

# La participación laboral en Colombia según la nueva encuesta: ¿cambian sus determinantes?

Luis Eduardo Arango, Carlos Esteban Posada y Alejandro Charry \*

## Resumen

*Este documento reporta los resultados de la estimación econométrica de un modelo de la tasa de participación para cuatro categorías de miembros del hogar (13 ciudades): mujeres comprometidas (casadas o en unión permanente), mujeres no comprometidas (solteras, viudas o separadas), hombres comprometidos y hombres no comprometidos, con base en la nueva Encuesta Continua de Hogares del DANE para el período 2000:1 2002:2. Los hallazgos concuerdan con los de Arango y Posada (2003), basados en la Encuesta Nacional de Hogares, y se mantienen en el siguiente sentido: el desempleo de otros miembros del hogar, la edad y el nivel educativo alcanzado siguen siendo los principales determinantes de efecto positivo en la tasa de participación mientras que el principal determinante de efecto negativo sigue siendo la riqueza de los hogares. Según el modelo, la tasa de participación cae ante disminuciones en la tasa de desempleo.*

*Clasificación JEL: J22, C21.*

*Palabras clave: tasa de participación, modelos probit, efectos marginales, pronósticos fuera de muestra.*

---

\* Las opiniones contenidas en este documento son responsabilidad exclusiva de sus autores y no comprometen al Banco de la República ni a sus directivas. Arango y Posada son integrantes de la Unidad de Investigaciones Económicas de la Subgerencia de Estudios Económicos del Banco de la República. Charry es asistente de investigación y estudiante de Economía de la Universidad Javeriana.

## 1. Introducción

La oferta laboral depende principalmente de la decisión de participar en el mercado mediante la búsqueda o el ejercicio de una ocupación remunerada. Quienes no están dispuestos a participar optan por desempeñar oficios distintos como los de estudiante, ama de casa, etc.

Recientemente, Arango y Posada (2003, *AP* en lo sucesivo) presentaron evidencia sobre los determinantes de la decisión de participar de los colombianos diferenciando los miembros del hogar por género (hombre - mujer) y *status* (comprometido: casado o en unión permanente - no comprometido separado divorciado o viudo) durante todo el período de vigencia de la Encuesta Nacional de Hogares<sup>1</sup> (*ENH*) para siete ciudades. En el presente estudio, al igual que en *AP*, la población objeto de estudio incluye miembros de la familia o personas con relación familiar que habitan en el mismo hogar y que están en edad y capacidad de trabajar, pero excluye empleados domésticos y sus hijos.

De acuerdo con el modelo utilizado por *AP*, la decisión de participar depende de la comparación que hacen los agentes entre el salario que obtengan, a su juicio, en el mercado y su salario de reserva; tal comparación se realiza en el punto en el que todo su tiempo, distinto de aquel requerido para satisfacer necesidades fundamentales, puede dedicarlo a actividades diferentes del trabajo remunerado en el mercado. Siguiendo dicho modelo la probabilidad de participación de cada una de las cuatro categorías de miembros del hogar (mujeres comprometidas, mujeres no comprometidas, hombres comprometidos y hombres no comprometidos) se estimó con base en los años de educación, la edad y la edad al cuadrado, siendo estas las variables *proxies* del salario de mercado, y del número de niños menores de seis años en el hogar, la existencia de otros desempleados en el hogar y la riqueza per-cápita de la familia, excluyendo los ingresos de la persona entrevistada, como variables indicativas del salario de reserva.

Entre los factores que aumentan la probabilidad de participación en el mercado laboral detectados por *AP* hay que mencionar la existencia de otros desempleados en el hogar, la edad y el nivel educativo alcanzado mientras que la principal causa de reducción de la probabilidad de participar es la riqueza de los hogares. Sin embargo, la capacidad del modelo para explicar la decisión de participar de los hombres comprometidos fue poco satisfactoria.

---

<sup>1</sup> Desde 1976 ha sido un mecanismo de recolección y procesamiento de la información relacionada con la fuerza laboral utilizado por el Departamento Nacional de Estadística (DANE), pero entre tal año y 1983 tuvo irregularidades en su frecuencia y cambios metodológicos.

Este estudio tiene como propósito re-estimar el modelo utilizando la información de la Encuesta Continua de Hogares (*ECH*) para 13 ciudades y comparar los resultados con los de AP, así como estimar los efectos marginales de las variables significativas desde la primera etapa de la *ECH* (2000:1) hasta la décima (2002:2).

Este documento tiene seis secciones, una de las cuales es esta introducción. La sección 2 hace algunas aclaraciones básicas para entender el concepto y los determinantes de la tasa de participación, y los alcances y limitaciones de una categoría usual: *la tasa global de participación*, y una breve revisión de los principales cambios metodológicos adoptados por el DANE al diseñar y aplicar las encuestas de hogares. La sección 3 describe el modelo teórico; la 4 presenta los resultados de aplicar las predicciones del modelo teórico a la información de la *ECH* entre el primer trimestre de 2000 y el segundo trimestre de 2002. Tal aplicación se hizo mediante un modelo econométrico cuya variable dependiente en el nivel individual es de naturaleza binaria, 1 o 0 según si la persona participa o no en el mercado laboral. La sección 5 presenta las predicciones del modelo empírico. La sección 6 resume y concluye.

## 2. Precisiones iniciales

### 2.1 La tasa global de participación

La oferta laboral se suele medir por la *tasa global de participación* (*TGP* en lo sucesivo). Esta se define así:

$$TGP \equiv \frac{PEA}{PET} = \frac{O + C + A}{PET} \quad (1)$$

Siendo: *PEA*: población económicamente activa; *PET*: población en edad de trabajar; *O*: ocupados (número de personas); *C*: desocupados cesantes; y *A*: desocupados aspirantes.

