

DETERMINANTES DE LA PARTICIPACIÓN LABORAL EN HOMBRES Y MUJERES PARA CALI EN DICIEMBRE DE 1997: UNA DIFERENCIACIÓN*

ANGIE L. HERNÁNDEZ**

Introducción

En estudios recientes sobre la oferta de trabajo en Colombia se destaca el fenómeno del aumento de la participación laboral en las dos últimas décadas. De acuerdo con la economía laboral dicho fenómeno puede ser abordado desde una perspectiva macroeconómica o una microeconómica. Si se intenta dar una explicación desde una perspectiva macroeconómica se tendrían en cuenta factores demográficos, culturales, institucionales y económicos, mientras que si la explicación viene de una perspectiva micro lo que se tiene en cuenta son los factores que intervienen en la decisión de participar de los individuos. La economía laboral en la actualidad cuenta con teorías microeconómicas que buscan explicar la decisión de un individuo racional que elige entre dos alternativas: participar o no en el mercado de trabajo; unido a esto está el desarrollo de la microeconometría para modelar la parte teórica y la abundante información individual que en muchos países producen las encuestas periódicas del tipo de la Encuesta Nacional de Hogares (ENH) del DANE para Colombia. Estos tres elementos teoría económica, modelos microeconómicos e información, aunados a la existencia de software adecuado explican el cada vez mayor uso de ejercicios de Economía Aplicada en este campo de investigación

* Este artículo se realiza a partir de la tesis “Determinantes de la participación laboral en hombres y mujeres para el área metropolitana de Cali en diciembre de 1997: Una diferenciación” Hernández (2002) dirigida por el profesor Carlos Castellar. Surge como inquietud a la autora en el desarrollo del proyecto de investigación “DETERMINANTES DE LA DURACIÓN DEL DESEMPLEO EN EL ÁREA METROPOLITANA DE Cali 1988-1998” adscrito al CIDSE, dirigido por los investigadores Castellar y Uribe y financiado por COLCIENCIAS.

** Asistente de investigación del proyecto “DETERMINANTES DE LA DURACIÓN DEL DESEMPLEO EN EL ÁREA METROPOLITANA DE CALI 1988-1998” en el Departamento de Economía de la Universidad del Valle. Cualquier error por acción u omisión es de absoluta responsabilidad del autor.

En Colombia se han realizado varios estudios microeconómicos para modelar los determinantes de la participación laboral. La mayoría de ellos buscan identificar los determinantes de la participación laboral tanto de los hombres como de las mujeres; se le ha dado gran importancia a los determinantes de las mujeres, pues el incremento en la tasa de participación en periodos recientes se debe principalmente a la creciente incorporación del género femenino al mercado laboral. Dentro de los estudios que se han hecho para Colombia y que van en esta dirección está el de Ribero y Meza (1997), quienes encuentran que tanto en hombres como en mujeres lo que aumenta sus probabilidades de participar en el mercado laboral, para el periodo 1985-1995, es el hecho de ser jefe de hogar, el nivel de educación y la edad. En este trabajo no se especifica un modelo teórico ni se tiene en cuenta la magnitud en que dichas variables afectan la probabilidad de participar, solo se tiene en cuenta su signo.

Otro trabajo es el realizado por Tenjo y Ribero (1998), que tiene como objetivo, no solamente, identificar los determinantes de la probabilidad de participar de hombres y mujeres sino también conocer la magnitud en que dichos determinantes influyen en la probabilidad de participar de un hombre y de una mujer; encuentran, que para los años 1988, 1994 y 1996 el efecto relativo de la educación sobre la participación es mayor para las mujeres que para los hombres, pero no dicen en que magnitud es mayor. También dentro de los grupos de mujeres y hombres hacen una comparación entre solteros y casados y encuentran por ejemplo que la participación laboral disminuye con la riqueza familiar; concluyen que dicho efecto es más fuerte para los solteros que para los casados y para las mujeres que para los hombres.

El presente trabajo tiene como finalidad identificar no solamente los determinantes de la participación en hombres y mujeres sino también conocer la existencia de una diferenciación en la magnitud en que dichos determinantes influyen en la probabilidad de participar de un hombre y de una mujer para el área metropolitana de Cali, en el cuarto trimestre de 1997. Hasta el momento no se conoce un trabajo que nos muestre cuales son los determinantes de la participación laboral en hombres y mujeres para la ciudad de Cali, ni tampoco una demostración de la existencia de una diferenciación en la magnitud en que influyen dichos determinantes para cada género.

Para la realización de este trabajo se parte teóricamente del modelo *ocio consumo* [Castellar y Uribe(2001a), Pencavel(1990)] que explica cómo un individuo, que se enfrenta a una situación de elección, participa o no participa en el mercado laboral, llega a un punto de equilibrio, al maximizar su utilidad. A partir de dicho modelo se derivan los conceptos salario de reserva y salario potencial de mercado [Castellar y Uribe(2001a), McConnell y Brue (1997)], conceptualización que permite modelar la decisión del individuo de participar en el mercado laboral, a partir de sus características personales y familiares.

Una vez planteado lo anterior se pasa a introducir en dicha modelización la diferenciación sexual. En primera instancia se justifica la existencia de una

diferenciación sexual en la magnitud en que influyen tanto las características personales y familiares sobre la formación del salario de reserva y salario potencial de mercado. Se recurre a los fundamentos teóricos desarrollados por la nueva economía de la familia (NEF) y los pensamientos marxistas y feministas, Carrasco(1991), que en su intento por reconocer el trabajo doméstico como categoría económica, encuentran que la mujer juega un papel importantísimo en la reproducción de cualquier sistema económico, pues además de poder realizar un trabajo en el mercado de bienes, realiza un trabajo doméstico en su hogar que es factor fundamental para reproducir la fuerza de trabajo.

Una vez justificada la existencia de una diferenciación sexual se pasa a estimar dicha diferenciación. Para ello hay tres caminos, es decir hay tres modelos a estimar. Dentro de los objetivos que se intentan alcanzar está el de demostrar que a través de la técnica de variables falsas es posible un tipo de modelización que permita ver más claro las diferenciaciones sexuales en los determinantes de la participación laboral. Para llevar a cabo lo anterior se contrasta con la información que brinda la Encuesta Nacional de Hogares del DANE para diciembre de 1997. Por último están las conclusiones y la bibliografía.

Marco Teórico

La función de oferta de trabajo se deriva de un modelo general de demanda del consumidor en el cual una dotación fija de un bien, en este caso un periodo dado de tiempo T , se divide en una parte destinada a la venta en el mercado, y otra parte que se reserva para el consumo directo; es decir debe dividirse entre las horas de trabajo en el mercado, h , y las horas dedicadas a otras actividades, es decir o : $T=h+o$. Entre más horas el individuo destine para la venta en el mercado de trabajo, mayores serán las posibilidades de consumir reportándole una mayor utilidad y entre más horas dedique a otras actividades, como el descanso, la producción de bienes domésticos y la recreación, mayor será la utilidad obtenida; estas últimas actividades pueden agruparse dentro de la categoría de ocio.

Es claro que existe una relación inversa entre ocio y consumo; entre más horas destine el individuo al ocio menor tiempo está dedicando al trabajo por tanto tiene que disminuir su consumo pues está disminuyendo los ingresos que provienen de las horas de trabajo.

El consumidor tiene una función de utilidad (que asigna valores reales, es continua y cuasi-cóncava), definida para su consumo de bienes, x , y sus horas de ocio o .

$$U=U(x, o, \varepsilon) \quad U'_x > 0, \quad U'_o > 0$$

La utilidad marginal del consumo (U'_x) se supone positiva lo mismo que la utilidad marginal del ocio (U'_o). Obsérvese que entre los argumentos de la función de utilidad hay una variable de naturaleza aleatoria, no observable, ε , que se refiere a los gustos del individuo.

