

January 2008

Estimación del trabajo reproductivo en Colombia: una aproximación desde los precios sombra

Carlos Arturo Meza Carvajalino

Universidad de La Salle, Bogotá, cmeza@unisalle.edu.co

Nohra León Rodríguez

Universidad de La Salle, Bogotá, nleonr@lasalle.edu.co

Jairo Guillermo Isaza Castro

Universidad de La Salle, Bogotá, jisaza@lasalle.edu.co

Carlos Eduardo Acosta Aponte

Universidad de La Salle, Bogotá, cacosta@lasalle.edu.co

Follow this and additional works at: <https://ciencia.lasalle.edu.co/eq>

Citación recomendada

Meza Carvajalino, C. A., N. León Rodríguez, J.G. Isaza Castro, y C.E. Acosta Aponte (2008). Estimación del trabajo reproductivo en Colombia: una aproximación desde los precios sombra. *Equidad y Desarrollo*, (9), 7-19. <https://doi.org/10.19052/ed.271>

This Artículo de Investigación is brought to you for free and open access by the Revistas científicas at Ciencia Unisalle. It has been accepted for inclusion in *Equidad y Desarrollo* by an authorized editor of Ciencia Unisalle. For more information, please contact ciencia@lasalle.edu.co.

Estimación del trabajo reproductivo en Colombia: una aproximación desde los precios sombra¹

Carlos Arturo Meza Carvajalino* / Nohra León Rodríguez** /
Jairo Guillermo Isaza Castro*** / Carlos Eduardo Acosta Aponte****

RESUMEN

Este artículo tiene como objetivo la estimación del trabajo doméstico (reproductivo) en Colombia, realizado al interior del hogar y su imputación equivalente a precios sombra, para lo cual se parte del enfoque de la Nueva Economía de la Familia desarrollado por Becker (1981; 1985) y la metodología de Heckman (1974; 1979). Dentro de los resultados de la presente investigación se pudo concluir, a través de la técnica econométrica de fronteras estocásticas, que las horas diarias por las que se maximiza el salario de reserva de la mujer en la cabecera municipal son de 11,9; mientras que en el área rural son de 12,3, lo que demuestra mayor competitividad de la mujer en la cabecera, frente al área rural. Por otra parte, las condiciones de vida de la ciudad (respecto a la crianza de los niños) frente a las condiciones rurales, hacen que el costo de oportunidad de salir al mercado sea más alto que en el área urbana y, por lo tanto, induce a que se eleve el salario de reserva de la mujer.

Palabras clave: género, trabajo reproductivo, salario de reserva, precio sombra.

VALUATION OF HOUSEWORK PRODUCTIVITY IN COLOMBIA: AN APPROXIMATION FROM SHADOW PRICES

ABSTRACT

The purpose of this article is to value the housework productivity in Colombia using a shadow price-based methodology, within the New Economics of the Family framework developed by Becker (1981,1985) and following Heckman's approach (1974,1979). By using the stochastic frontier technique it may be concluded that 11.9 hours per day maximize the reserve wage earned by a woman living in the province's main town; whereas rural women's maximum reserve wage corresponds to 12.3 hours per day, which implies a higher degree of competitiveness in urban areas. On the other hand, poorer living standards offered by big cities in terms of the upbringing of children, compared to the rural areas, make a good enough incentive structure that raises the urban opportunity cost of participating in the labour market, along with the reserve wage.

Key Words: gender, housework, reserve wage, shadow price.

1 Investigación financiada por la Facultad de Economía y el Departamento de Investigaciones de la Universidad de La Salle. Los autores agradecen el apoyo presentado por el Departamento de Investigaciones, especialmente a Alexander Cotte Poveda.

* Pertenece al Grupo de Economía Laboral de la Facultad de Economía de la Universidad de La Salle.
Correo electrónico: cmeza@lasalle.edu.co;

** Pertenece al Grupo de Economía Laboral de la Facultad de Economía de la Universidad de La Salle. Docente Facultad de Administración de Empresas, Universidad de La Salle. Correo electrónico: nleomr@lasalle.edu.co.

*** Pertenece al Grupo de Economía Laboral de la Facultad de Economía de la Universidad de La Salle.
Correo electrónico: jisaza@lasalle.edu.co.

**** Pertenece al Grupo de Economía Laboral de la Facultad de Economía de la Universidad de La Salle.
Correo electrónico: cacosta@lasalle.edu.co.

Fecha de recepción: enero 28 de 2008.

Fecha de aprobación: febrero 13 de 2008.

INTRODUCCIÓN

La historia muestra que desde las sociedades más primitivas para lograr sostenerse y pasar a otros estadios superiores, han necesitado de la reproducción e integración de diferentes formas socioeconómicas, que condujeron a la “división sexual del trabajo” la cual implica una distribución de tareas y responsabilidades específicas para hombres y mujeres (Isaza, 2006: 109 - 129). Dicha división responde a las relaciones socialmente establecidas que, si bien están mediadas por las diferencias biológicas entre unas y otros, varían de acuerdo a contextos culturales e históricos específicos.

De esa división, las labores o el trabajo reproductivo o doméstico al interior de los hogares aunque resultan indispensables para la subsistencia y el desempeño productivo de la sociedad en su conjunto, no reciben como lo expresa Durnbusch *et al.* (2004: 38), la adecuada medición en el PIB. No obstante, con las nuevas tendencias económicas planteadas por Becker (1981) en el enfoque de la *Nueva Economía de la Familia (NEF)* da lugar a que el trabajo doméstico realizado al interior del hogar sí pueda valorarse sobre lo que constituye el trabajo reproductivo, el cual corresponde a las labores domésticas relacionadas con las actividades de cocina y limpieza; cuidado de los niños, de enfermos y los ancianos; reparaciones en el hogar; servicios de apoyo social, comunal y personal el cual se convierte en el objetivo de este artículo.