Aunque para muchos efectos tal aproximación al concepto de oferta laboral es adecuada, una investigación sobre la oferta laboral y, por tanto, sobre la decisión de participar en el mercado laboral o abstenerse de hacerlo exige utilizar una categoría menos restrictiva que la *TGP* que permita realizar un análisis más profundo y preciso. En efecto, existe una proporción “flotante” de la *PET* (definida ésta en las estadísticas oficiales colombianas, para el caso urbano, como personas de 12 o más años) que cuando decide participar en el mercado laboral queda cobijada en la categoría *PEA* pero que cuando, por cualquier motivo, decide no hacerlo, aún

pudiendo, resulta clasificada en la *población inactiva (PI)*. Estas dos últimas categorías integran la *PET*:

$$PET = PEA + PI \quad (2)$$

Sin embargo, muchas de las personas que integran la *PI* podrían ser clasificadas como miembros potenciales de la oferta laboral. Para apreciar mejor este punto cabe anotar que la *Encuesta Continua de Hogares (ECH)* clasificaba la *PI* entre estudiantes, personas dedicadas a oficios domésticos, rentistas, pensionados y jubilados, incapacitados e inválidos. Nuestra presunción al respecto es que una clasificación arbitraria pero práctica de dicha población entre el grupo de los mayores de 59 años (60 o más años) más el de los incapacitados e inválidos, de una parte y, de otra, la población inactiva pero potencialmente laboral (*PIL*, o menores de 60 años no incapacitados ni inválidos), permitiría un mejor entendimiento de la oferta laboral. Bajo dicha clasificación tenemos:

$$PI = PIL + R \quad (3)$$

Siendo *R* el componente de la población inactiva que, presumiblemente, no puede o no quiere, bajo ningún motivo, trabajar (y que suponemos que es igual al grupo de los mayores de 59 años y a los incapacitados e inválidos<sup>2</sup>). De las tres expresiones anteriores resulta que:

$$\frac{PIL}{PET} = 1 - \frac{R}{PET} - TGP \quad (4)$$

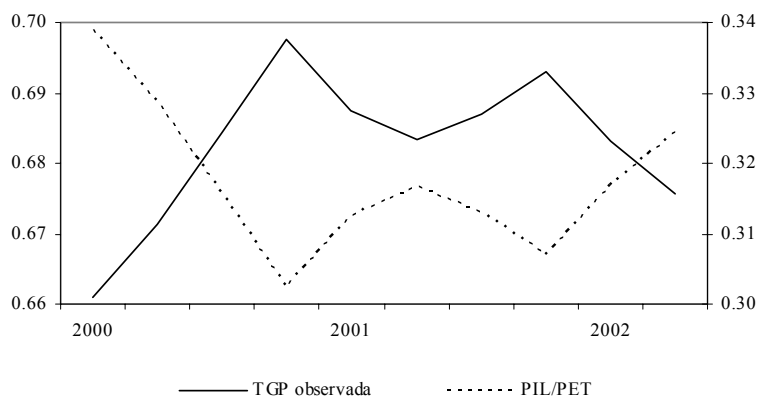
Por lo tanto, la “tasa de no-participación” ( $PIL/PET$ )<sup>3</sup> tiene una relación inversa con la *TGP* (véase Figura 1). Nuestra hipótesis plantea, entonces, que para entender la evolución de la oferta laboral, bien sea que ésta se defina en un sentido restringido (como la *TGP*) o en uno más amplio, como la relación entre la *PEA* más la *PIL* y la *PET*, que aquí denominamos *tasa potencial de participación (TPP)*, se debe examinar el comportamiento de aquella fracción de la población inactiva que, pudiendo trabajar, se abstiene de hacerlo o de buscar trabajo.

---

<sup>2</sup> El grupo *R* incluye, además, a los empleados domésticos del hogar y sus hijos en edad de trabajar puesto que el modelo teórico que se esboza en la sección 3 supone que quien realiza un oficio por y a cambio de un pago (en dinero o especie) no lo hace para su hogar o para algún otro miembro de éste. En consecuencia, este grupo es excluido de la *PIL* en los exámenes econométricos hechos para los participantes potenciales del mercado laboral.

<sup>3</sup> De quienes pueden y, bajo ciertas condiciones, ofrecerían su capacidad laboral.

**Figura 1. TGP (trece ciudades) y relación PIL a PET**



Fuente: DANE-ECH; cálculos de los autores.

## 2.2 Las encuestas de hogares del DANE<sup>4</sup>

En el año 2000 el DANE introdujo cambios importantes en la metodología mediante la cual se obtiene información sobre la magnitud y utilización de la fuerza de trabajo. La anterior *ENH* fue sustituida por la *ECH*. Las principales modificaciones tienen que ver con la cobertura de aplicación, la frecuencia, el contenido de los formularios y la compatibilidad entre las variables<sup>5</sup>.

Entre 1976 y 1984 la *ENH* se levantó de manera trimestral en Bogotá, Cali, Medellín y Barranquilla, y, de manera semestral, en Bucaramanga, Manizales y Pasto<sup>6</sup>. Desde 1984 la *ENH* se aplicó trimestralmente a todas estas ciudades<sup>7</sup>. La *ECH* se viene levantando desde enero de 2000 en 13 ciudades: las siete ya mencionadas y Pereira, Cúcuta, Ibagué, Montería, Villavicencio y Cartagena.

Las principales ventajas de la *ECH* frente a la *ENH* son las siguientes: *i*) mejora en los datos agregados para el ciclo completo de recolección de la información ya que el trabajo de campo se realiza sin interrupciones, *ii*) ofrece la posibilidad de obtener indicadores promedio para un período de tiempo determinado [anual, semestral, trimestral, bimensual o mensual,

<sup>4</sup> Esta sección utiliza apartes de Urrutia (2002).

<sup>5</sup> Un recuento de los antecedentes de la sustitución de la *ENH* por la *ECH* se encuentra en DANE (2001). Véase también, Suárez (2001).

<sup>6</sup> Metodología de la Encuesta Nacional de Hogares, DANE, Bogotá, Junio de 1998.

<sup>7</sup> Periódicamente se incluían otras ciudades como Cartagena, Pereira, Villavicencio, Ibagué, Montería, etc. A partir de 1990 los resultados comenzaron a ser representativos para las áreas metropolitanas ya que se terminó de ampliar la cobertura de la muestra para Medellín y Valle de Aburrá (Lasso, 2002).

(Lasso, 2001)], y *iii*) brinda posibilidad de comparación de estadísticas con las de otros países que utilizan métodos de medición similares.

Bajo la metodología de la *ENH* se consideraban ocupadas las personas que durante la semana de referencia ejercían una actividad remunerada al menos una hora en la semana. También se incluían los familiares que, sin remuneración, laboraban al menos 15 horas en la semana, y aquellas personas que aunque no habían trabajado la semana de referencia tenían un trabajo.