El individuo vende sus servicios al mercado de productos y la compensación total del individuo por su trabajo en el mercado, c , depende positivamente del tiempo

asignado al trabajo, $c=f(T-o)$. Cada hora de trabajo se recompensa con la misma tasa fija, w , por lo tanto, la compensación total del individuo por su trabajo en el mercado es: $c=w(T-o)$. Si p representa el precio fijo unitario del conjunto de bienes x , y si y representa la renta que es independiente de la decisión de trabajar, entonces la restricción presupuestaria del individuo es:

$$Px = w(T-o) + y$$

El individuo optimiza su utilidad sujeto a la restricción presupuestaria, es decir sujeto a las posibilidades de consumo dado un salario de mercado y una renta no laboral. La utilidad de todo individuo tiene un factor subjetivo, y es la preferencia que el individuo tenga por el trabajo y el ocio; dicho factor es recogido por la curva de indiferencia la cual muestra las distintas combinaciones de consumo de bienes (renta real) y tiempo de ocio que reportan un determinado nivel de utilidad. En el óptimo existen dos soluciones, una interior (participar) y otra de esquina (no participar).

Este modelo es usado por la teoría económica contemporánea para explicar las decisiones de participar como se evidencia en el documento de Pencavel(1990). En el modelo es importante distinguir entre las características de una solución interior para las horas de trabajo $h>0$, de la de una solución de esquina, $h=0$; en una solución interior el individuo selecciona un número positivo de horas para ofrecer en el mercado y la condición para alcanzar el máximo es que seleccione los bienes y las horas de trabajo de tal modo que la tasa marginal de sustitución (m) entre consumo de bienes y tiempo de ocio, con signo negativo, sea igual a la pendiente de la restricción presupuestaria, o salario real (w/p):

$$\frac{w}{p} = -m = \frac{U'_o}{U'_x}$$

Cuando se trata de una solución de esquina, se tiene que la tasa marginal de sustitución entre consumo de bienes y tiempo de ocio, es mayor que el salario real. Dicha tasa marginal de sustitución evaluada en cero horas se expresa como el salario de reserva. El salario de reserva es el valor del tiempo para el individuo cuando duda entre la actividad y la inactividad laboral, es lo mínimo que está dispuesto a recibir por hora trabajada. En el momento de tomar la decisión el individuo compara su salario de reserva con el salario esperado de mercado o valoración del mercado de su tiempo. Si la valoración de mercado de su tiempo, w , excede el valor implícito del tiempo para el individuo, w^* , entonces optará por la actividad laboral y ofrecerá un número positivo de horas de trabajo:

$$w > w^*, \text{ entonces } h = h(p, w, y; \varepsilon) > 0$$

Por otra parte, si en el margen entre la actividad e inactividad laboral, el individuo otorga un valor mayor a una unidad adicional de su tiempo que el mercado, entonces el individuo opta por reservar todo su tiempo disponible para sí mismo:

$$w < w^*, \text{ entonces } h = 0$$

Siguiendo este orden de ideas surgen las preguntas ¿qué hace que unos individuos tengan una mayor utilidad marginal por el ocio o tiempo fuera del mercado? Y de

igual forma ¿qué puede determinar el salario que un individuo pueda obtener en el mercado?.

Para la primera pregunta, el modelo ocio consumo nos ha proporcionado una respuesta cercana y es el hecho de que un individuo perciba ingresos no laborales, ya que estos ingresos miden el consumo mínimo que el individuo podría obtener sin trabajar; además dichos ingresos no laborales le permiten disfrutar de las horas de ocio realizando otras actividades, teniendo en cuenta que bajo el término ocio se incluye todo lo que no es trabajo remunerado.

Sin embargo este modelo ha sido especialmente criticado por no explicar las decisiones de los individuos dentro del contexto familiar para formar su salario de reserva. Como resultados de estas críticas han surgido una serie de modelos como los de decisión familiar y producción doméstica. De acuerdo a Tenjo y Ribero “ el planteamiento general de estos modelos de decisión familiar consiste en lo siguiente: la participación de los jefes de familia en general es la más inelástica (menos fluctuaciones a través de su vida). La participación laboral de otros miembros de la familia depende de su posición familiar.” Tenjo y Ribero (1998). Es así como los jefes de hogar tienen salarios de reserva mucho más bajos y por tanto una mayor participación y las esposas e hijos tienen una menor participación en el mercado laboral debido a su menor responsabilidad en el sostenimiento del hogar; en el caso de las esposas, alcanzan una mayor productividad en sus hogares invirtiendo poco o nada en relación con la productividad que pueden alcanzar en el mercado laboral invirtiendo tan poco. En el caso de los hijos se enfrentan a tres opciones: participación laboral, participación en el sistema educativo y ocio. Para ellos la decisión depende tanto de las condiciones del mercado laboral como de los retornos futuros de la educación. De otro lado la decisión que el individuo tome de establecer un salario de reserva va a depender también de la situación económica en su hogar; es así como una tasa de desempleo muy grande en el hogar hace que el individuo fije un menor salario de reserva, y de igual forma si la situación de su hogar está muy bien el individuo establecerá un mayor nivel de salario de reserva; la situación económica del hogar se capta en las variables tasa de desempleo e ingresos de resto de miembros del hogar. Otra variable que un individuo puede tener en cuenta a la hora de formar su salario de reserva es el número de niños menores de 1 año que hay en el hogar. A mayor número de niños se disminuye el consumo autónomo de los ingresos no laborales que el individuo pueda tener, esto lleva a que el individuo no valore tanto su ocio y tenga un salario de reserva menor. Sin embargo esto es más claro en los hombres que en las mujeres, pues sobre las mujeres recae el cuidado de los hijos por lo menos durante los 3 primeros años de vida del niño. Por lo tanto no se conoce si pueda ser significativo para determinar el salario de reserva de una muestra donde hay tanto hombres como mujeres.

Entonces tenemos un salario de reserva en función de las siguientes variables:

- Variables que recogen las características del hogar

INGRESRM = Son los ingresos totales del resto de miembros del hogar

TDESH = Es la tasa de desempleo del hogar de dicho individuo.

NEDA0 = Representa el número de niños menores de 1 año que hay en el hogar.

- Variables que recogen características del individuo

BPAR = Binario parentesco, 1 si es jefe de hogar y 0 otros miembros de la familia.

INGRENLT = Son los ingresos no laborales totales del individuo

Dado que el salario de reserva es una variable no observable, y que depende, además de las variables señaladas, de factores subjetivos como son las preferencias individuales por el trabajo y el ocio, se considera como una variable latente, de naturaleza aleatoria.

En consecuencia se plantea la siguiente ecuación para el salario de reserva:

$$W^* = \alpha_0 + \alpha_1 BPAR + \alpha_2 INGRENLTL + \alpha_3 INGRESRM + \alpha_4 TDESH + \alpha_5 NEDA0 + \varepsilon \quad (1)$$

$\alpha_0 \neq 0$ $\alpha_1 < 0$ $\alpha_2 > 0$ $\alpha_3 > 0$ $\alpha_4 < 0$ $\alpha_5 \neq 0$

Donde ε es una variable aleatoria que captura la naturaleza latente del salario de reserva.

El signo de los coeficientes corresponde a las hipótesis arriba planteadas

En cuanto a los determinantes del salario potencial o esperado en el mercado, la teoría del capital humano nos dice que la productividad de todo individuo depende directamente de su nivel educativo y de su experiencia. Una persona que posea un nivel de estudios más altos y una formación mejor es capaz de ofrecer una cantidad mayor de esfuerzo productivo útil que una que posea menos estudios y formación, y esto se traduce en mayores salarios esperados por el agente más productivo. Dentro de la teoría de la señalización también se puede encontrar como determinante del salario esperado del mercado el nivel de educación; la diferencia de esta teoría con la teoría del capital humano es que esta teoría sugiere que la educación afecta a las ganancias, pero no principalmente porque altere la productividad de los estudiantes en el mercado de trabajo sino porque los clasifica y etiqueta y determina así su colocación y su ganancia. Afirman por tanto que los empresarios utilizan el nivel de estudios como un medio barato para identificar a los trabajadores que probablemente son de buena calidad. Es así como el salario esperado de mercado (w^m), de acuerdo a las dos teorías, se expresa en función de:

EDUCAT = Años de educación del individuo

EXPER = Años de experiencia del individuo (Variable proxy calculada como edad – educación – 7).

EXPER2 = Experiencia al cuadrado, para captar el efecto marginal decreciente de la experiencia.

Dado que el salario potencial de mercado es no observable, puesto que desde la perspectiva teórica corresponde a una expectativa que el agente se hace sobre el salario que el mercado le va a ofrecer si él decide participar, es necesario considerarla como una variable aleatoria.