Trabajos pioneros como el de Dalmanzo (1992, referenciado en Urdinola, 1998: 169) que efectúan aproximaciones de valoración económica del trabajo reproductivo al interior del hogar, encuentran que en el 90% de los hogares urbanos son las mujeres quienes desempeñan las labores del hogar, independientemente si están o no vinculadas al mercado de trabajo. Cortés (1993, referenciado en Urdinola), por su parte, realizó un ejercicio de imputación de valores del trabajo doméstico para las siete áreas metropolitanas

principales de Colombia, utilizando los promedios de las remuneraciones en el mercado de trabajo según el nivel de calificación. A su turno, Urdinola (1998) efectuó una valoración económica del trabajo doméstico femenino no remunerado encontrando que éste podría representar entre el 7,5% y el 17,5% del PIB nacional, según el tipo de imputación que se realice.

Las actividades de trabajo doméstico no remunerado junto con la participación de la mujer en el mercado de trabajo interactúan con el tiempo disponible para actividades de tiempo libre. En tal sentido, Fontana (2004), Fontana y Wood (2004) plantean alternativas metodológicas para su medición, para lo cual incluyen procedimientos de cálculo basados en residuos que resultan de restar a las horas disponibles en la semana, las horas dedicadas al trabajo remunerado y al trabajo doméstico.

En este contexto, el presente artículo pretende estimar el salario de reserva de la mujer a través de los precios sombra del trabajo reproductivo al interior del hogar, bajo la técnica de Heckman (1974 y 1979) y el enfoque teórico de la Nueva Economía de la Familia desarrollada por Becker (1981 y 1985).

PRINCIPIOS Y ENFOQUES TEÓRICOS

Desde la economía ortodoxa, se ha entendido que las familias (hogares) son consumidoras de bienes y servicios finales y tienen la capacidad de ser oferentes de mano de obra. En estos términos, se supone que la utilidad se maximiza como una función $U = f(x_1, x_2, \dots, x_n)$, donde x_i corresponde a la cantidad de bienes y servicios adquiridos en el mercado, sujeta a una restricción presupuestaria $\sum_1^n p_i x_i = I$.

Mientras que la Nueva Economía de la Familia (NEF), asume que las familias (hogar) son una unidad empresarial en la cual se produce e intercambian bienes y servicios, que dan lugar a la reproducción de otros

bienes. En este orden los hogares tendrán su propia función de producción, sus consecuentes costos de oportunidad y en su interior se presenta una serie de factores reproductivos (mano de obra, tecnología, tiempo, entre otros). Se supone que la función de utilidad $U=g(Y_1, Y_2, \dots, Y_n)$, está compuesta por los bienes adquiridos en el mercado Y_i , sujeta a la restricción $Y_i=h_i(x_1^i, x_2^i, \dots, x_n^i)$, la cual es transformada como una función de las horas dedicadas al trabajo doméstico h_i en la reproducción de otros bienes x_n^i . De igual manera, existe una restricción del tiempo $T=T_d + T_m + T_o$, donde T_d corresponde al tiempo de producción doméstica, T_m es el tiempo de mercado y T_o es el tiempo de ocio. La restricción presupuestaria estaría dada por $\sum_1^n p_i x_i = wT_m + V = I$. Donde V corresponde a la renta no salarial del hogar. En estos términos, la maximización se encuentra sujeta a una tecnología determinada en el proceso de producción doméstica, que es diferente en cada hogar, a una restricción temporal que es finita (24 horas).

MATERIALES Y MÉTODOS

A continuación se presentan los elementos para la construcción de los salarios de reserva a partir de los precios sombra, para ello se parte de un esquema simple de la estructura del mercado laboral, con el que se pretende dar alcance al modelo econométrico propuesto por Heckman (1974), quien parte de una función econométrica para estimar los parámetros relacionados con las horas de trabajo y la función de trabajo con que decide trabajar la mujer. Su propuesta se basa en el cálculo de una función de precio sombra para la esposa que podría especificarse como $W^*=g(h, W_m, P, A, Z)$, donde W^* corresponde al precio sombra del trabajo reproductivo, h son las horas de trabajo, o alternativamente la cantidad de tiempo que la esposa no tiene disponible para las actividades de no mercado, W_m es el salario del esposo, P es el vector de precios de los bienes, A corresponde a los ingresos de la producción doméstica, y Z es un

vector de restricción el cual está relacionado con varios eventos como el número de niños, la educación de los miembros de la familia, el estado de tecnología en la producción doméstica. Los determinantes de la tasa del trabajo de mercado (W) son mejor conocidos como la educación y los años de trabajo laboral. La función de tasa de mercado se especifica como $W=B(E, S)$. De acuerdo con esto S (Student), está definida como el número de años de escolaridad, y E se define como la experiencia de los años laborados en el mercado. Para formalizar el modelo econométrico, Heckman (1974: 690 - 691), considera que no se puede perder de vista la generalidad del modelo, sin desatender las Z_i restricciones, las cuales pueden ser fácilmente reintroducidas en el análisis.

De igual manera, Heckman (1974) consideró estimar de manera simultánea y transformarlas en logaritmos naturales, para estimar el número de horas se tiene:

$$h_i = \frac{1}{\beta_1} (b_0 - \beta_0 + b_1 S_i + b_2 E_i - \beta_2 (W_m)_i - \beta_3 P_i - \beta_4 A_i - \beta_5 Z_i) + \frac{\epsilon_i - \mu_i}{\beta_1}$$

en donde se asume que ϵ_i y μ_i individualmente deben estar normalmente distribuidas con media cero, varianza constante y no estar auto correlacionadas. En estos términos consideró que es posible obtener estimadores de parámetros consistentes, usando la relación conocida entre las distribuciones condicionales y la no condicional, la distribución conjunta de horas observadas y salarios para la i -ésima mujer trabajadora pueden ser escritas como

$$j(h_i, l(W_i) / (W_i^*) < W_i)_{h=0} = \frac{n(h_i, l(W_i))}{pr([W_i > W_i^*]_{h=0})}$$

donde que $n(h_i, l(W_i))$ es la distribución incondicional; $pr([W_i > W_i^*]_{h=0})$ es la probabilidad que la mujer trabaje y $j(\cdot)$ es la distribución condicional. Mientras que ϵ_i y μ_i están normalmente distribuidos conjuntamente, $n(\cdot)$ es una función de densidad normal multivariada, y $p(\cdot)$ es la función de densidad univariada acumulada con los mismos parámetros que $n(\cdot)$. Esto lo demuestra Heckman (1974: 692) bajo los siguientes supuestos. En este contexto, dicho autor planteó que si la muestra de n mujeres casadas contiene k que trabajan, y $n-k$ son las que no trabajan, la fun-

ción de probabilidad para todas las observaciones n puede se escrita como:

$$L = \prod_{i=1}^K j(h_i, l(W_i)) (W_i > W_i^*)_{h=0} \cdot \text{pr}([W_i > W_i^*]_{h=0}) \times \prod_{i=K+1}^T \text{pr}([W_i < W_i^*]_{h=0}),$$

que de manera reducida se expresa como:

$$L = \prod_{i=1}^K n(h_i, l(W_i)) \prod_{i=K+1}^T \text{pr}([W_i < W_i^*]_{h=0}).$$

Al maximizar esta función respecto a los parámetros del modelo, incluyendo las varianzas y covarianzas de las perturbaciones, estas llegan a ser consistentes y asintóticamente insesgadas produciendo parámetros estimados eficientes, consistentes y normalmente distribuidos (asintóticos).