Por otra parte, se consideraban desocupadas las personas que durante la semana de referencia no tenían empleo pero lo estaban buscando activamente o estaban esperando los resultados de algún trámite anterior para acceder a un trabajo. También se incluían aquellas personas que en la semana de referencia no habían hecho ninguna diligencia para buscar trabajo pero que en las últimas 52 semanas lo habían buscado y aún se mostraban interesadas en trabajar. Bajo tales condiciones una persona se clasificaba como desempleada aún cuando no tuviese la disponibilidad para aceptar un trabajo inmediatamente.

La *ECH* retiene casi completamente la definición de las personas ocupadas, excepto por el hecho de que los trabajadores familiares requieren trabajar, sin remuneración, solamente una hora a la semana, en lugar de 15, para ser considerados como ocupados<sup>8</sup>. En cuanto a los desocupados, la definición se modificó para incluir la condición de disponibilidad para iniciar un trabajo.

Estas modificaciones condujeron a una disminución de la tasa de desempleo<sup>9</sup>; en la Figura 2a se observa que para los cuatro trimestres del año 2000, cuando se hicieron estimaciones bajo las dos metodologías, la tasa de desempleo derivada de la *ECH* resultó menor que la

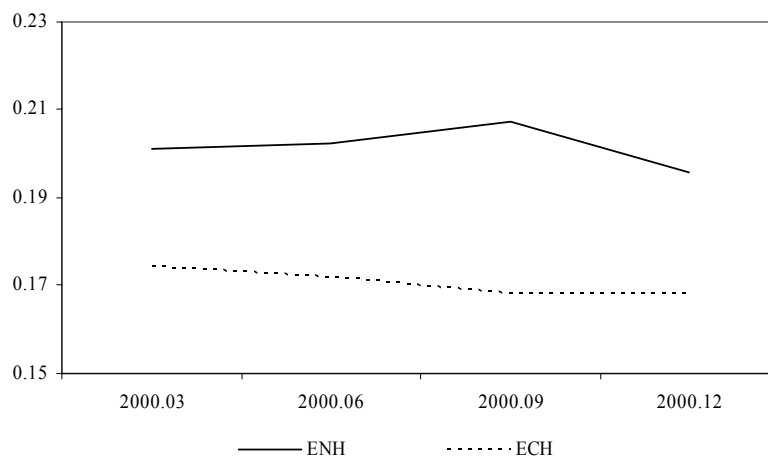
---

<sup>8</sup> El efecto de este cambio es reducir la tasa de desempleo. Esto se puede observar de la siguiente manera: sea  $u$  la tasa de desempleo,  $PEA$  la población económicamente activa y  $O$  la población ocupada, de manera que  $u = (PEA - O) / PEA = 1 - O / PEA$ . Si sumamos arriba y abajo los trabajadores familiares que trabajaban entre cero y 14 horas y que ahora forman parte tanto de  $O$  como de  $PEA$ , tenemos que:  $u = 1 - (O + x) / (PEA + x)$ . De esta manera, el impacto de un cambio en  $u$  por un cambio en  $x$  está dado por:  $\partial u / \partial x = [1 / (PEA + x)] \{ [(O + x) / (PEA + x)] - 1 \} < 0$ . El efecto colateral de este cambio metodológico es el aumento en el subempleo por horas ya que muchas de estas personas probablemente expresaron su deseo y disponibilidad por trabajar una mayor jornada a la semana (Urrutia, 2002).

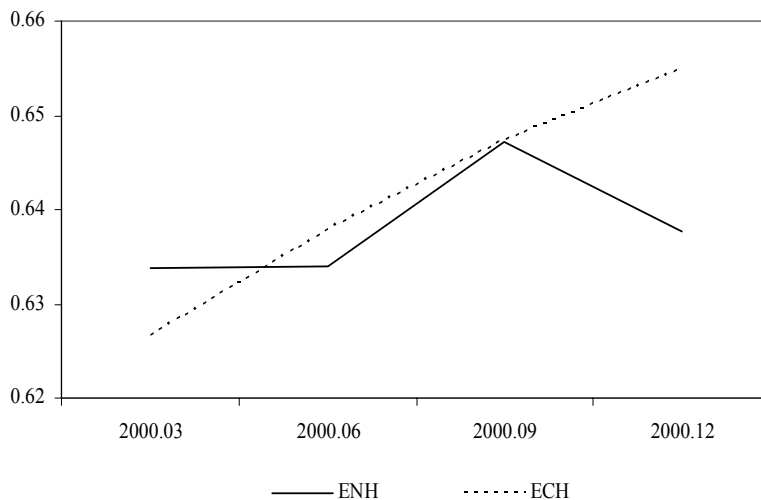
<sup>9</sup> Compuesta por las tasas de desempleo abierto y oculto, que toman en consideración la disponibilidad para empezar a trabajar. La primera se calcula tomando como base el número de personas sin empleo en la semana de referencia que hicieron diligencias en el último mes para conseguir un empleo o empezar un negocio. La segunda toma como base el número de personas que no tenían un empleo en la semana de referencia y aunque no hicieron ninguna diligencia para conseguir trabajo en el último mes (por alguna razón válida) si lo habían hecho durante las últimas 52 semanas. Entre las razones expuestas para el desánimo en la búsqueda de empleo están las siguientes: falta de ofertas de empleo en la ciudad, falta de conocimiento sobre cómo buscar trabajo, falta de ofertas de trabajo en su ocupación u oficio, etc.

correspondiente a la *ENH* (véase también Lasso, 2002). De forma similar, en la Figura 2b se presentan las *TGP*s bajo las dos metodologías.

**Figura 2a. Tasa de desempleo para siete ciudades (2000)**  
Datos trimestrales



**Figura 2b. TGP para siete ciudades (2000)**  
Datos trimestrales



De acuerdo con lo anterior, los indicadores de las dos encuestas (*ENH* y *ECH*) no son compatibles entre si principalmente por la forma y periodicidad de recolección y por los cambios en definiciones para la clasificación de los individuos<sup>10</sup>.