Por lo tanto la propuesta para salario esperado de mercado es:

$$W^m = \mu_0 + \mu_1 \text{EDUCAT} + \mu_2 \text{EXPER} + \mu_3 \text{EXPER}^2 + \eta \quad (2)$$

$$\mu_0 \neq 0 \quad \mu_1 > 0 \quad \mu_2 > 0 \quad \mu_3 < 0$$

El coeficiente de la educación es positivo por la hipótesis de que a mayor educación mayor productividad, lo mismo que para la experiencia. El coeficiente negativo del cuadrado de la experiencia corresponde a la hipótesis de rendimientos marginales decrecientes en la misma. La variable η captura la aleatoriedad del salario esperado en el mercado.

Hasta aquí no se ha establecido en el modelo una diferenciación sexual; si suponemos la existencia de un hombre y una mujer con las mismas características, tanto individuales como familiares, cabe la pregunta de si ¿tendrían el mismo salario de reserva y salario esperado en el mercado? En otras palabras, tomarán la misma decisión acerca de participar o no?

Para dar respuesta a la anterior pregunta, podemos partir de la afirmación de que cuando un individuo construye su función de salario de reserva tiene en cuenta el entorno familiar en el cual decide; dicho entorno influye más en el salario de reserva de las mujeres que el de los hombres o, en otros términos, los hombres son menos sensibles a cambios en las variables relacionadas a las características del hogar que las mujeres.

Los fundamentos que se han desarrollado por enfoques como la nueva economía de la familia, y los pensamientos marxistas y feministas que tratan el trabajo doméstico como categoría económica dan luz para entender la anterior afirmación. Dichos enfoques parten del reconocimiento de que la reproducción de cualquier formación socio-económica no solo está integrada por la producción de bienes materiales sino también por el mantenimiento y reproducción de su población, que permite y asegura la reproducción de la fuerza de trabajo. Dicha reproducción de la fuerza de trabajo es llevada a cabo en el interior de las familias y a través de la producción de bienes domésticos, por tanto, la familia no se considera únicamente como unidad de consumo sino que también se le considera como unidad de producción. La familia utiliza como factores de producción las mercancías que el mercado ofrece y el trabajo doméstico que tiene como factores: el tiempo, las habilidades y los conocimientos de los miembros de la familia.

El trabajo doméstico ha sido asignado tradicionalmente a las mujeres, y en la actualidad es la actividad fundamental en la mayoría de ellas, al respecto dice Carrasco:

“En primer lugar, las mujeres presentan una gran diferenciación con otros sectores masculinos de la población trabajadora: la responsabilidad del trabajo doméstico en el hogar, cuando una mujer es excluida de la fuerza de trabajo, deja de ser una trabajadora activa para convertirse en una ‘activa doméstica’, a diferencia del hombre que de trabajador activo se convierte en inactivo o parado” Carrasco B. (1991).

Es claro que a pesar de que la mujer se ha ido incorporando al mercado laboral existe una división sexual del trabajo que lleva a la mujer a especializarse en el trabajo doméstico. Esta división sexual hace que las mujeres establezcan salarios de reserva mayores que los hombres pues éstos no tienen otra actividad que desarrollar fuera del mercado laboral que sea igualmente productiva como lo es el trabajo doméstico en las mujeres. El hecho de que las mujeres tengan mayores salarios de reserva las hace más sensibles a cambios en las variables que lo determinan, son menos inelásticas a variaciones en las variables explicativas. Por lo tanto podemos establecer que efectivamente existe alguna diferenciación en el impacto de las variables que determinan el salario de reserva (o coeficientes α de la ecuación 1) entre hombres y mujeres; lo que no se puede establecer de antemano es si dicha diferenciación es en todos o en algunos de los coeficientes que acompañan a las variables del salario de reserva.

Los pensamientos feministas y de tradición marxista refuerzan mucho más la explicación de la división sexual del trabajo que lleva a la mujer a especializarse en el trabajo doméstico, ya que ellos buscan analizar la relación entre la posición de la mujer en la familia y la economía capitalista. Para hacer dicho análisis plantean que dicha relación entre mujer- familia- economía capitalista es el resultado de una combinación compleja de factores. De estos factores se consideran tres como los más importantes:

El primer factor se refiere a la forma salarial, que ha venido a llamarse ‘salario familiar’: un nivel de salario suficiente que permite al hombre mantener esposa e hijos. Gracias a la existencia de este tipo de salario es posible que muchas mujeres estén dedicadas exclusivamente a realizar trabajo doméstico. El segundo factor es la división sexual del trabajo. Esta se acepta, tradicionalmente, como una distribución racional de tareas. De acuerdo con esta división, a las mujeres se les asigna las responsabilidades del hogar, incluso cuando participen en la fuerza de trabajo. Finalmente está el papel reproductivo de la mujer. Lo que podría ser nada más que una simple división biológica del trabajo (el parto), se convierte en un condicionante laboral, pues éste determina relaciones complejas que limitan el papel de la mujer. Partiendo del hecho de que a la mujer se le ha asignado el trabajo doméstico se puede pensar qué pasa en cuanto a la diferenciación en el salario potencial de mercado.

El salario potencial de mercado de todo individuo es el salario que dicho individuo espera que el mercado le ofrezca, de acuerdo a su capacidad productiva que él considera que tiene, que a su vez depende del nivel educativo del mismo y los años de experiencia.

Las mujeres al estar confinadas al trabajo doméstico se encuentran en desventaja frente a los hombres respecto al acceso a la educación. En la concepción del matrimonio de Becker (1997) se muestra cómo los matrimonios maximizan una función de utilidad, realizando una división del trabajo tal, que cada uno se especializa en aquellas tareas para las cuales su productividad es más elevada que la de los otros miembros. A las mujeres desde pequeñas se les ha hecho una inversión en el

desarrollo del trabajo doméstico y a los hombres no; ello conduce a que las mujeres tengan ventajas comparativas en desarrollar el trabajo doméstico en el hogar y el hombre las tenga es en el trabajo de mercado. Esto lleva a que las mujeres esperen salarios de mercado menores que los hombres.

Con el desarrollo del capitalismo la situación ha ido cambiando, a favor de la mujer, pues las mujeres pueden destinar menos tiempo al trabajo domestico por la incorporación de tecnologías en los medios de producción del mismo. Si suponemos que todas las mujeres de una sociedad pueden adquirir estudios universitarios, dicha acumulación de capital humano implica, para la mujer y para la sociedad, un coste que se puede descomponer en dos elementos: un coste directo que corresponde a la compra de bienes o servicios y un coste indirecto que corresponde al coste de oportunidad de las tareas no realizadas durante el tiempo empleado en su adquisición. El coste de oportunidad en la adquisición de los estudios es mayor para las mujeres que para los hombres, pues ellas podrían utilizar su tiempo en adquirir experiencia y desenvolvimiento en el trabajo domestico. De acuerdo a Gronau (1980) la mayoría de los estudios muestran que la educación en la mujer aumenta más la productividad en el mercado que en el hogar; dicha disminución de productividad en el hogar seria un coste para las mujeres o familias y para la sociedad. Esto lleva a que las mujeres ante aumentos en sus niveles educativos sean más sensibles a esperar un salario potencial de mercado mayor que los hombres o ante incrementos en sus niveles educativos respondan más que los hombres, y por tanto tiendan a participar en el mercado laboral. Para concluir se podría afirmar que la mujer es más sensible que el hombre a aumentos en su capital humano por dos razones:

- a) Porque la mujer a través de su historia ha estado confinada a las labores domésticas, marginada de la educación y más que todo de la educación superior.
- b) Porque para la mujer el coste de oportunidad de educarse es mayor que para los hombres.

En un estudio realizado por Henao y Parra (1998), sobre la evolución de la participación laboral femenina en siete áreas metropolitanas de Colombia, se encuentra que las mujeres más educadas son las que poseen las mayores tasas de participación global. Esto muestra que efectivamente las mujeres son más sensibles a incrementos en sus niveles educativos: a mayor educación, mayor es el coste de oportunidad de quedarse en la casa y mayor la posibilidad de contratar el cuidado de los niños y las labores domesticas, lo que induce una mayor participación laboral de las mujeres.