Por otra parte, Johnston y Dinardo (1997: 447 - 450), consideraron que Heckman (1974) hizo su propuesta para eliminar el sesgo de selección a partir de un método simple consistente en dos pasos de acuerdo con muchos modelos.² La idea simple podría ser anidar la ecuación en una muestra de mujeres trabajadoras $W_i = X_i \beta_i + \varepsilon_i$, donde W_i corresponderá al logaritmo natural de los salarios W_i ; X_i es un vector que incluye la experiencia de trabajo, años de escolaridad, etc. Formalmente, se puede escribir una ecuación de participación como $T_i = 1(Z_i \gamma + \varepsilon_i > 0)$ (12), en donde T_i es la participación, Z_i incluirá variables que predicen la comprobación o no que una mujer trabaje y argumentan que Z_i y X_i pueden incluir variables comunes y, en algunos ejemplos, empíricos estas son idénticas.

En este orden señalan Johnston *et al.* (1997: 447 - 450) que Z_i también incluye el número de niños pequeños. Presumiblemente la presencia de niños pequeños puede afectar la decisión de trabajar por parte de las mujeres, pero no podría tener un efecto sobre su salario. La selectividad del problema es aparente para las expectativas tomadas en la ecuación $W_i = X_i \beta_i + \varepsilon_i$, sobre la muestra de mujeres trabajadoras. Estas observaciones pasadas pueden escribirse ahora

$$\text{como } E[\varepsilon_i | \varepsilon_{0i} > -Z_i \gamma] = \frac{\sigma_{0i}}{\sigma_0} \frac{\phi(Z_i \gamma / \sigma_0)}{\Phi(Z_i \gamma / \sigma_0)},$$

donde $\phi(\cdot)$ es la densidad normal estándar y $\Phi(\cdot)$ corresponde a la función de distribución acumulada. Esto según Johnston *et al.* (1997) es evidente porque la estimación por el método de los Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) de $W_i = X_i \beta_i + \varepsilon_i$, puede estar sesgada. En particular argumentan que las expectativas pasadas en $T_i = 1(Z_i \gamma + \varepsilon_i > 0)$ pueden no ser cero. Selectivamente se dice que ocurre cuando quiera que $\sigma_{0,i}$ no sea cero.

Heckman observó que el problema al usar MCO sobre $W_i = X_i \beta_i + \varepsilon_i$, es que β_i es generalmente sesgado a causa de la presencia de una variable omitida $\frac{\phi(Z_i \gamma / \sigma_0)}{\Phi(Z_i \gamma / \sigma_0)}$, o lo que se ha denominado la “Razón Inversa Mill”. Johnston *et al.* (1997) señalan que si la variable omitida estuviera incluida en la regresión $W_i = X_i \beta_i + \varepsilon_i$, quedaría siendo parte de ella misma, es decir $W_i = X_i \beta_i + \frac{\phi(Z_i \gamma / \sigma_0)}{\Phi(Z_i \gamma / \sigma_0)} \tilde{\varepsilon}$. De acuerdo con esto la estimación podría ser sencillamente consistente.

HECHOS ESTILIZADOS

Todas las cifras presentadas en esta sección fueron procesadas a partir de los microdatos de las Encuestas de Hogares del DANE (EH), las cuales suministran valiosos insumos para el análisis estadístico del mercado de trabajo colombiano. Por otro lado, se utilizó la información proveniente de la Encuesta de Calidad de Vida 2003 (ECV) del DANE, para las estimaciones del trabajo doméstico no remunerado, la cual es representativa a nivel urbano como rural.

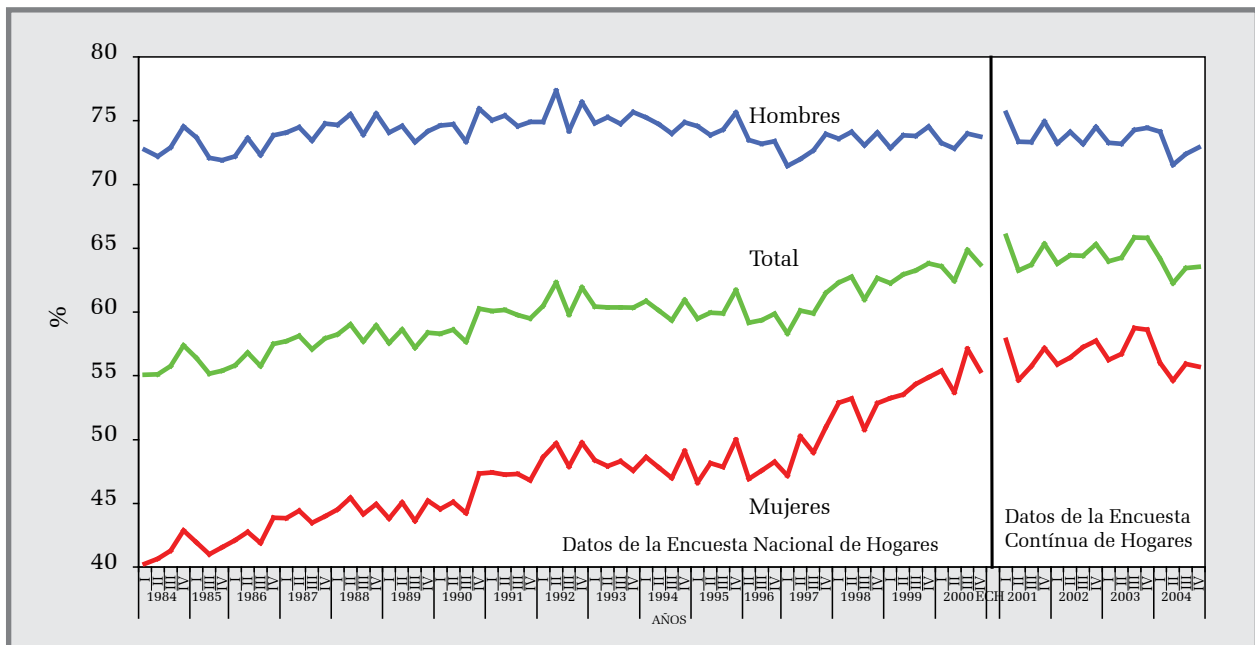
Una de las tendencias más importantes del mercado de trabajo colombiano urbano es la creciente incorporación de las mujeres en la población ocupada y desocupada del país, tendencia observada a partir de