<sup>10</sup> Lasso (2002) realiza un ejercicio de homogenización de las series corrigiendo la información anterior al año 2000 para que sea compatible con la nueva *ECH*. El empalme también se podría hacer de manera inversa pero la opción adoptada por Lasso presenta la ventaja de mantener la justificación que utilizó el DANE para cambiar de

### 3. La decisión de participar en el mercado laboral

El modelo estático supone que el agente (miembro del hogar que actúa en su representación) maximiza una función de utilidad que tiene como argumentos el consumo (real) de bienes adquiribles en el mercado ( $c$ ) y el uso del tiempo libre ( $l$ ), entendido éste como un tiempo no destinado a trabajar fuera del hogar<sup>11</sup>. Este tiempo incluye, además de la recreación, la realización de otras actividades como las labores domésticas.

Sea, entonces, la siguiente función de utilidad de una familia con dos personas en edad de trabajar (que podría generalizarse a  $n$  personas en edad de trabajar):

$$u = u(c, l_1, l_2); \quad u_j > 0, u_{jj} < 0; \quad j = c, l_1, l_2 \quad (5)$$

La maximización de tal función de utilidad está sujeta a:

$$c \leq w_1(\bar{l} - l_1) + w_2(\bar{l} - l_2) + x \quad (6)$$

Siendo  $u$  una función que representa el bienestar del hogar<sup>12</sup>. Suponemos que el bienestar depende de tres argumentos: el consumo total del hogar ( $c$ ) realizado mediante compras en el mercado, el tiempo libre (es decir, de actividades distintas al trabajo realizado a cambio de dinero) del miembro 1 del hogar ( $l_1$ ), y el tiempo libre del miembro 2 del hogar ( $l_2$ ). Por su parte  $w_i$  ( $i=1,2$ ) representa el salario real neto de impuestos que, a su juicio, él mismo o el otro miembro del hogar en edad de trabajar pueden obtener en el mercado<sup>13</sup>,  $\bar{l}$  el tiempo total disponible (neto del requerido para ejecutar las actividades de conservación de la salud), y  $x$  la suma de los ingresos no laborales del hogar (ingresos que son independientes del tiempo a trabajar<sup>14</sup>).

---

metodología ya que las variaciones estacionales se pueden capturar mejor con este tipo de encuesta (véase también Suárez y Buriticá, 2002).

<sup>11</sup> Una versión del modelo se encuentra, entre otros, en Borjas (2000), Deaton y Muellbauer (1980, cap. 11), Kaufman y Hotchkiss (2000) y Pencavel (1986).

<sup>12</sup> Esto supone que cada integrante potencial de la fuerza laboral busca el bienestar de su hogar. Se supone, por tanto, que los ingresos de cada miembro del hogar hacen parte de los recursos comunes del hogar o de su fondo común. Sobre esta hipótesis véase Attanasio y Lechene (2002).

<sup>13</sup> Si este modelo incorporase costos de búsqueda de trabajo por parte del agente que está evaluando la posibilidad de participar en el mercado laboral, debería entenderse el salario ( $w_1$ ) como neto de estos costos (Balistreri, 2002). Esta abstracción evita complicaciones cuya importancia es relativamente secundaria para el propósito de nuestro modelo [tal como lo observa Gronau (1973)].

<sup>14</sup> Decimos “ingreso monetario” para excluir la valoración de la “producción doméstica” para auto-consumo. Si este modelo se aplica a un “miembro secundario” de la oferta laboral potencial (por ejemplo a la esposa del jefe del hogar o a algún hijo), su ingreso monetario  $x_i$  puede ser el ingreso laboral del jefe del hogar (Deaton y Muellbauer 1980, p. 275).



De las condiciones de primer orden<sup>15</sup> se deduce que habrá participación del miembro 1 en el mercado laboral si y sólo si se estima que el salario de mercado es mayor que el de reserva,  $w_1^R$  :

$$\bar{l} > l_1 \Leftrightarrow w_1 > w_1^R \Big|_{\bar{l}=l_1} \quad (7)$$

Siendo  $w_1^R \Big|_{\bar{l}=l_1} \equiv (\partial u / \partial l_1) / (\partial u / \partial c) = w_2 (\partial u / \partial l_1) / (\partial u / \partial l_2)$  cuando las derivadas se evalúan en  $\bar{l} = l_1$ .

El modelo anterior hace abstracción del género del posible participante. Sin embargo, varias actividades realizadas en el hogar son más intensivas en el uso del tiempo femenino que en el masculino, como, por ejemplo, la crianza de los hijos. Por lo tanto, pueden existir factores que alteren el salario de reserva de las mujeres sin tener impactos significativos sobre el de los hombres (Pencavel, 1986)<sup>16</sup>.

De acuerdo con la inequación (7) todos aquellos factores que aumentan el salario real presente neto de impuestos aumentan la probabilidad de que un agente quiera participar en el mercado laboral; y todos aquellos factores que aumentan su salario de reserva la reducen. Si esto es así, podemos esperar, en el nivel agregado, que las tasas de no-participación (*PIL/PET*) y de participación (*PEA/PET*) tengan movimientos no sólo contrarios entre sí, como se observa en la Figura 1, sino consecuentes con las variaciones en las probabilidades de participar de los distintos agentes derivadas de cambios en los determinantes del salario presente y del salario de reserva.

Para poner la discusión en términos específicos podemos enumerar varios factores que inciden sobre los salarios de mercado y de reserva y, por ende, sobre la probabilidad de participar en el mercado laboral<sup>17</sup>. Así, entre los determinantes de efecto positivo sobre el salario de

<sup>15</sup> El desarrollo completo de este ejercicio se encuentra en *AP*.

<sup>16</sup> Una corriente importante de opinión entre los expertos en economía laboral considera que este modelo es mucho más útil para explicar las decisiones de participación en el mercado laboral que las eventuales decisiones sobre la magnitud de la jornada laboral para hombres trabajadores jefes de hogar, en vista de las bajas elasticidades precio de la oferta laboral estimadas para estos últimos (Heckman 1993). El modelo de Gronau (1973) es sólo de participación eventual de amas de casa, en consideración a las diferencias de tareas domésticas según el género. Tenjo y Ribero (1998) estimaron modelos para las participaciones masculina y femenina distinguiendo por estado civil y por situación jerárquica en el hogar (jefe ó no).