Metodología

El propósito de esta sección es mostrar una manera alternativa de incorporar la diferenciación sexual en la modelización del salario de reserva y salario esperado del mercado, y plantear un modelo para la probabilidad de participar que resulta de la diferencia entre el salario de reserva y del salario esperado en el mercado, destacando sus ventajas o desventajas frente a los métodos tradicionales.

Una vez justificado el hecho de que existen diferencias sexuales en el salario de reserva y salario esperado en el mercado se procede a establecerlas en su modelización. Un camino tradicional es considerar que hay una total diferenciación en la magnitud en que influyen las variables explicatorias en los salarios de las mujeres respecto a los hombres, y en ese caso se aplican dos modelos para dos poblaciones por separado; uno para hombres y otro para mujeres. Otro camino es considerar que todas las variables influyen en igual magnitud en la determinación de los salarios, independientemente de si es hombre o mujer, pero que existe una diferenciación que se recoge en el salario mínimo que no es explicado por las características personales ni por variables del hogar; esto es, se incorpora el sexo como un cambio en el intercepto de la función de salario de reserva, y de la función de salario esperado de mercado (ecuación 1 y 2).

La propuesta de este trabajo es incorporar la diferenciación sexual como una variación en el coeficiente de las variables explicatorias del salario de reserva y salario esperado. Es decir se introduce la variable falsa BSEX y su multiplicación con las variables explicatorias tanto en la ecuación del salario de reserva como de la del salario esperado de mercado, para ver la diferenciación entre hombres y mujeres.

Si se define X_{ji} como las variable: BPAR_j, INGRESM_j, INGRENLT_j, TDESH_j, NEDA0_j para $j=2,3,4,5,6$.

La función del salario de reserva, quedaría expresada así:

$$W_i^* = \alpha_1 + \sum_{j=2}^6 \alpha_j X_{ji} + \gamma_1 BSEX + \sum_{j=2}^6 \gamma_j X_{ji} BSEX + \varepsilon_i$$

(3)

Donde:

α_1 = intercepto de las mujeres

$\alpha_1 + \gamma_1$ = intercepto de hombres

γ_1 = diferencial en el intercepto de los hombres respecto al de las mujeres

α_j = Coeficientes de las variables explicatorias del salario de reserva de las mujeres.

$\alpha_j + \gamma_j$ = Coeficientes de las variables explicatorias del salario de reserva de los hombres.

γ_j = Diferencial de los coeficientes de los hombres respecto a los de las mujeres.

El salario de reserva de las mujeres seria:

$$W_{Mi}^* = \alpha_1 + \sum_{j=2}^6 \alpha_j X_{ji} + \varepsilon_i$$

El salario de reserva de los hombres vendría dado por:

$$W_{Hi}^* = (\alpha_1 + \gamma_1) + \sum_{j=2}^6 (\alpha_j + \gamma_j) X_{ji} + \varepsilon_i$$

Los coeficientes de las variables que explican el salario de reserva de las mujeres siguen conservando su signo de acuerdo a las hipótesis establecidas, lo mismo que los coeficientes que acompañan las variables que explican el salario de reserva de

los hombres.

Los γ_j muestran la diferencia que puede existir en la influencia de una variable en la explicación del salario de reserva por el hecho de ser hombres. Se considera que son diferentes de cero, aunque no necesariamente todos tienen que dar diferente de cero; con uno que dé diferente de cero es válida la introducción de esta diferenciación entre los coeficientes que acompañan al salario de reserva de los hombres respecto al de los de las mujeres. Esta posibilidad no la ofrecen las dos opciones alternativas de modelar los salarios, antes mencionadas.

Si se define Z_{ji} como variable que es igual a las variables educación, experiencia y experiencia al cuadrado, para $j=2,3,4$, el salario esperado del mercado, se expresaría así:

$$W_i^m = \mu_1 + \sum_{j=2}^4 \mu_j Z_{ji} + \tau_1 BSEX + \sum_{j=2}^4 \tau_j Z_{ji} BSEX + \eta_i$$

(4)

Donde:

μ_1 = Intercepto mujeres

$\mu_1 + \tau_1$ = Intercepto hombres

τ_1 = Diferencial en el intercepto de los hombres respecto a las mujeres.

μ_j = coeficientes de las variables explicatorias del salario esperado de mercado de las mujeres.

$\mu_j + \tau_j$ = Coeficientes de las variables explicatorias del salario esperado de mercado de los hombres.

τ_j = Diferencial en los coeficientes de los hombres respecto a los de las mujeres.

El salario esperado de mercado de las mujeres se expresaría así :

$$W_{Mi}^m = \mu_1 + \sum_{j=2}^4 \mu_j Z_{ji} + \eta_i$$

Y el salario esperado de mercado de los hombres:

$$W_{Hi}^m = (\mu_1 + \tau_1) + \sum_{j=2}^4 (\mu_j + \tau_j) Z_{ji} + \eta_i$$

Los coeficientes que acompañan las variables explicatorias del salario de mercado de las mujeres y de los hombres conservan su signo de acuerdo a las hipótesis planteadas en el modelo general. El coeficiente τ_j muestra la diferencia que puede existir en la influencia de una variable en la explicación del salario de mercado por el hecho de ser hombre. No se anticipa el signo de dicho diferencial, solo se supone que debe dar diferente de cero. Sin embargo no necesariamente todos tienen que dar diferentes de cero; la condición necesaria para tal diferenciación es que al menos uno dé diferente de cero.

Como lo que determina que un individuo participe depende de que el salario de mercado sea mayor que el de reserva ($W^m > W^*$) y ambos están en función de las características de los individuos, entonces, el hecho de que esto ocurra se puede expresar como una probabilidad de que el individuo participe dadas sus

características. Para esto se define la variable $PARTIC_i$ que toma el valor de uno asociado a quienes participan y el valor de cero a quienes no participan.

Formalmente:

$$w_i^m > w_i^* \quad w_i^m - w_i^* > 0 \quad PARTIC_i = 1$$

$$w_i^m < w_i^* \quad w_i^m - w_i^* < 0 \quad PARTIC_i = 0$$

Cuando la variable dependiente $PARTIC_i$ se asume como una probabilidad que depende linealmente del vector de características individuales X y Z y de una perturbación aleatoria v_i se tiene un modelo de probabilidad lineal (MPL). Gracia-Diez (1988).

Puesto que la decisión viene de obtener $w^m - w^*$ es evidente que los coeficientes del salario de mercado conservan su signo en los modelos de participación (lo que aumenta este salario aumenta la probabilidad de participar), en tanto que los del salario de reserva cambian (lo que aumenta este salario, disminuye la probabilidad de participar).

Dada la modelización del salario de reserva y salario potencial de mercado se obtiene el siguiente modelo de probabilidad lineal que incorpora la diferenciación como un cambio en el intercepto y cambios en todos los parámetros:

$$PARTIC = (\mu_1 - \alpha_1) + \sum_{j=2}^4 \mu_j Z_{ji} + (\tau_1 - \gamma_1) BSEX + \sum_{j=2}^4 \tau_j Z_{ji} BSEX - \sum_{j=2}^6 \alpha_j X_{ji} - \sum_{j=2}^6 \gamma_j X_{ji} BSEX + v_i$$

(5)

Donde

Z_{ji} y X_{ji} = Representan las características individuales.

$(\mu_1 - \alpha_1)$ = Es el intercepto de la función de probabilidad de las mujeres

μ_j y α_j = Es el vector con las probabilidades marginales de cada característica de las mujeres.

τ_1 y γ_1 = Diferencial entre las probabilidades marginales de cada característica de los hombres respecto a las mujeres.

$(\tau_1 - \gamma_1)$ = Diferencial en intercepto en hombres frente a mujeres.

v_i = $\varepsilon_i - \eta_i$ Perturbación aleatoria.

A partir del modelo general podemos obtener el modelo de probabilidad lineal de hombres y de mujeres:

Para las mujeres:

$$PARTIC_i^M = (\mu_1 - \alpha_1) + \sum_{j=2}^4 \mu_j Z_{ji} - \sum_{j=2}^6 \alpha_j X_{ji} + v_i$$

Para los hombres:

$$PARTIC_i^H = (\mu_1 - \alpha_1) + (\tau_1 - \gamma_1) + \sum_{j=2}^4 (\mu_j + \tau_j) Z_{ji} - \sum_{j=2}^6 (\alpha_j + \gamma_j) X_{ji} + v_i$$

Es así como el modelo general arroja las probabilidades marginales de las mujeres y el diferencial que existe entre las probabilidades marginales de cada característica

de los hombres respecto a las de las mujeres, permitiendo calcular el modelo de los hombres que sería la suma de las dos anteriores.