2 J. Heckman. “The Common Structure of Statical Models of Truncation, Sample Selection, and Limited Dependent Variables a Simple Estimator for Such Model”. *Annals of Economic and Social Measurement* (tomado de Johnston *et al.* 1997).

1984, donde las mujeres registraban tasas globales de participación de un 40% y para el año de 2004, esta se elevó hasta alcanzar niveles alrededor del 55%. De acuerdo con la revisión de literatura, este comportamiento es explicado por las bajas tasas de fecundidad y altos niveles educativos presentados por las mujeres en los últimos años, además de la creciente participación femenina que se ha registrado por parte de estos miembros secundarios del hogar, es decir,

mujeres clasificadas como esposas o compañeras del jefe del hogar e hijas solteras y casadas que son presionadas por situaciones económicas adversas (Tenjo y Ribero, 1998: 38; Santamaría y Rojas, 2001: 31 - 33). Por otra parte, los hombres presentaron para el mismo período una reducción de tres puntos porcentuales en sus tasas globales de participación, al pasar de 75% en 1984 a un 72% en el 2004, como se observa a continuación.

GRÁFICO 1. TASA GLOBAL DE PARTICIPACIÓN LABORAL, POR GÉNERO SIETE ÁREAS (1984 - 2004)



Fuente: DANE, Cálculos propios con base en microdatos de encuestas de hogares.

En efecto, las mujeres clasificadas por las encuestas de hogares como cónyuge o compañeras del jefe de hogar registraron los mayores incrementos de participación en el mercado laboral, ya que para el tercer trimestre de 1990 su participación era de un 38,5%, y para el mismo período pero de 2004 su participación ascendió a un 56%, esta se convierte en una clara señal de que las mujeres, quienes tradicionalmente venían desempeñando el rol reproductivo en los hogares, se han incorporado en los últimos años

al mercado laboral, dejando a un lado el trabajo doméstico no remunerado para desarrollar actividades remuneradas en el mercado de trabajo. De igual manera, las mujeres hijas jefes del hogar solteras y casadas presentaron un incremento en su participación laboral, las primeras al pasar de 38% en 1990 a un 52% en 2004, para las segundas, la tasa global de participación pasó de 64% a un 69% para el mismo lapso de tiempo.

CUADRO 1. TASAS DE PARTICIPACIÓN LABORAL POR GÉNERO Y RELACIÓN CON EL JEFE DE HOGAR EN SIETE ÁREAS (1990 - 2004)

Relación con el jefe de hogar	1990			2004		
	Hombres	Mujeres	Total	Hombres	Mujeres	Total
Jefe de hogar	88,90%	55,90%	81,40%	85,00%	63,10%	77,30%
Cónyuge	74,10%	38,50%	39,20%	83,90%	56,70%	58,90%
Hijos solteros	50,60%	38,80%	44,90%	57,00%	52,50%	54,80%
Hijos casados	96,60%	64,60%	75,90%	98,70%	69,80%	81,50%
Otros	68,30%	47,80%	55,50%	60,00%	49,90%	53,90%
Total	73,40%	43,30%	57,20%	72,40%	55,90%	63,40%

Fuente: DANE, Cálculos propios con base en microdatos de encuestas de hogares.

Durante el período analizado, se observan incrementos por parte de las mujeres en todos los años de educación, pero en los años que presentan mayor participación son los mayores de 11 años, con una tasa global de participación en septiembre de 2004 del 67%, señal de avance si la comparamos con la tasa registrada en 1990, que sólo alcanzó el 56%. Sin embargo, en el año de 1990 se alcanzó la mayor tasa de participación para los años de educación comprendidos entre los 14 y 16, con una tasa de 70% y 85% respectivamente, pero para los niveles superiores a los 17 años de educación, se presentaron de nuevo las tasas de participación más altas en el 2004 con un 93%.

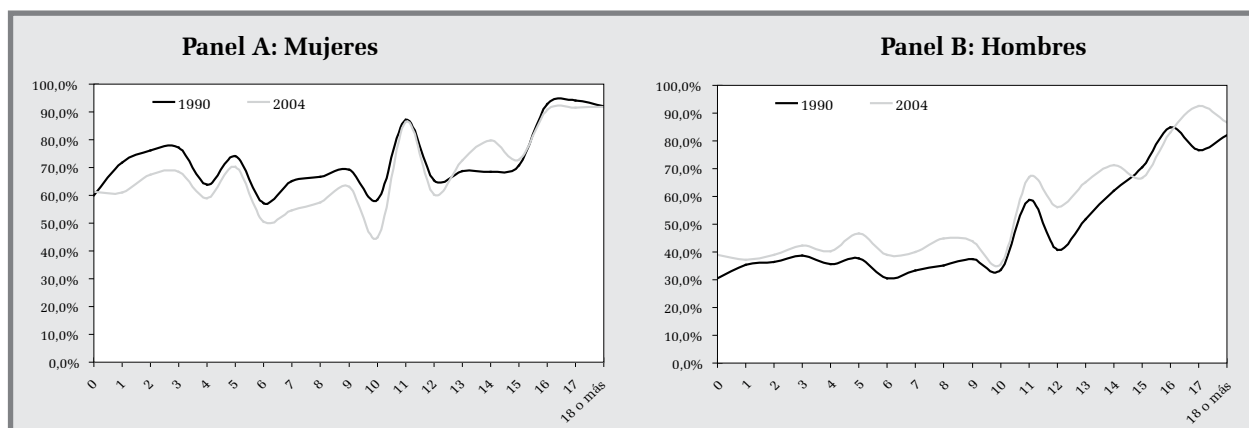
Aunque para los primeros años de educación se registraron altas tasas de participación, explicadas por la abundante mano de obra femenina no calificada, existe un claro vínculo que reafirma la relación positiva de participación en el mercado de trabajo y educación. Pero lo más relevante, es que la población femenina que presenta niveles superiores o iguales a los 11 años de educación, tan solo la comprendía el 10% de las mujeres que pertenecen a la población económicamente activa para el año de 1990, esta cifra presenta un aumento en los años posteriores, para registrar en el 2004, una tasa de 15%. De igual