<sup>17</sup> Aunque un agente compara el salario de mercado con su salario de reserva para tomar la decisión de participar o abstenerse de hacerlo, en el nivel agregado el salario presente se determina (o puede hacerlo) de manera simultánea con la oferta laboral, la demanda laboral y el nivel de ocupación. Por tanto, la estimación aislada de una función de participación (a diferencia de su estimación dentro de un sistema de ecuaciones) debe incluir una o varias

mercado y, por ende, sobre la probabilidad de participar están: *i*) la edad, como *proxy* de experiencia, y *ii*) el nivel educativo del agente (efecto *stock* educativo)<sup>18</sup>. Entre los determinantes de efecto negativo sobre el salario de mercado y que, en consecuencia, reducen la probabilidad de participar, están: *i*) los impuestos a los ingresos laborales y *ii*) la existencia de rendimientos marginales decrecientes de la experiencia, incorporada al modelo por medio de la edad al cuadrado<sup>19</sup>.

Por otra parte, entre los determinantes de efecto positivo sobre el salario de reserva y que, por tanto, reducen la probabilidad de participar podemos mencionar los siguientes: *i*) el número de menores en la primera infancia existentes en el hogar, *ii*) las mayores oportunidades educativas, la mayor calidad de la educación presente o el menor costo de acceder a esta (efecto *flujo* educativo), *iii*) los ingresos no laborales del hogar, *iv*) la ocupación (episodios de empleo) y *v*) la magnitud de los ingresos de otros miembros del hogar; estos dos últimos determinantes generan un efecto conocido como el del “trabajador adicional”<sup>20</sup>.

#### 4. Ejercicios econométricos y sus resultados

La verificación empírica del conjunto de hipótesis mencionadas sobre participación laboral se realizó mediante la estimación econométrica de un modelo tipo *probit*. Los datos utilizados en este trabajo son tomados de la *ECH* entre el primer trimestre de 2000 y el segundo de 2002. La selección de las variables independientes se restringió a lo que puede medirse mediante la información arrojada por la *ECH*. Los modelos *probit* fueron estimados para cada etapa de la *ECH* y para cada una de las cuatro categorías de miembros del hogar en edad de trabajar (excepto ancianos, minusválidos e incapacitados y empleados domésticos y sus hijos<sup>21</sup>) cuya información es suministrada por la *ECH*: mujeres comprometidas (casadas o en unión permanente), hombres

---

características de los agentes que sean predeterminadas en relación con el propio salario y que sean variables instrumentales a fin de evitar el sesgo de simultaneidad que de otra forma se produciría.

<sup>18</sup> Estos efectos pueden ser sustanciales, según se deduce desde los hallazgos pioneros de Gronau (1973; citado por Deaton y Muellbauer [1980, p. 277]). Para el caso colombiano Tenjo y Ribero (1998) también hallaron evidencia en el mismo sentido. Con todo, Gronau (1973) advirtió que el mayor nivel educativo de las amas de casa madres de niños menores también puede elevar su salario de reserva.

<sup>19</sup> Con la edad aumenta la experiencia y, por ende, la productividad y el salario de mercado (Gronau 1973), pero se puede suponer que, en general, hay rendimientos marginales decrecientes. Por tanto, la variable “edad” debe acompañarse de la variable “edad al cuadrado” [como en Ribero y Meza (1997) y Tenjo y Ribero (1998); véase también Borjas (2000), pp. 264 y ss.]. Se supone que a mayor educación y mayor experiencia mayor será el salario real. La edad al cuadrado captura el efecto no lineal que tiene la edad, como *proxy* de experiencia, sobre la decisión de participar ya que la importancia de la experiencia es declinante con el tiempo.

<sup>20</sup> Este efecto fue perceptible para el caso de la participación femenina en Colombia según Tenjo y Ribero (1998).

<sup>21</sup> El DANE define el hogar como el conjunto de personas que comparten techo y cocina (así que los empleados domésticos y sus familiares podrían pertenecer al hogar, así definido, al cumplir tales condiciones).

comprometidos, mujeres no comprometidas (solteras, separadas, viudas) y hombres no comprometidos.

Las clasificaciones anteriores y la información adicional que se encuentra en la *ECH* fueron las bases de la construcción de diferentes variables, entre ellas algunas dicótomas (*dummies*). La variable dependiente toma el valor 1 si un individuo perteneciente a la *PET*, excluyendo los clasificados en el grupo *R*, participa en el mercado laboral ( $y_i = 1$ ), es decir, si es miembro de la *PEA*; de lo contrario es 0 ( $y_i = 0$ ). Esta clasificación se hace para los cuatro tipos de participantes potenciales.

Para estimar la probabilidad de participar, dadas las variables explicativas,  $X$ , expresadas en forma matricial, se necesita una función  $F$  tal que:

$$prob(y_i = 1) = F(X_i \delta)$$

$$prob(y_i = 0) = 1 - F(X_i \delta)$$

Si la función  $F$  toma la forma de la distribución normal se genera un modelo *probit*:

$$prob(y_i = 1) = \Phi(X_i \delta) = \int_{-\infty}^{X_i \delta} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{\varepsilon_i^2}{2}\right) d\varepsilon \quad (8)$$

La transformación normal estándar  $\Phi(\cdot)$  restringe la probabilidad a tomar valores entre cero y uno. Para llegar a (8) hemos definido una variable latente (no observable)  $y^*$  tal que:

$$y_i^* = X_i \delta + \varepsilon_i \quad (9)$$

donde  $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ . La variable  $y$ , que si es observable, toma valores 0 ó 1 de acuerdo con la regla siguiente:

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{si } y_i^* > 0 \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases} \quad (10)$$

la cual genera un modelo *probit*:

$$prob(y_i = 1) = prob(y_i^* > 0) = prob(X_i \delta + \varepsilon_i > 0) = prob(\varepsilon_i > -X_i \delta)$$

y por simetría:

$$prob(y_i = 1) = prob(\varepsilon_i < X_i\delta) = \Phi(X_i\delta)$$

Como se señaló en la sección anterior, las variables independientes (exógenas) del modelo empírico brindan información tanto sobre la magnitud como sobre los efectos de las dos variables explicativas del modelo teórico.

Las variables independientes del modelo empírico que se presentan en la Figura 4 corresponden al caso de mujeres no comprometidas, segmento escogido como ancla en nuestras estimaciones<sup>22</sup>.