En un modelo lineal cada coeficiente es el cambio marginal en la variable dependiente ante un cambio unitario del respectivo regresor, es decir los coeficientes representarían un cambio marginal en la probabilidad de participar ante un cambio del atributo o característica, dejando constante el resto de variables que intervienen en el modelo.

Una prueba que exige esta metodología es hallar el nivel de significancia de los coeficientes para el modelo de los hombres, puesto que el modelo general arroja la significancia de los parámetros de la regresión para las mujeres y la significancia del diferencial. Para esta prueba se tiene el método de combinaciones lineales paramétricas que en este caso consistiría en probar la hipótesis de que cada $\mu_j + \tau_j$ y $\alpha_j + \gamma_j$ es diferente de cero.

Este modelo también muestra cual de las modelizaciones tradicionales del salario de reserva y esperado de mercado elegir ya que si se prueba la hipótesis nula de que todos los τ_j y γ_j son diferentes de cero, es decir, que existe una total diferenciación entre las probabilidades marginales de hombres y mujeres, vale la pena aplicar el modelo que resulta de establecer una total diferenciación de género en el salario de reserva y esperado del mercado:

$$PARTIC_i = (\mu_1 - \alpha_1) + \sum_{j=2}^4 \mu_j Z_i - \sum_{j=2}^6 \alpha_j X_i + v_i$$

(6)

Donde

Z_{ji} y X_{ji} = Representan las características individuales.

μ_j y α_j = Vector con las probabilidades marginales de cada característica.

$(\mu_1 - \alpha_1)$ = Intercepto.

v_i = Perturbación aleatoria que viene del carácter aleatorio del salario esperado del mercado y del salario de reserva ($\eta_i - \varepsilon_i$).

De otro lado si se comprueba que todos los τ_j son iguales a cero y solo da significativo el diferencial del intercepto de los hombres respecto al de las mujeres ($\tau_1 - \gamma_1$) se impondría el modelo que resulta de la modelización del salario de reserva y esperado de mercado con diferenciación sexual en el intercepto, en este caso se tendría el siguiente modelo:

$$PARTIC_i = (\mu_1 - \alpha_1) + \sum_{j=2}^4 \mu_j Z + \tau_1 BSEX_i - \sum_{j=2}^6 \alpha_j X_i - \gamma_1 BSEX + v_i$$

(7)

En este modelo lo que se supondría es que los determinantes influyen lo mismo en hombres que en mujeres. La diferenciación estaría recogida por el intercepto; implícitamente se tienen dos modelos:

Modelo para mujeres:

$$PARTIC_i^M = (\mu_1 - \alpha_1) + \sum_{j=2}^4 \mu_j Z - \sum_{j=2}^6 \alpha_j X_i + v_i$$

Modelo para los hombres:

$$PARTIC_i = (\mu_1 - \alpha_1 + \tau_1 - \gamma_1) + \sum_{j=2}^4 \mu_j Z_j - \sum_{j=2}^6 \alpha_j X_j + v_i$$

Donde:

$\tau_1 - \gamma_1$ es el diferencial del intercepto de los hombres respecto a las mujeres; dicho diferencial se supone positivo, puesto que el hecho de ser hombre aumenta la probabilidad de participar en el mercado laboral.

Esta forma de incorporar la diferenciación sexual se encuentra en Castellar y Uribe (2001b), aplicada a la base de datos de la ENH para el área metropolitana de Cali desde el año 1988 hasta 1997. “Se encuentra una mayor probabilidad de participar en el mercado de trabajo cuando se es hombre con una media del 21%. No obstante este efecto diferencial ha variado en el tiempo pues a inicios del 88 era del 25% para situarse en el 15% a finales del 97. Si se asume la explicación de que el diferencial en ese efecto marginal obedece a que las mujeres tienen un salario de reserva más alto, podría decirse que éste ha venido disminuyendo en especial a partir del año 95”.

Estimaciones de los Modelos y Discusión de los Resultados

Al expandir los datos de la etapa 98 de la ENH se encuentra que para diciembre de 1997 Cali y Yumbo contaban con una población de 2'032.308 y con una población en edad de trabajar (PET) de 1'580.106 de los cuales 1'008.140 participaban en el mercado laboral (PEA), siendo 453.3391 mujeres y 554.749 hombres.

La TGP era de 64%, y como es de esperarse los hombres presentaban una mayor tasa de participación respecto a las mujeres; el 73% de los hombres en edad de trabajar participaban en el mercado laboral mientras que de las mujeres en edad de trabajar solo participaban la mitad, el 53%.

En el cuadro 1, puede verse que el nivel educativo promedio de los activos es mayor que el de los inactivos, resultado lógico de acuerdo a la teoría del capital humano pues con la educación se incrementa el coste de oportunidad de no participar en el mercado laboral. De otro lado las mujeres activas presentan un nivel educativo muy cercano a los hombres activos a diferencia de las mujeres inactivas que en años de educación promedio presentan un año menos que los hombres inactivos; se refleja el hecho de que las mujeres por el hecho de ser las principales protagonistas en el trabajo domestico, no invierten en capital humano en igual magnitud que los hombres, a menos que vaya a participar en el mercado laboral. La experiencia media de los inactivos es mayor que la de los activos, por el peso que tienen los jubilados y pensionados en la PEI. De otro lado los jefes de hogar son más en porcentaje en la población económicamente activa que la inactiva, y como es de esperarse se presenta más en hombres que en las mujeres ya sean activos o inactivos. Los ingresos no laborales e ingresos de resto de miembros son menores en las mujeres y hombres activos que en los inactivos.

CUADRO # 1

MEDIA DE LAS VARIABLES DEL MODELO POR PARTICIPACIÓN Y SEXO

VARIABLES	PEI			PEA		
	Mujeres	Hombres	Total	Mujeres	Hombres	Total
EDUCACIÓN	6.62	7.07	6.76	8.42	8.45	8.43
EXPERIENCIA	23.7	14.4	20.9	18.02	19.91	19.1
JEFES DE HOGAR	10%	19%	13%	19%	57%	40%
TASA DESEMPLEO H.	14%	16%	14%	18%	16%	17%
INGRESOS NO LABOR*	4.000	9.000	6.000	3.000	5.000	4.000
INGRESOS RESTO MIE*	84.000	89.000	86.000	68.000	55.000	61.000
# DE OBSERVACIONES	1.704	716	2.420	2.103	2.565	4.668

* Pesos constantes de diciembre de 1988

FUENTE: Cálculos en SPSS, base de datos del proyecto COLCIENCIAS, CIDSE: Duración del desempleo.

La muestra que se utiliza es de 7.088 individuos en edad de trabajar, 4.668 eran miembros de la oferta de trabajo en tanto 2.420 decidieron no participar en el mercado laboral.

Como se indicó anteriormente, la ecuación de participación a estimar plantea la probabilidad de participar en función de la educación (Educat), de la experiencia (Exper), de la experiencia al cuadrado (Exper2), del sexo (Bsex) y de una serie de variables cualitativas y cuantitativas que reflejan la situación económica del individuo y del hogar al cual el individuo pertenece, dichas variables son: el hecho de ser jefe de hogar (Bpar), los ingresos no laborales del individuo (Ingrnltr), la tasa de desempleo del hogar (Tdesh), los ingresos de resto de miembros del hogar (Ingrermr) y el número de niños menores de 1 año (Neda0). Se optó por trabajar con un modelo de Probabilidad Lineal pues cuando el objetivo es el signo y la significancia de los coeficientes los resultados son similares al LOGIT Y PROBIT con la ventaja que los efectos marginales son constantes, Castellar y Uribe (2001a y 2001b).