forma, un mayor nivel educativo representa actividades de prestigio social, mayor facilidad para acceder a un empleo y, por ende, un mejor pago.

Se observa que los grupos etáreos son fundamentales a la hora de explicar la participación laboral, en el caso de las mujeres se encuentra un aumento para todos los grupos a partir de la década de los años noventa, acentuado en las edades de 46 y 55 años, lo que puede llegar a significar dejar a un lado el trabajo doméstico no remunerado para vincularse activamente en el mercado de trabajo. Por otra parte, su estructura de participación es similar a la presentada por los hombres, y esto se debe a los incrementos de la población económicamente activa de las mujeres en edades avanzadas.

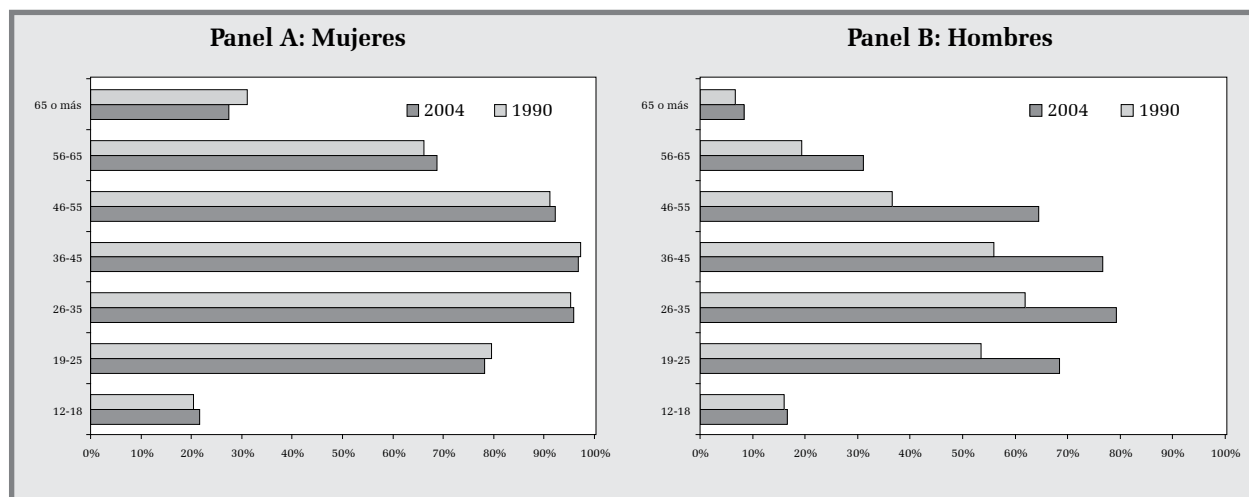
Para los hombres, la tasa global de participación no ha presentado cambios significativos en relación con la edad, como bien se observa, esta ha sido estable en los últimos años; sin embargo, existe una gran cantidad de población mayor de 50 años trabajando o buscando empleo, este comportamiento se explica por la no acumulación de riqueza a lo largo de la vida laboral, o por las debilidades del sistema de seguridad social.

GRÁFICO 2. PARTICIPACIÓN LABORAL DE MUJERES Y HOMBRES POR AÑOS DE EDUCACIÓN SIETE ÁREAS (1990 Y 2004)



Fuente: DANE, Cálculos propios con base en microdatos de encuestas de hogares.

GRÁFICO 3. PARTICIPACIÓN LABORAL MUJERES Y HOMBRES POR GRUPOS ETAREOS SIETE ÁREAS (1990 Y 2004)



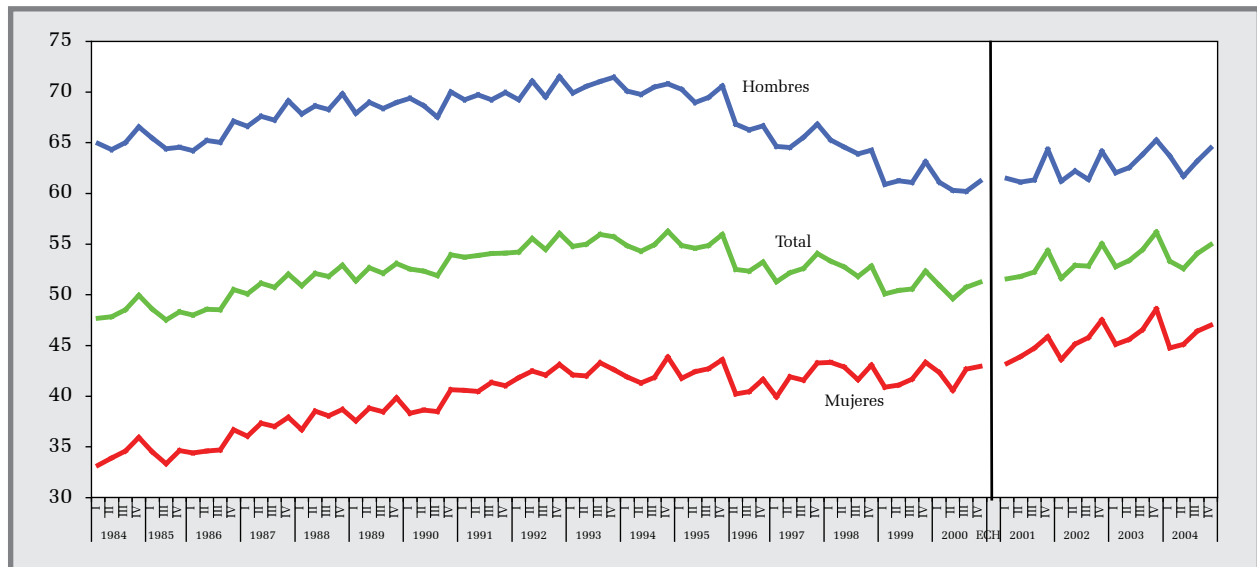
Fuente: DANE, Cálculos propios con base en microdatos de encuestas de hogares.