Las variables que brindan información del salario de mercado son la educación, la edad de las personas y la edad al cuadrado. La variable de educación está representada por el número de años de estudio alcanzado por la persona.

Por su parte, la existencia de otros desempleados en el hogar, el número de niños menores de seis años y la riqueza del hogar son las variables utilizadas como *proxies* del salario de reserva. La variable que indica si hay otros miembros del hogar desempleados adopta el valor 1 en tal caso; de lo contrario toma el valor 0.

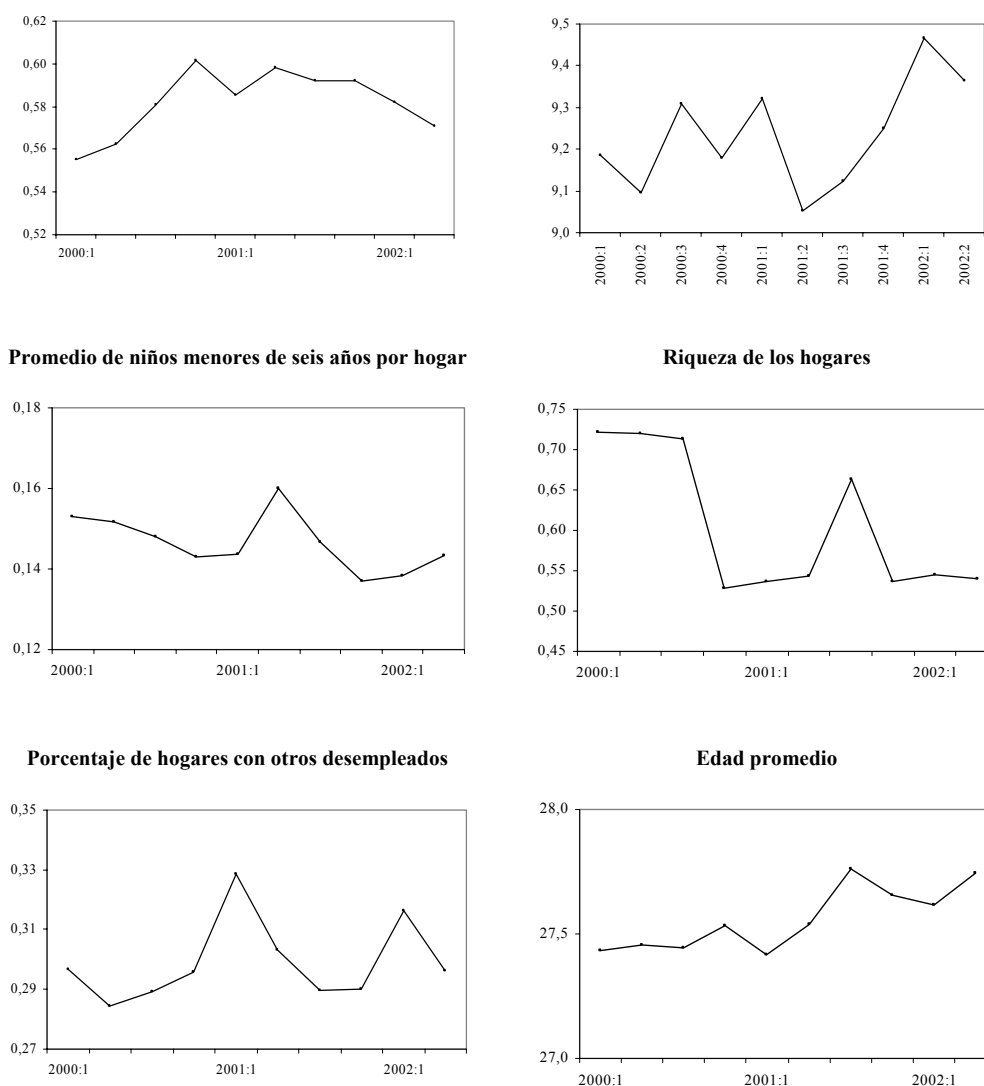
La riqueza (o los ingresos del resto) de la familia contribuye a definir la restricción presupuestal del individuo y, por tanto, incide de manera positiva en su salario de reserva. Para acercarnos a la información sobre riqueza se construyó una variable *dummy* teniendo en cuenta las siguientes características: tenencia de vivienda propia (sin deuda), ubicación en estrato medio o superior o ingresos mensuales per-capita del hogar superiores a seiscientos veinticinco mil de pesos (\$625.000) a precios de diciembre de 2000, sin incluir los laborales del individuo sujeto de análisis. Para individuos con alguna de estas características la variable toma el valor 1; de lo contrario su valor es 0.

El modelo se estimó en forma simultánea para los cuatro tipos de personas utilizando *dummies* no sólo para el intercepto sino también para la pendiente relativa a cada una de las variables explicativas, y corrigiendo por heteroscedasticidad [Harvey (1976) y Greene (2000)]. El modelo lineal que sirve de base para estimar los errores  $\varepsilon$  es el siguiente:

$$y = \lambda_{mnc} + \lambda_{hc}D_{hc} + \lambda_{hnc}D_{hnc} + \lambda_{mc}D_{hc} \\ + \sum_{j=1}^6 \delta_{j,mnc}X_j + \sum_{j=1}^6 \delta_{j,hc}X_jD_{j,hc} + \sum_{j=1}^6 \delta_{j,hnc}X_jD_{j,hnc} + \sum_{j=1}^6 \delta_{j,mc}X_jD_{j,mc} + \varepsilon$$

<sup>22</sup> Mincer (1962), uno de los trabajos pioneros sobre la oferta de trabajo, se concentró en la población femenina.

**Figura 4. TGP y variables independientes del modelo para mujeres no comprometidas**



**Fuente: DANE-ECH; cálculos de los autores**

Correspondiendo las  $X_i$  a las seis variables explicativas: educación, niños menores de seis años, riqueza, otros desempleados en el hogar, edad y edad al cuadrado y las  $D_j$  o  $D_{ij}$  a variables *dummies* apropiadas.

En cada etapa se verificaron las siguientes hipótesis: a)  $H_0$ : el *status* (comprometida o no) es irrelevante para la mujeres, b)  $H_0$ : el género (masculino o femenino) es irrelevante para las personas no comprometidas, c)  $H_0$ : el género es irrelevante para las personas comprometidas, y d)  $H_0$ : el *status* (comprometido o no) es irrelevante para los hombres.