El modelo general además de incorporar la ecuación de participación incorpora el uso de la técnica de las variables falsas para probar la equivalencia o diferenciación de la ecuación de participación de hombres y de mujeres, para ello se usa la notación DIFE antepuesto a cada variable de la ecuación. Por ejemplo para ver la diferenciación de la variable educación en la probabilidad de participar de los hombres se incorpora la variable:

$$\text{Difeducat} = \text{Bsex} * \text{Educat}$$

Los resultados de la estimación se presentan en el cuadro 2 correspondientes a la ecuación (5). Los signos de los coeficientes son los esperados, y casi todos son significativos al nivel del 1% que con 7.071 grados de libertad se tiene un valor crítico de t igual a 2.58. Aunque no es muy relevante en este modelo, el grado de ajuste de la regresión es de 28%, un resultado bastante bueno, tratándose de un

modelo de elección discreta, estimado con datos de corte transversal.

Puesto que el modelo arroja las probabilidades marginales para las mujeres y el diferencial que existe entre dichas probabilidades marginales de los hombres y las mujeres, en la interpretación de los coeficientes, tenemos que un año de educación en la mujer aumenta la probabilidad de participar en 3.12% y que existe una diferenciación de -1.18 entre la probabilidad marginal de los hombres respecto de las mujeres; es decir que un año de educación incrementa en 1,18% más la probabilidad de participar de una mujer que de un hombre. Este resultado concuerda con lo planteado en la modelización del salario potencial de mercado donde se plantea que las mujeres son más sensibles a aumentos en sus niveles educativos en comparación a los hombres. El primer año de experiencia aumenta la probabilidad de participar en las mujeres en 1,87% y en los hombres en 3,42% es decir existe una diferenciación del efecto que tiene el primer año de experiencia entre hombres y mujeres de 1,54%, sin embargo en los hombres los incrementos en la experiencia tienen mayores rendimientos decrecientes en la probabilidad de participar que en las mujeres, pues el diferencial de experiencia al cuadrado (Difexper2) es de -0.02% .

CUADRO # 2
MODELO GENERAL.

Variable	Coeficiente MPL	Razón (t)	NSC
Intercepto	0.1806	7.503	0.0000
Educat	3.12	15.13	0.0000
Exper	1.87	17.26	0.0000
Exper2	-0.04	-21.17	0.0000
Bpar	20.11	10.2	0.0000
Tdesh	15.96	6.449	0.0000
Ingrermr	-3.24	-5.65	0.0000
Ingrnltr	-26.6	-5.8	0.0000
Neda0	-3.89	-1.75	0.0800
Bsex	14.83	4.387	0.0000
Difeduca	-1.18	-4.1	0.0000
Difexper	1.54	8.438	0.0000
Difexper2	-0.021	-7.349	0.0000
Difebpar	-14.37	-5.195	0.0000
Diftdesh	-10.98	-3.007	0.0030
Difingrm	0.28	0.289	0.7720
Difingnl	22.28	4.682	0.0000
Difneda0	10.66	3.21	0.0013
R2 ajust.	27.65%		
Sum squared resid	1150.225		
Log likelihood	-3612.86		
Schwarz criterio	-1.79593		
Fc	160.37	0.0000	
Num. Observaciones	7088	7088	7088

Fuente: Calculo en Eviews, base de datos proyecto Duración del Desempleo, COLCIENCAS, CIDSE.

El hecho de que una mujer sea jefe de hogar aumenta la probabilidad de participar en 20%, existiendo una diferenciación de la influencia de ser jefe de hogar sobre la probabilidad de participar en los hombres de -14.37% . Es decir, la probabilidad de participar aumenta en tan solo 5.74% por el hecho de que un hombre sea jefe de hogar; este es un resultado interesante que estaría reflejando la situación de las mujeres que son jefes de hogar, pues éstas necesariamente tienen que responder por el sostenimiento del hogar, mientras que un hombre puede ser jefe de hogar, y no participar en el mercado laboral porque cuenta con el apoyo económico de su esposa o de su familia.

Los ingresos no laborales tienen un efecto positivo en el salario de reserva y por ende tienen un signo contrario en la probabilidad de participar. El signo negativo se obtiene para las mujeres y para los hombres; el aumento de cien mil pesos constantes de 1988 en los ingresos no laborales disminuye en 26.6% la probabilidad de participar de las mujeres, 22.27% superior a lo que lo disminuye en los hombres pues en los hombres un aumento de cien mil pesos constantes de 1998 en los ingresos no laborales disminuye la probabilidad de participar en apenas 4.40% . Es claro que la mujer es más sensible a variaciones en los ingresos no laborales que los hombres, y esto concuerda con lo planteado en la diferenciación del salario de reserva entre hombres y mujeres, al considerarse como una actividad productiva de la mujer el trabajo domestico, pues ante la posibilidad de obtener ingresos no laborales, prefiera quedarse en casa al cuidado de sus hijos, esposo o familia.

Los ingresos del resto de miembros afectan la probabilidad de participar en igual sentido que los ingresos no laborales. Un incremento de cien mil pesos constantes de 1988 en los ingresos del resto de miembros disminuye en 3.24% la probabilidad de participar en las mujeres, un porcentaje pequeño en comparación a lo que influyen los ingresos no laborales, esto es explicable pues a la hora de tomar la decisión de participar prima la situación económica del individuo sobre la situación de su hogar. De acuerdo al cuadro 2 la diferenciación de la influencia de la variable de los ingresos de resto de miembros en la probabilidad de participar de los hombres respecto a las mujeres (Difingrm) no da significativo; ello quiere decir que no existe tal diferenciación y que tanto hombres como mujeres son igual de sensibles ante cambios en dicha variable. Este resultado no es visible al separar la muestra para hombres y mujeres y aplicar un mismo modelo por separado que vendría siendo el segundo modelo planteado en la metodología

Si existe un aumento en la tasa de desempleo del hogar se disminuyen los ingresos del hogar llevando a que el salario de reserva de sus miembros también disminuya y se aumente la probabilidad de que cada individuo decida participar en el mercado laboral. Para el caso de las mujeres, el efecto marginal del aumento del 100% en la tasa de desempleo familiar induce un 15.96% de probabilidad adicional de participar. En los hombres dicho efecto no es muy claro, ya que el diferencial del efecto que tiene un incremento en la TDH en los hombres respecto a las mujeres, aunque significativo, es de signo contrario y relativamente igual. Se podría establecer que no hay diferenciación o que dicha variable no es significativa para

el modelo de los hombres; para estar seguros, es necesario hacer la prueba de hipótesis del nivel de significancia de dicha variable para el modelo de los hombres a través de combinaciones lineales paramétricas:

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0 : \alpha_j + \gamma_j = 0 \\ H_A : \alpha_j + \gamma_j \neq 0 \end{array} \right.$$

Donde α_j es el coeficiente de las variables explicativas para el modelo de las mujeres y γ_j es el diferencial entre el coeficiente de las variables explicativas del modelo de los hombres respecto al de las mujeres.

Esta prueba debe realizarse para todas las variables explicativas. En el cuadro 3 están los coeficientes para el modelo de los hombres y sus niveles de significancia derivados del modelo general. Para estimar dichos coeficientes se tiene en cuenta el diferencial de los hombres respecto a las mujeres; si da significativo se suman, si el diferencial no da significativo al 1% se omite el diferencial y se pone la misma información que acompaña a la variable en el modelo de las mujeres.

CUADRO # 3
SIGNIFICANCIA DE LOS COEFICIENTES DE LOS HOMBRES APLICANDO
COMBINACIONES LINEALES PARAMETRICA

VARIABLE	COEFICIENTE	RAZON t	NSC
Intercepto	0.328	13.86	0.0000
Educat	1.94	9.59	0.0000
Exper	3.42	23.29	0.0000
Exper2	-0.057	24.32	0.0000
Bpar	5.74	2.95	0.0031
Tdesh	4.99	1.857	0.0632
Ingrermr	-3.24	-5.651	0.0000
Ingrnlt	-4.401	3.586	0.0003
Neda0	6.763	2.745	0.0060

Fuente: Cálculos en Eviews, base de datos COLCIENCIAS, CIDSE.

Como puede verse la tasa de desempleo del hogar no da significativa para los hombres. Con este resultado se está demostrando que la mujer aun participa como una trabajadora adicional, por la función que cumplen en la sociedad con su trabajo doméstico, que lleva a que la mayoría, o por lo menos las menos educadas, se vuelven activas en los momentos de crisis, mientras que el hombre siempre está activo; por ello no es tan sensible a cambios en la tasa de desempleo de sus hogares como lo es la mujer.

