan positivamente la oferta laboral, en cambio el hecho de estar casada o en unión libre deprime la participación.

Asimismo, se encontró que la oferta laboral femenina está influida por las características del hogar en que reside. El ingreso del resto del hogar se observó que afecta negativamente a la oferta de trabajo. La presencia de niños en el hogar afecta negativamente la actividad laboral de la mujer sobre todo cuando los niños son menores de 5 años. El estatus de no propietaria de la vivienda que implica el pago de una cuota o alquiler, afecta positivamente la oferta laboral.

La posición que ocupa la mujer dentro de los distintos tipos de hogar resultó determinante de su inserción laboral. Las mujeres que presentan mayor probabilidad de participación y ofrecen más horas son las jefas de hogares unipersonales y las jefas e hijas de hogares monoparentales. La hija en un hogar monoparental presentó un comportamiento diferente al de la hija en un hogar nuclear y similar a la jefa de un hogar monoparental, evidenciando que la ausencia del padre afecta no sólo el comportamiento de la madre sino también el de la hija induciéndola a ofrecerse en el mercado laboral.

Todos los determinantes considerados, tanto los referentes a las características individuales como a las características del hogar, influyen en el mismo sentido en Montevideo y en el Interior urbano. Se presentan algunas diferencias entre las dos regiones en relación a las variables educación, estatus de jefa de hogar, salario y estatus de no propietaria de la vivienda que habita.

En cuanto a la educación, las mayores diferencias en la probabilidad de participación entre las dos regiones geográficas se presentan para los niveles educativos más bajos acercándose cuando las mujeres tienen más de 13 años de educación formal. Se observó una mayor influencia del estatus de jefa en el Interior urbano con respecto a Montevideo. En relación al salario, el efecto positivo sobre las horas resultó mayor en el Interior, lo que indica que en el Interior las mujeres están dispuestas a ofrecer más (menos) horas de trabajo que en la capital ante un aumento (disminución) del mismo. Finalmente, el estatus de no propietaria de la vivienda tiene un mayor efecto en Montevideo que en el Interior.

Un resultado interesante es que si bien el estado civil, la presencia de menores y la posición en el hogar son determinantes de la oferta laboral, se encuentra que la educación también influye de modo importante al observarse que para los niveles de educación altos se ven disminuidas las diferencias en la probabilidad de participación de los distintos estados civiles, posiciones dentro del hogar y ante la presencia o ausencia de niños pequeños.

BIBLIOGRAFÍA

- Bryant, W.K. 1990. *The economic organization of the household*. New York, USA. Cambridge University Press.
- Celade, 1996. *Boletín Demográfico* N°58.
- Cepal, 1985. "Análisis estadístico de la situación de la mujer en países de América Latina a través de las encuestas de hogares".
- Cepal, 1990. "La participación desigual de la mujer en el mundo del trabajo". Irma Arriagada.
- Diez de Medina R. y Rossi M., 1990. "Aplicación de los modelos econométricos cualitativos a la explicación de la actividad femenina en el mercado laboral", *Quintas Jornadas Anuales de Economía del BCU*.
- Diez de Medina R. 1992. "El sesgo de selección en la actividad de jóvenes y mujeres", *Séptimas Jornadas Anuales de Economía del BCU*.
- Ehrenberg y Smith, 1991. *Modern Labor Economics: theory and public policy*. Harper Collins Publishers.
- Greene, W. 1993. *Econometric Analysis*. Macmillan.
- Gronau, R. 1977. "Leisure, home production and work-the theory of the allocation of time revisited", *Journal Of Political Economy*, 85: 1099-1124.
- Hamermesh D. y Rees A. *Economía del trabajo y los salarios*. Alianza Ed.
- Heckman, J. 1979. "Sample selection bias as a specification error". *Econometrica*, 47: 153-162.
- Johnston J. 1997. *Econometric Methods*.
- Killingsworth, M.R. 1983. *Labor Supply*. Cambridge University Press.
- Killingsworth, M.R. y Heckman, J.J. 1986. "La oferta de trabajo de las mujeres: una panorámica". En Ashenfelter, O. y Layard, R. Eds. *Manual de Economía del Trabajo*.
- Polachek, S.W. and Siebert, W.S. 1993. *The economics of earnings*. Cambridge University Press.
- Schultz, T. P., 1978. "The influence of fertility on labor supply of married women: simultaneous equation estimates", *Research in Labor Economics*, Vol. II, pp. 273-351.
- Varian, H.R. 1992. *Análisis microeconómico*. A. Bosch Ed. Tercera edición.