En general, los resultados fueron los siguientes: para la variable niños menores de seis años no se rechazan las hipótesis b) y d); para la riqueza no se rechazan las hipótesis nulas c) y d); para otros desempleados en el hogar no se rechazan b) y c); y para la edad no se rechaza la hipótesis nula c). Cuando las hipótesis resultaron válidas fueron impuestas en las re-estimaciones.

En la Figura 5 se presenta la evolución de los parámetros estimados para las mujeres no comprometidas desde 2000:1 hasta 2002:2<sup>23</sup>. Se observa allí que, excepto por el caso de los menores de seis años, todas las variables en los diez trimestres analizados de la *ECH* son significativas y con el signo adecuado, lo cual subraya la relevancia del modelo teórico y de las variables utilizadas para realizar los ejercicios empíricos. En general, no se observan tendencias marcadas en la evolución de los coeficientes.

La Tabla 2 presenta la principal información arrojada por la estimación de los cuatro modelos sobre la probabilidad de participación que derivamos del esquema teórico; adicionalmente, se comparan estos resultados con los obtenidos por el mismo método pero con información correspondiente a la *ENH* para el periodo 1984-2000 (reportados en AP). El intercepto fue negativo y significativo, excepto para los hombres comprometidos. Como se acaba de señalar, el modelo teórico se cumple para las mujeres no comprometidas, salvo por la variable niños menores de seis años, pues su coeficiente tiene el signo contrario al esperado pero no es significativo. En relación con las estimaciones de la *ENH*, se observa que no hay cambios importantes.

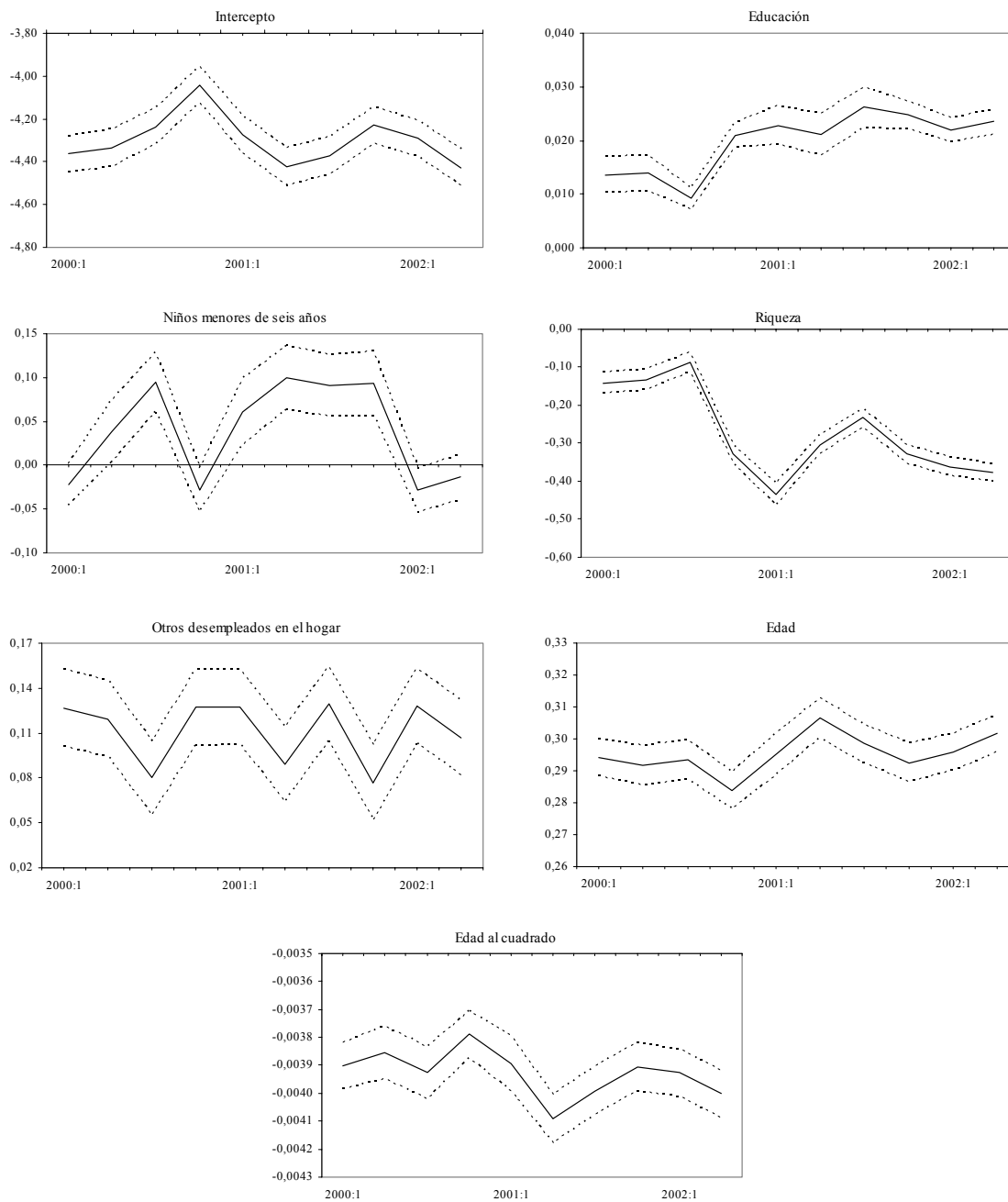
Para las mujeres comprometidas el modelo tiene un mejor desempeño que para las no comprometidas en términos de signos y significancia de los coeficientes. Los resultados bajo la *ECH* sugieren la desaparición de alguna ambigüedad en relación con la significancia del coeficiente de la variable otros desempleados en el hogar.

Para los hombres comprometidos el modelo parece un poco menos adecuado ya que solamente la riqueza, la edad y la edad al cuadrado tienen los signos esperados y son significativos. No obstante, el hecho de que ahora, con la *ECH*, la riqueza sea significativa constituye una buena noticia para quienes aprecian el modelo teórico.

---

<sup>23</sup> Por razones de espacio no se presentan las estimaciones de los otros tres grupos.