Por último está la variable número de niños menores de un año en el hogar. En la modelización del salario de reserva se plantea la introducción de esta variable para ver si la existencia de niños menores de 1 año en el hogar tiene un efecto positivo sobre la participación de un individuo pues a mayor número de niños

menores de 1 año se aumenta la tasa de dependencia del hogar llevando a que los individuos impongan salarios de reserva menores. Sin embargo se tiene la duda del efecto de dicha variable en un modelo que no distingue por sexo, pues sobre las mujeres el efecto es contrario, ya que el cuidado de los hijos es un servicio domestico que tradicionalmente ha sido responsabilidad de las madres y por lo tanto constituyen un importante componente del valor del trabajo doméstico en la mayoría de las mujeres. De acuerdo a los resultados del modelo general dicha variable no es significativa para las mujeres, pero el diferencial de la probabilidad marginal de los hombres respecto a las mujeres si da significativo, esto quiere decir que la variable es significativa para los hombres, como efectivamente se muestra en el cuadro 4. El nacimiento de un niño en el hogar aumenta la probabilidad de participar de los hombres en 6.76%. Por lo tanto, lo planteado en la modelización del salario de reserva al incluir Neda0 solo se cumple para los hombres.

Para ir a la versión final de la modelización propuesta se excluye del modelo general las variables que no son significativas (número de niños menores de un año que hay en el hogar para las mujeres y el diferencial de ingresos de resto de miembros de los hombres respecto a las mujeres) obteniéndose el modelo que se presenta en el cuadro 4.

CUADRO # 4
MODELO GENERAL DEFINITIVO

Variable	Coeficiente MPL	Razón (t)	NSC
Intercepto	0.174	7.31	0.0000
Educat	3.15	15.38	0.0000
Exper	1.89	17.38	0.0000
Exper2	-0.04	-21.20	0.0000
Bpar	20.12	10.25	0.0000
Tdesh	15.78	6.39	0.0000
Ingrermr	-3.14	-6.83	0.0000
Ingrnltr	-26.7	-5.81	0.0000
Bsex	15.62	4.68	0.0000
Difeduca	-1.19	-4.22	0.0000
Difexper	1.53	8.38	0.0000
Difexper2	-0.021	-7.34	0.0000
Difebpar	-14.47	-5.31	0.0000
Diftdesh	-10.85	-2.98	0.0028
Difingnl	22.32	4.69	0.0000
Difneda0	6.766	2.74	0.0060
R2 ajust.	27.64%	Log likelihood	-3614.43
Sum squared resid	1150.73	Schwarz criterio	-1.7979
Fc	181.51	0.0000	

Fuente: Calculo en Eviews, base de datos proyecto Duración del Desempleo

De acuerdo a las estimaciones del modelo general se tiene que el modelo definitivo para las mujeres incluye todas la variables explicatorias excepto número de niños menores de un año en el hogar (Neda0); el modelo de los hombres incluye todas las variables explicatorias excepto la tasa de desempleo del hogar (Tdesh) y la variable que influye en igual magnitud en la probabilidad de participar sea hombre o mujer son los ingresos de resto de miembros del hogar(Ingrerm). En el cuadro 5 están los resultados de los coeficientes definitivos para hombres y mujeres.

Como se señaló anteriormente la gran ventaja de la modelización general es que permite constatar cuál de los tres caminos es el más adecuado. Al resultar el coeficiente de ingreso de resto de miembros igual para ambos sexos el camino de separar la muestra queda descartado. Al encontrar cambios significativos en otros coeficientes diferentes al intercepto que explican la probabilidad de que un hombre y una mujer participen en el mercado laboral, el camino de incorporar la diferenciación sexual solo en el intercepto también queda descartado.

CUADRO # 5
COEFICIENTES DE VARIABLES EXPLICATORIAS PARA HOMBRES Y MUJERES

Coeficientes modelo de las Mujeres			Coeficientes modelo de los Hombres	
Variable	Coeficiente MPL (%)	NSC	Coeficiente MPL (%)	NSC
Intercepto	0.17	0.0000	0.329	0.0000
Educat	3.15	0.0000	1.95	0.0000
Exper	1.88	0.0000	3.41	0.0000
Exper2	-0.04	0.0000	-0.019	0.0000
Bpar	20.13	0.0000	5.65	0.0000
Ingrermr	-3.13	0.0000	-3.13	0.0000
Ingrnltr	-26.71	0.0000	-4.39	0.0000
Tdesh	15.78	0.0000		
Neda0			6.76	0.0060

Numero de observaciones 7.088

Fuente: Cálculos en Eviews a partir del modelo general

A continuación se muestra la estimación de los dos caminos utilizando la misma muestra que se uso para el modelo general, esto con el fin de confirmar lo dicho y de comparar la robustez del modelo general. Esta ventaja de la modelización general se conserva al estudiar el problema de la decisión de permanecer desempleado o aceptar una determinada oferta de trabajo, Roldan (2002).

Si se plantea la modelización por separado la estimación no permite ver la igualdad en el efecto marginal de los ingresos de resto de miembros en la probabilidad de participar de hombres y mujeres. En el cuadro 6 están los resultados de estimar un mismo modelo para poblaciones diferentes (hombres y mujeres) pero que vienen de una misma muestra. Se obtiene que un incremento de cien mil pesos constantes de 1988 en los ingresos de resto de miembros disminuye la probabilidad de participar

en 3.24% en las mujeres y en los hombres disminuye dicha probabilidad en 2.96% arrojando un diferencial de 0.28 que no es significativo en el modelo general. Los coeficientes que arroja este modelo tanto para hombres como para mujeres son iguales a los del modelo general, conservándose la falta de significancia en la variable número de niños menores de 1 año en el hogar, para el modelo de las mujeres y la tasa de desempleo del hogar para los hombres.

CUADRO # 6
MODELO QUE SUPONE UNA TOTAL DIFERENCIACIÓN SEXUAL

Coeficientes para las Mujeres			Coeficientes para los hombres	
VARIABLE	Coeficiente (%)	Razon t	Coeficiente (%)	Razon t
Intercepto	0.1806	6.73	0.329	16.32
Educat	3.13	13.58	1.94	11.3
Exper	1.88	15.5	3.42	27.44
Exper2	-0.036	-19.01	-0.057	-28.69
Bpar	20.11	9.16	5.74	3.48
Tdesh	15.97	5.79	4.99	2.18
Ingrermr	-3.24	-5.07	-2.96	-4.57
Ingrnlt	-26.68	-5.21	-4.4	-4.22
Neda0	-3.89	-1.57	6.76	3.23
# de observaciones	3807		3281	
R2. Ajust	18.38		31.31	
Fc	108.13	0	187.9	0
Log likelihood	-2351.49		-1134.28	
Criterio Schwart	-1.58		-2.12	

Fuente: Calculo en Eviews, base de datos proyecto Duración del Desempleo, COLCIENCIAS, CIDSE.

Los resultados del modelo de probabilidad lineal que incluye la diferenciación sexual en el intercepto se muestran en el cuadro 7.

CUADRO #7
MODELO CON DIFERENCIACIÓN SEXUAL EN EL INTERCEPTO

VARIABLE	Coefficiente (%)	Razon t	NSC
Intercepto	0.186	10.50	0.0000
Educat	2.47	17.09	0.0000
Exper	2.37	27.18	0.0000
Exper2	-0.043	-31.18	0.0000
Bpar	15.32	11.48	0.0000
Tdesh	11.12	6.07	0.0000
Ingrermr	-3.17	-6.85	0.0000
Ingrnlt	-6.10	-5.10	0.0000
Neda0	1.37	0.82	0.4084
Bsex	15.51	14.46	0.0000
Numero de observaciones	7088		
R2. Ajust	26.15		
Fc	279.89	0.0000	
Log likelihood	-3689.66		
Criterio Schwart	-1.78		

Fuente: Calculo en Eviews, base de datos proyecto Duración del Desempleo, COLCIENCIAS, CIDSE.

Un individuo por el hecho de ser mujer tiene una probabilidad de participar de 18%, y los hombres tienen una probabilidad de participar 15.5% superior a las mujeres; es decir un individuo por el hecho de ser hombre tiene una probabilidad de participar de 33.5%.