Otro indicador laboral es la tasa de ocupación,³ que presenta un aumento a favor del género femenino, al registrar en 1984 una tasa de 33,8% y 46,1% para el año 2004, y aunque siguen existiendo brechas altas (16,4%) para el año 2004 entre las tasas de hombres y mujeres, la leve tendencia a la convergencia es un escenario alentador a favor de la igualdad de género.

Sin embargo, es necesario resaltar las disminuciones en la tasa de ocupación por parte de los hombres, al pasar de 68,9% en 1984 a 62,5% en el año 2004, lo que acompañado de los aumentos de la tasa de ocupación de las mujeres, puede llegar a convertirse en señal de las nuevas preferencias de la demanda laboral, por el género femenino.

³ Tasa de ocupación: es la relación porcentual entre la población ocupada (OC) y el número de personas que integran la población en edad de trabajar (PET).

GRÁFICO 4. TASAS DE OCUPACIÓN POR GÉNERO SIETE ÁREAS (1984-2004)



Fuente: DANE, Cálculos propios con base en microdatos de encuestas de hogares.

RESULTADOS

Para la valoración del trabajo doméstico se utilizó la función de ingresos básica de Mincer (1974), que es complementada con la metodología planteada por Heckman (1974) para la corrección del sesgo de selección muestral, el cual consiste en la no observación del ingreso por parte de las personas que reportan inactividad o desempleo.

En otras palabras, el sesgo de selección muestral induce a errores en la estimación del trabajo doméstico no remunerado por métodos tradicionales, por lo cual, el método de Heckman incorpora a la ecuación de ingresos de Mincer el Ratio de Mill, el cual consiste en la estimación de un modelo tipo Probit con el cual se calcula la probabilidad que un individuo pertenezca a la PEA.

ESTIMACIÓN DEL TRABAJO REPRODUCTIVO

De acuerdo con lo anterior, la estimación por máxima verosimilitud brinda estimadores eficientes e insesgados, según Johnston y Dinardo (1997) se obtiene

de $W_i = X_i\beta_i + \varepsilon_{it}$, donde W_i es el logaritmo del salario por hora, X_i es un vector que recoge las características propias del trabajador y que a su vez explican el ingreso laboral.

Por otro lado, la ecuación de participación en el mercado de trabajo, se expresa como $T_i = 1(Z_i\gamma + \varepsilon_{it} > 0)$, donde Z_i incluye todas las variables socioeconómicas y demográficas que explican, como se dijo anteriormente, la probabilidad de que una mujer esté activamente en el mercado laboral. Para el modelo Probit se utilizó la especificación a partir de la función $PL = P(\text{Edad}, \text{Edu}, \text{Jef}, \text{Estcoy}, \text{Men6})$, donde PL , es la variable dicotómica de la participación laboral, esta toma el valor de uno (1) cuando el individuo pertenece a la PEA, y cero cuando el individuo pertenece a la PEI, esta variable está en función de $EDAD$ y $EDAD^2$, es la edad tanto de forma lineal como cuadrática, estas dos variables hacen más fácil el poder entender el ciclo productivo de la vida. EDU , expresa el número de años de educación del individuo; JEF es una variable *dummy* que toma el valor de uno (1) cuando el individuo es jefe de hogar y el valor de cero (0) cuando no presenta esta condición; $ESTCOY$,

es otra variable *dummy* que toma el valor de uno (1) cuando el individuo se encuentra casado o en unión libre, y cero (0) cuando el individuo es soltero, viudo o separado; MEN6 es una variable dicotómica que toma el valor de uno (1) si en el hogar hay presencia de niños menores de 6 años y de cero (0) si no hay presencia.

Por otro lado, la ecuación de Mincer presenta la especificación $Lnw=f(Edu,Exp)$, donde Lnw , es el logaritmo natural del salario por hora; EDU, representa el número de años de escolaridad del individuo; EXP y EXP^2 son una variable *proxy* de la experiencia del

individuo. Tanto en su forma lineal como cuadrática, esta se calcula a partir de la edad menos los años de educación y una constante de seis, que son los primeros años de vida del individuo.

RESULTADOS DEL MODELO

Los resultados de la estimación para determinar el salario de reserva de las mujeres, parte de tres pasos, el primero es la estimación de la ecuación de Mincer (1974), con la corrección del sesgo de selección. Los resultados de este modelo se presentan en el siguiente cuadro.

CUADRO 3. ESTIMACIÓN HORAS DE TRABAJO REPRODUCTIVO CON CORRECCIÓN DE HECKMAN

Detalle de la regresión	Cabecera		Resto	
	Coefficiente	T	Coefficiente	T
Logaritmo del ingreso por hora				
Número de años de educación	0,15165	64,00	0,12873	19,59
Experiencia	0,02801	11,62	0,02767	4,32
Experiencia al cuadrado	-0,00020	-4,12	-0,00017	-1,78
Constante	5,59304	90,21	5,41482	27,27
Selección				
Edad	0,14274	32,73	0,09430	16,41
Edad al cuadrado	-0,00186	-33,60	-0,00114	-18,65
Número de años de educación	0,05491	28,73	0,03555	7,92
Jefatura de hogar (dummy)	0,37075	15,28	0,40883	7,97
Estado conyugal (dummy)	-0,35471	-17,15	-0,30543	-6,89
Menores de 6 años en el hogar (dummy)	-0,10841	-5,93	-0,05719	-1,51
Constante	-2,67481	-34,10	-2,19953	-18,14
Rho	-0,16925		-0,00972	
Sigma	0,85268		0,96711	
Lambda	-0,14431		-0,00940	

Fuente: ECV, DANE. Cálculo de los autores.