ANEXO I

CUADRO 1: Distribución y promedio de las horas semanales trabajadas de las mujeres entre 25 y 54 años por niveles educativos - Año 1997

	Educación\Horas	Hasta 30	31- 40	41- 50	+ de 50	Promedio
Montevideo	De 0 a 5 años	43,1%	23,8%	21,5%	11,5%	35,7
	De 6 a 9 años	33,7%	24,6%	24,1%	17,6%	40,1
	De 10 a 12 años	27,4%	33,0%	24,1%	15,5%	40,5
	13 años y más	35,5%	33,2%	18,7%	12,6%	37,6
Interior urbano	De 0 a 5 años	41,0%	16,2%	21,6%	21,3%	38,5
	De 6 a 9 años	37,7%	16,7%	26,9%	18,7%	39,2
	De 10 a 12 años	29,2%	23,4%	27,1%	20,2%	41,7
	13 años y más	42,8%	24,3%	19,1%	13,8%	36,7
Total país	De 0 a 5 años	41,6%	18,4%	21,6%	18,4%	37,7
	De 6 a 9 años	35,9%	20,4%	25,6%	18,2%	39,6
	De 10 a 12 años	28,2%	28,7%	25,5%	17,6%	41,0
	13 años y más	37,6%	30,7%	18,8%	12,9%	37,3

Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta Continua de Hogares 1997

CUADRO 2: Distribución y promedio de las horas semanales trabajadas de las mujeres entre 25 y 54 años por estado civil - Año 1997

Montevideo

Estado civil\ Horas	Hasta 30	31- 40	41- 50	+ de 50	Promedio
Unión libre	37,0%	26,7%	22,8%	13,5%	39,0
Casada	35,6%	29,9%	19,9%	14,6%	38,3
Divorciada/Separada	27,1%	27,6%	23,5%	21,7%	42,1
Viuda	34,8%	28,3%	19,6%	17,4%	39,2
Soltera	27,1%	33,0%	28,2%	11,7%	39,8

Interior urbano

Estado civil\ Horas	Hasta 30	31- 40	41- 50	+ de 50	Promedio
Unión libre	40,0%	16,7%	20,4%	23,0%	39,1
Casada	38,7%	19,7%	24,1%	17,5%	38,6
Divorciada/Separada	31,6%	21,3%	26,0%	21,1%	41,9
Viuda	26,0%	18,8%	28,1%	27,1%	42,9
Soltera	32,1%	20,5%	30,2%	17,3%	40,2

Total país

Estado civil\ Horas	Hasta 30	31- 40	41- 50	+ de 50	Promedio
Unión libre	38,4%	22,0%	21,6%	18,0%	39,1
Casada	37,1%	25,0%	21,9%	16,0%	38,4
Divorciada/Separada	29,0%	25,0%	24,5%	21,5%	42,0
Viuda	30,3%	23,4%	23,9%	22,3%	41,1
Soltera	29,3%	27,5%	29,1%	14,2%	40,0

Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta Continua de Hogares 1997

CUADRO 3: Distribución y promedio de las horas semanales trabajadas de las mujeres entre 25 y 54 años por tipo de hogar - Año 1997

Montevideo

Hogar\ Horas	Hasta 30	31- 40	41- 50	+ de 50	Promedio
Nuclear	35,5%	30,0%	20,6%	13,8%	38,2
Unipersonal	20,3%	22,9%	33,9%	22,9%	44,2
Monoparental	27,4%	29,3%	22,9%	20,5%	41,3
Extendido/Compuesto	31,4%	30,2%	23,4%	14,9%	39,7