Como se había dicho este último modelo tiene la desventaja de que no permite ver una diferenciación sexual en la estimación de las probabilidades marginales de cada variable, imponiéndose que todas las variables influyen en igual magnitud en la probabilidad de participar tanto en hombres como en mujeres, cuando se ha demostrado por el modelo general que no es así, pues en los coeficientes de algunas variables hay un diferencial por sexo. De acuerdo al criterio de selección de modelos de Schwartz tenemos un valor de -1.78 en el modelo de diferenciación en el intercepto, superior al del modelo general -1.796 ; dicho criterio establece que se elige el modelo que proporciona el valor de Schwartz más bajo. El modelo general definitivo produce un criterio valorado en 1.798 , con lo cual puede afirmarse que de los tres modelos (cuadros 5, 7 y 8), éste es el que con mayor probabilidad generó la muestra analizada.

Conclusiones

De acuerdo a la NEF y los fundamentos desarrollados por pensamientos marxistas y feministas la reproducción de cualquier formación socio-económica integra, por una parte, la producción de bienes materiales, y por otra, el mantenimiento y reproducción de su población, que permite y asegura la

reproducción de la fuerza de trabajo; en el proceso de la reproducción de la misma interviene el trabajo doméstico. Estas teorías consideran la producción doméstica como categoría económica, y como actividad fundamental de la mayoría de las mujeres. El trabajo doméstico ha sido asignado tradicionalmente a las mujeres por factores que la misma sociedad ha desarrollado como es la existencia de un salario familiar que permita al hombre mantener esposa e hijos y por la división sexual del trabajo que se acepta como una distribución racional de tareas en la cual cada individuo se especializa en el trabajo en el que tiene mayor productividad; como los hombres son educados para participar en el mercado laboral y las mujeres para estar encargada de las tareas domésticas, así vayan a participar en el mercado laboral, se les termina por asignar las responsabilidades del hogar, pues son más productivas en dicha área. La especialización de las mujeres en este tipo de trabajo tiene efectos directos sobre su participación en el mercado laboral. Uno de esos efectos es que participan en menor proporción que los hombres; para el área metropolitana de Cali, en diciembre de 1997 solo el 53% de las mujeres en edad de trabajar participaban en el mercado laboral cuando de los hombres en edad de trabajar participaban el 73%.

El hecho de que las mujeres participen menos las hace más sensibles a cambios en los determinantes de la participación laboral. Esto se recoge en el diferencial que arroja la estimación del modelo de probabilidad lineal; modelo que a su vez encierra las variables que determinan el salario de reserva como las del salario potencial de mercado; la variable tasa de desempleo en el hogar no es significativa en los hombres mientras que en las mujeres un aumento del 100% en dicha tasa aumenta la probabilidad de participar en 15.78%. Los ingresos de resto de miembros afectan por igual a hombres como a mujeres, un incremento de cien mil pesos constantes de 1988 disminuyen la probabilidad de participar en 3.13%. Mientras que un aumento en cien mil pesos constantes de 1988 en los ingresos no laborales disminuye la probabilidad de participar de las mujeres en 26.7%, existiendo una diferenciación de 22.32 inferior a la de los hombres pues un incremento en dicha variable disminuye en apenas 4.4% la probabilidad de participar en los hombres. El hecho de que una mujer sea jefe de hogar aumenta su probabilidad de participar en 20.13%, superior en 14.47% a lo que la aumenta en los hombres, pues en estos el hecho de ser jefe de hogar solo aumenta la probabilidad de participar en 5.65%; esto confirma el hecho de que las mujeres son más sensibles a cambios en las variables que reflejan el ámbito y situación familiar y que afectan el salario de reserva.

La variable número de niños menores de un año en el hogar no es significativa en las mujeres, mientras que en los hombres sí; el nacimiento de un niño en el hogar aumenta la probabilidad de participar en el hombre en 6.76%. Un año de educación aumenta la probabilidad de participar en las mujeres en 3.15%, mientras que en los hombres en apenas 1.95%, el primer año de experiencia aumenta la probabilidad de participar en las mujeres en 1.88% y en los hombres 3.41%; aunque la experiencia tiene un rendimiento mayor en la probabilidad de participar de los hombres dicha experiencia tiene mayores rendimientos marginales decrecientes

en los hombres que en las mujeres; es decir se vuelve más rápido obsoleta en los hombres que en las mujeres ya que en las mujeres el coeficiente de exper^2 es de -0.04 , inferior en 0.021 a los hombres.

Finalmente se puede concluir que la existencia o no de una diferenciación en la magnitud en que las anteriores variables influyen en la probabilidad de participar de hombres y mujeres solo es identificable en el modelo general o modelo que usa la técnica de las variables falsas.

Bibliografía

- AYALA, Ulpiano (1987); "Hogares, participación laboral e ingresos", en Ocampo y Ramírez (eds) (1987); *El problema laboral colombiano. Informes especiales de la Misión de Empleo*. SENA, DNP, Contraloría General de la República. Tomo I.
- BECKER, Gary (1997); "Una teoría del Matrimonio", en Febrero Schwartz editores, *La esencia de Becker*. Edita Ariel Sociedad Económica, Madrid, pag 285-334.
- CARRASCO B., M^a Cristina (1991); *El trabajo doméstico un análisis económico*, Colección tesis doctorales Num. 31, edita Centro de Publicaciones Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, Madrid.
- CASTELLAR, C. y URIBE, J. (2001a); "Determinantes de la Participación en el Mercado de Trabajo del Área Metropolitana de Cali en Diciembre de 1998", CIDSE, *Documentos de trabajo* 56, Universidad del Valle, Santiago de Cali.
- CASTELLAR, C. y URIBE, J.(2001b); "*La Participación en el Mercado de Trabajo: Componentes micro y macroeconómicos*" www.chasqui.univalle.edu.co/cidse25años/pdf/laparticipacion
- DANE. Encuesta Nacional de Hogares, etapa 98 (diciembre de 1997).
- HERNÁNDEZ, Angie (2002); *Determinantes de la Participación Laboral en Hombres y Mujeres para el Área Metropolitana de Cali en diciembre de 1997: Una diferenciación*, CIDSE, Tesis de pregrado en Economía, Universidad del Valle, Santiago de Cali.
- GRACIA-DIEZ, Mercedes (1988); "Modelo con variable dependiente cualitativa y variación limitada" en *Cuadernos Económicos* del ICE, número 39, Ministerio de Economía y Hacienda, Madrid.
- GUJARATI, Damodar (1997); *Econometria*. Tercera Edición, Bogota editor McGraw-Hill.
- HENAO, M. y PARRA, A.(1998); "Mujeres en el mercado laboral" en *Género, Equidad y Desarrollo*, DNP. Pagina 68-105.
- MCCONNELL, C. R. y STANLEY, L. Brue (1997); *Economía laboral*. Mc Graw Hill. Madrid.
- ORTIZ, Carlos y URIBE, José; " El mercado laboral en el área Metropolitana de Cali" en Revista Observatorio económico del Valle del Cauca, *La economía del Valle del Cauca primer trimestre de 2000*, Cali 2000.
- PENCAVEL, John (1990); " La oferta de trabajo de los varones: Una panorámica" en Asehenfelter Orley y Layard Richard (comps) (1991) *Manual de Economía del Trabajo*, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, España.
- RIBERO Rocío y MEZA Claudia (1997); "Determinantes de la participación laboral de hombres y mujeres en Colombia: 1976-1995", en *Archivos de Macroeconomía*, DNP, documento 63, Bogotá.
- ROLDÁN Paola (2002); *Probabilidad de estar desempleado: Diferencias por género en el área Metropolitana de Cali, Diciembre 1997*, CIDSE, Tesis de pregrado en economía, Universidad del Valle, Santiago de Cali.
- SANTAMARIA M. y ROJAS N. (2001); "La participación laboral: ¿qué ha pasado y qué podemos esperar?", en *Archivos de Macroeconomía*, DNP, documento 146, Bogotá.
- TENJO Jaime y RIBERO Rocío (1998); "Participación, desempleo y mercados laborales en Colombia", En *Archivos de macroeconomía*, DNP, documento 81.