ESTIMACIÓN DE LA ECUACIÓN DE MINCER (1974)

Para Cabecera, la ecuación estimada fue la siguiente:

$$LW_i = 5.59304 + 0.15165S_i + 0.02801E_i - 0.00020E_i^2$$

Para el Área Rural la ecuación estimada fue la siguiente:

$$LW_i = 5.41482 + 0.12873S_i + 0.02767E_i - 0.00017E_i^2$$

Como se observa los coeficientes estimados son estadísticamente significativos a nivel de confianza de 0,05%; adicionalmente, se puede establecer la relación existente y positiva entre los años de educación del individuo y su ingreso laboral; no obstante, los coeficientes obtenidos e interpretados como elasticidades presentan variaciones de las zonas urbanas frente a las zonas rurales, un claro ejemplo es que para las zonas denominadas como Cabeceras, un incremento en un año de educación se traduce en un incremento de la tasa salarial de un 0,15%, manteniendo todo lo demás constante. En cambio, para las zonas rurales del país este incremento de un año de educación tan solo representa un 12% de la tasa salarial.

RESULTADOS ECUACIÓN DE SELECTIVIDAD

Para Cabecera, la ecuación estimada fue la siguiente:

$$T_i = -2.67481 + 0.14274edad_i - 0.00186edad_i^2 + 0.05491S_i + 0.3775D_i - 0.35471D_{2i} - 0.10841D_{3i}$$

Para el Área Rural la ecuación estimada fue la siguiente:

$$T_i = -2.19953 + 0.09430edad_i - 0.00114edad_i^2 + 0.03555S_i + 0.40883D_i - 0.30543D_{2i} - 0.05719D_{3i}$$

En estos términos, se observa que la edad presenta un coeficiente positivo y significativo, lo cual corrobora la relación positiva con la participación en el mercado de trabajo, ya que a medida que aumenta la edad, aumenta la probabilidad de ser parte activa del mercado de trabajo. Por otra parte, la edad en su forma cuadrática presenta un coeficiente negativo, lo cual establece que la relación con la edad no es creciente en toda la vida laboral.

Para el caso de los años de educación, se confirma la relación positiva del nivel educativo con la participación en el mercado de trabajo, dado que los aumentos en los años de escolaridad incrementan la probabilidad de ser parte del mercado de laboral.

El estado conyugal para las mujeres registra coeficientes de signo negativo lo cual confirma la importancia del estado conyugal y su relación negativa con la participación laboral. La jefatura de hogar afecta de forma positiva la incorporación de la mujer al mercado laboral, y, por otro lado, la presencia de menores de seis años desestimula la incorporación de la mujer en el mercado de trabajo. Finalmente, no existen grandes diferencias para las zonas urbanas y rurales del país, una vez calculados los efectos marginales de las variables independientes sobre la probabilidad de participar en el mercado de trabajo.

DECISIÓN A TRAVÉS DEL COEFICIENTE λ

El valor de λ , se establece a partir de la ecuación $\lambda = \rho\sigma$. En estos términos:

El sesgo de selección de la Cabecera corresponde a:

$$\lambda = -0.16925 * 0.85268 = -0.14431,$$

El sesgo de selección Resto o Rural corresponde a:

$$\lambda = -0.00972 * 0.96711 = -0.00940$$

Bernat (2005) señala que “en términos económicos, el sesgo de selección negativo (coeficiente de lambda negativo), implica que quienes no están en el mercado de trabajo, de entrar al mismo exigirán un salario más alto que los actuales empleados”. En este caso se demuestra que las mujeres en Colombia, en promedio, tienen un costo de oportunidad muy alto para salir al mercado laboral. En otros términos, el salario de reserva está por encima del salario de mercado.

MAXIMIZACIÓN DE LAS HORAS DEL SALARIO DE RESERVA

La estimación de la maximización de las horas del salario de reserva se realiza a través de la técnica econométrica de fronteras estocásticas. Esta técnica se deriva de la teoría de la eficiencia del productor en lo relacionado con la maximización de ganancias y minimización de costos. En estos términos, Villa Lora (2006) la define como “una herramienta de estimación, que permite encontrar los límites superior o inferior de la variable estudiada”. Para la estimación y maximización de las horas del salario de reserva, se utilizó la ecuación de Mincer (1974) $LW_i = \beta_0 + \beta_1 E_i + \beta_2 E_i^2 + \beta_3 H_i + \beta_4 H_i^2 + \beta_5 H_i^3 + \varepsilon_i$

CUADRO 4. FUNCIÓN MINCERIANA PARA EL CÁLCULO DE HORAS (FRONTERAS ESTOCÁSTICAS/EXPONENCIAL)

	Resto		Cabecera	
	coeficientes	Z	coeficientes	Z
Número de años de educación	0,13792	26,41	0,15917	96,03
Experiencia	0,02944	6,52	0,03407	18,12
Experiencia al cuadrado	-0,00018	-2,86	-0,00031	-8,15
Horas	0,01138	17,78	0,01176	46,28
Horas al cuadrado	-0,00002	-11,84	-0,00002	-31,78
Constante	9,47603	90,93	9,54509	237,57
<hr/>				
Horas Diarias	12,3		11,9	
Horas Mensuales	294		284,5	

Al remplazar en la ecuación anterior se tiene:

$LW_i = 9.47603 + 0.02944E_i + 0.00018E_i^2 - 0.01138H_i - 0.00002H_i^2$, la cual arroja los valores y signos esperados. A partir de esta ecuación se deriva con respecto a las horas laboradas y se obtiene la ecuación que maximiza el salario de reserva, *ceteris paribus*, que corresponde a $\text{Ln}(\hat{W}_{res} = \beta_1 h_i + \beta_2 h_i^2 + \varepsilon_{ii})$. Para Resto se

tiene que $\text{Ln}(\hat{W}_{res} = 0.01138H_i - 0.000002H_i^2)$ y para Cabecera $\text{Ln}(\hat{W}_{res} = 0.01176H_i - 0.000002H_i^2)$. Al derivar con relación a las horas e igualando a cero se obtiene que para Resto $\frac{\partial \text{Ln}(\hat{W}_{res})}{\partial h_i} = 0.01138 - (2)(0.000002)H_i = 0$ y para Cabecera $\frac{\partial \text{Ln}(\hat{W}_{res})}{\partial h_i} = 0.01176 - (2)(0.000002)H_i = 0$.