Interior urbano

Hogar\ Horas	Hasta 30	31- 40	41- 50	+ de 50	Promedio
Nuclear	39,1%	19,7%	23,2%	18,0%	38,7

Hogar\ Horas	Hasta 30	31- 40	41- 50	+ de 50	Promedio
Unipersonal	33,9%	16,1%	22,6%	27,4%	43,5
Monoparental	31,1%	19,5%	25,5%	23,9%	41,4
Extendido/Compuesto	33,6%	20,3%	28,2%	17,8%	39,9

Total país

Hogar\ Horas	Hasta 30	31- 40	41- 50	+ de 50	Promedio
Nuclear	37,2%	25,1%	21,9%	15,8%	38,4
Unipersonal	25,0%	20,6%	30,0%	24,4%	44,0
Monoparental	29,1%	24,8%	24,1%	22,0%	41,4
Extendido/Compuesto	32,4%	25,8%	25,5%	16,2%	39,8

Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta Continua de Hogares 1997

CUADRO 4: Distribución y promedio de las horas semanales trabajadas de las mujeres entre 25 y 54 años según la edad del menor niño del hogar - Año 1997

Montevideo

Edad del menor \ Horas	Hasta 30	31- 40	41- 50	+ de 50	Promedio
Ninguno	28,2%	31,0%	24,4%	16,4%	40,3
De 0 a 2 años	44,3%	29,5%	16,7%	9,5%	34,9
De 3 a 5 años	37,2%	28,7%	21,7%	12,4%	38,0
De 6 a 12 años	33,7%	27,9%	21,1%	17,2%	40,0

Interior urbano

Edad del menor \ Horas	Hasta 30	31- 40	41- 50	+ de 50	Promedio
Ninguno	31,8%	21,6%	27,1%	19,5%	40,9
De 0 a 2 años	44,8%	16,7%	23,6%	14,8%	36,0
De 3 a 5 años	42,9%	18,2%	22,3%	16,5%	37,4
De 6 a 12 años	35,5%	19,2%	24,7%	20,5%	40,1

Total país

Edad del menor \ Horas	Hasta 30	31- 40	41- 50	+ de 50	Promedio
Ninguno	29,7%	27,1%	25,5%	17,7%	40,6
De 0 a 2 años	44,6%	23,2%	20,1%	12,1%	35,4
De 3 a 5 años	39,9%	23,7%	22,0%	14,4%	37,7
De 6 a 12 años	34,7%	23,5%	23,0%	18,9%	40,1

Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta Continua de Hogares 1997

CUADRO 5: Distribución y promedio de las horas semanales trabajadas de las mujeres entre 25 y 54 años por quintiles de ingreso - Año 1997

Montevideo

Quintiles ingresos\ Horas	Hasta 30	31- 40	41- 50	+ de 50	Promedio
1er. Quintil	28,8%	25,7%	24,6%	20,9%	41,6
2do. Quintil	31,6%	29,2%	24,7%	14,5%	39,4
3er. Quintil	33,8%	30,3%	21,9%	14,0%	39,0
4to. Quintil	35,1%	33,0%	22,1%	9,8%	37,5
5to. Quintil	34,7%	31,6%	18,0%	15,7%	38,4

Interior urbano

Quintiles ingresos\ Horas	Hasta 30	31- 40	41- 50	+ de 50	Promedio
1er. Quintil	33,3%	20,1%	24,0%	22,6%	40,9
2do. Quintil	38,9%	21,5%	22,5%	17,1%	37,6
3er. Quintil	37,7%	17,9%	27,4%	17,0%	38,6
4to. Quintil	36,1%	21,7%	26,8%	15,4%	39,1
5to. Quintil	36,2%	17,5%	26,3%	20,0%	40,8

Total país

Quintiles ingresos\ Horas	Hasta 30	31- 40	41- 50	+ de 50	Promedio
1er. Quintil	31,5%	22,3%	24,4%	21,8%	41,2
2do. Quintil	35,4%	24,1%	24,8%	15,7%	38,5
3er. Quintil	35,9%	23,8%	25,1%	15,2%	38,8
4to. Quintil	33,0%	27,7%	24,1%	15,2%	39,6

Quintiles ingresos\ Horas	Hasta 30	31- 40	41- 50	+ de 50	Promedio
5to. Quintil	36,5%	28,5%	20,0%	15,0%	38,3

Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta Continua de Hogares 1997

ANEXO II : Efectos marginales

Variable	MODELO 1 (1)		MODELO 1 (1)		MODELO 2 (2)	
	Montevideo		Interior urbano		Montevideo	
	Participación	Horas	Participación	Horas	Participación	Horas
Constante	-1,3241 (0,0152)	0,3154 (0,9588)	-0,5332 (0,0011)	-3,7418 (0,4402)	-0,2184 (0,1155)	-1,0106 (0,8709)
Edad	0,0296 (0,0000)	-0,8469 (0,0046)	0,0358 (0,0000)	-0,6730 (0,0048)	0,0256 (0,0002)	-0,7240 (0,0179)
Edad ^2	-0,0004 (0,0000)	0,0758 (0,0445)	-0,0005 (0,0000)	0,0069 (0,0217)	-0,0004 (0,0000)	0,0059 (0,1288)
Años de educación	0,0248 (0,0000)	0,1785 (0,5859)	0,0356 (0,0000)	0,9131 (0,0001)	0,0251 (0,0000)	0,0696 (0,8313)
Años de educación ^ 2		-0,0700 (0,0000)		-0,1004 (0,0000)		-0,0627 (0,0000)
Casada o unión libre	-0,2023 (0,0000)	-10,3384 (0,0000)	-0,2196 (0,0000)	-8,3981 (0,0000)		
Soltera	-0,0484 (0,0668)	-3,5591 (0,0001)	-0,0770 (0,0163)	-2,2672 (0,0027)		
Viuda	-0,1462 (0,0001)	-8,3912 (0,0000)	-0,1583 (0,0007)	-3,8372 (0,0016)		
Log ingreso p/c	-0,0127 (0,0198)	-1,2648 (0,0000)	-0,0208 (0,0042)	-1,3748 (0,0000)	-0,0102 (0,0710)	-1,1279 (0,0000)
Menor niño entre 0 y 2 años	-0,0975 (0,0000)	-9,8491 (0,0000)	-0,1357 (0,0000)	-7,1547 (0,0000)	-0,1169 (0,0000)	-10,6189 (0,0000)
Menor niño entre 3 y 5 años	-0,0641 (0,0002)	-5,5426 (0,0000)	-0,0819 (0,0000)	-4,5969 (0,0000)	-0,0788 (0,0000)	-6,1847 (0,0000)
No propietario	0,0768 (0,0000)	4,3420 (0,0000)	0,3537 (0,0190)	2,3430 (0,0000)	0,0793 (0,0000)	4,7596 (0,0000)
Jefa	0,0459 (0,0249)	3,8842 (0,0000)	0,1389 (0,0000)	4,9051 (0,0000)		
Salario imputado		12,7807 (0,0000)		10,9062 (0,0000)		12,7442 (0,0000)
Esposa en hogar nuclear					-0,2108 (0,0000)	-11,0779 (0,0000)
Hija en hogar nuclear					-0,1524 (0,0008)	-6,0981 (0,0002)
Hogar extendido o compuesto					-0,1335 (0,0000)	-9,1683 (0,0000)

Fuente: elaboración propia en base a la Encuesta Continua de Hogares 1997.

Nota: Los valores entre paréntesis representan el nivel de significación de la variable

- (1): las variables dicotómicas omitidas son : separada o divorciada en el estado civil y no presencia de niños entre 0 y 5 años (incluye no presencia de niños o presencia de niños mayores de 5 años).
- (2): las variables dicotómicas omitidas son: jefa e hija en hogar monoparental y jefa en hogar unipersonal; y no presencia de niños entre 0 y 5 años (incluye no presencia de niños o presencia de niños mayores de 5 años).