Es decir que por el Resto se tendría que las horas mensuales que maximizan el salario de reserva corresponde a:

$$H_i = \frac{0.01176}{0.00004} = 294 \text{ y para Cabecera corresponde}$$

$$H_i = \frac{0.01138}{0.00004} = 284.5. \text{ En estos términos, si se parte del}$$

supuesto que se trabaje seis (6) días hábiles a la semana se tendría que se trabajarían 24 días hábiles al mes. Esto es para el Resto las horas que maximizan el salario

$$\text{de reserva diario corresponden a } H_i = \frac{294}{24} = 12,3 \text{ y para Cabecera } H_i = \frac{284,5}{24} = 11,9$$

Con estos resultados, se puede presumir que las mujeres que laboran en las Cabeceras tienen un salario de reserva mucho más alto que las de Resto. Esto se puede explicar por la competitividad que se genera en la cabecera frente a lo rural. Por otra parte, las condiciones de vida de la ciudad en la crianza de los niños son más difíciles que las condiciones rurales, lo cual hace que el costo de oportunidad de salir al mercado sea más alto que en el área urbana y, por lo tanto, hace que se eleve el salario de reserva.

DISCUSIÓN

Las actividades de trabajo doméstico no remunerado junto con la participación de la mujer en el mercado de trabajo interactúan con el tiempo disponible para actividades del tiempo libre. Dentro de estas actividades se incluyen las horas dedicadas al descanso y la educación, las cuales son indispensables para la preservación y acumulación del capital humano en una sociedad. Al respecto, Carrasco (1991) señala que “Cairncross hace mención explícita de la exis-

tencia del trabajo doméstico. Trabajo cuyo descuido –como ya dejara planteado PIGOU, con su broma acerca de cómo disminuir la renta nacional– es fuente de errores al estimar las cuentas nacionales” y señala que con seguridad la cuarta parte (0,25) de la renta nacional la constituyen los servicios, no pagados, realizados por las amas de casa en el interior de la familia.

Los resultados obtenidos por Villa (2006), en la estimación de las horas que maximizan el salario de reserva a los empleados de Colombia es 12,5 horas días y su promedio mensual fue de 326,8. Si se comparan con los resultados arrojados en esta investigación, se encuentra que a nivel de Cabecera las horas diarias que maximizan el salario de reserva de las mujeres en promedio es de 11,9, lo cual demuestra que las mujeres tienen mayor salario de reserva que los hombres.

La anterior situación se justifica a partir de los elementos tenidos en cuenta para esta estimación, toda vez que la función con que se estimó tiene dos factores relevantes que se discutieron a lo largo del marco conceptual, como es la restricción que se presenta al interior del hogar dado por el capital humano de la mujer y el cuidado de los niños menores de 6 años en el hogar. Esto coincide con el estudio de Farné (2007) que en una de sus conclusiones señala que “el compromiso social de las mujeres con el hogar, los niños y los adultos mayores hace que no sea extraño que se dediquen a estas actividades renunciando a una carrera profesional-laboral promisoría. Para ellas la prioridad es el cuidado de su familia”.

BIBLIOGRAFÍA

- Becker, G. "A theory of allocation of time". *EJ* 75. 99 (1965): 493 – 517.
- . "Altruism in the Family and Selfishness in the Market Place". *Jstor Economica, New Series* 48. 189 (1981): 1 - 15
- . *Tratado sobre la Familia*. Madrid; Alianza editorial, 1981.
- Bernat, L. *Análisis de Género de las Diferencias Salariales en las Siete Principales Áreas Metropolitanas Colombianas: ¿Evidencia de Discriminación?*. Colombia: Panamericana Formas Impresos, 2005.
- Carrasco, M. "El trabajo doméstico: Un análisis económico" Colección Tesis doctorales No 31. Madrid –AGISA–: Centro de publicaciones Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, 1991.
- Dornbusch, R. Stanley, F. y Startz, R. *Macroeconomía*. (9 ed.). Colombia: McGraw Hill, 2004.
- Farné, S. *Observatorio del Mercado Laboral*. Bogotá: Universidad Externado de Colombia, 2007.
- Fontana, M. "Modelling the effects of trade on women, at work and at home: comparative perspectives". *Économie Internationale* 99 (2004): 49 - 80.
- Fontana, M. y Wood, A. "Modelling the Effects of trade on women, at work and at home". *World Development* 28. 7. (2004).
- Heckman, J. "Shadow Prices, Market Wages, and Labor Supply". *JS Econometrics* 42. 4 (1974): 679 – 694.
- . "The Common Structure of Statical Models of Truncation", Sample Selection, and Limited Dependent Variables an a Simple Estimator for Such Model", *Annals of Economic and Social Measurement*. 1979.
- . "Sample Selections Bias as Specification Error". *Econometrica* 47. 1 (1979): 153 - 161
- . y Macurdy, T. "A Life Cycle Model of Female Labour Supply". *JS. Econometric Issue* 47. 1 (1979): 47 – 74.
- Isaza, J. "Trade Liberalization and Gender Effects: a Literature Review for Colombia". *Revista Equidad y Desarrollo* 5. (2006): 109 - 129.
- Johnston, J. y Dinardo, J. *Econometric Method*. (4 ed.). California: McGraw Hill, 1997.
- Mincer, J. "Labor Force Participation of Married Women". *Aspects of Labor Economics*. Lewis, editor, ---. *Labor Supply, Family Income, and Consumption*. City College of New York. 1974.
- Tenjo, J., Ribero, R. y Bernat, L. "Evolución de las diferencias salariales por sexo en seis países de América Latina un intento de interpretación". *Documento CEDE* 2005-18. Bogotá: Universidad de los Andes (Marzo).
- Urdinola, P. "El empleo doméstico femenino no remunerado". *Macroeconomía, Género y Estado*. Bogotá: Departamento Nacional de Planeación.
- Villa, J. "Propuesta para la estimación del salario de reserva de los empleados en Colombia con el análisis de fronteras estocásticas" DNP – Archivos de Economía – Documento No 315 Agosto.