**Figura 5. Evolución de coeficientes estimados de participación laboral de mujeres no comprometidas con intervalos de confianza**



**Tabla 2. Resultados generales de la estimación *probit* del modelo de participación para la *ENH* (7 ciudades) y la *ECH* (13 ciudades).**

	Mujer no comprometida				Mujer comprometida			
	<i>ENH</i>		<i>ECH</i>		<i>ENH</i>		<i>ECH</i>	
<b>Intercepto</b>	-	S	-	S	-	S	-	S
<b>Años de educación</b>	+	S	+	S	+	S	+	S
<b>Número de hijos menores de 6 años</b>	+	NS	+	S / NS	-	S	-	S
<b>Riqueza</b>	-	S	-	S	-	S	-	S
<b>Otros miembros del hogar desempleados</b>	+	S	+	S	+	S / NS	+	S
<b>Edad</b>	+	S	+	S	+	S	+	S
<b>Edad al cuadrado</b>	-	S	-	S	-	S	-	S

	Hombre comprometido				Hombre no comprometido			
	<i>ENH</i>		<i>ECH</i>		<i>ENH</i>		<i>ECH</i>	
<b>Intercepto</b>	-	NS	-	S	-	S	-	S
<b>Años de educación</b>	+	NS	+ / -	NS	-	S	+	S
<b>Número de hijos menores de 6 años</b>	+	S	+	S	+	S	+	S
<b>Riqueza</b>	-	NS	-	S	-	S	-	S
<b>Otros miembros del hogar desempleados</b>	+ / -	NS	+ / -	NS	+	S	+	S
<b>Edad</b>	+	S	+	S	+	S	+	S
<b>Edad al cuadrado</b>	-	S	-	S	-	S	-	S

+ : coeficiente de signo positivo; - : coeficiente de signo negativo.

S: coeficiente estadísticamente significativo; N.S.: coeficiente estadísticamente no significativo.

Finalmente, para los hombres no comprometidos, la variable niños menores de seis años continúa presentando un signo contrario al esperado; de otra parte, el coeficiente estimado para la variable educación ahora es significativo y tiene el signo correcto.

Dados estos resultados, con la vigencia de la *ECH* se observa un mejor desempeño del modelo teórico y de las variables utilizadas en los ejercicios empíricos en cuanto a significancia y signos de los coeficientes estimados.

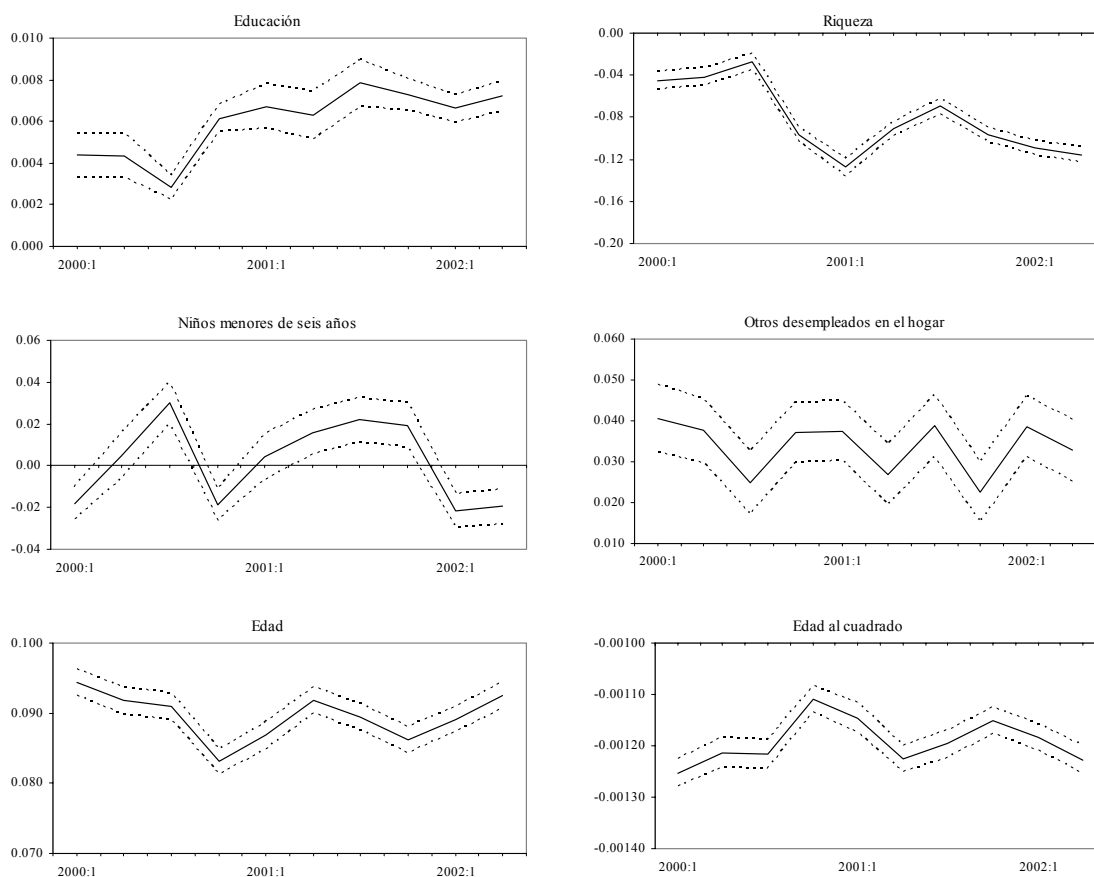
Las variables de mejor desempeño son riqueza, otros miembros del hogar desempleados, edad, y edad al cuadrado, seguidas del número de años de educación. El desempeño más pobre corresponde al número de niños menores de seis años, un resultado que ya se había presentado cuando AP utilizaron la *ENH*.

En la Figura 6 se observan los efectos marginales de cada variable en la participación laboral de las mujeres no comprometidas. Vale la pena destacar dos hechos. Primero, que los efectos de mayor importancia relativa en la probabilidad de participar son inducidos por la



riqueza y la existencia de otros desempleados en el hogar<sup>24</sup>. Segundo, que los valores correspondientes a los efectos marginales de la riqueza y el desempleo de otros miembros del hogar son muy similares; por lo tanto, una caída en la riqueza debería estar acompañada de un aumento en el empleo de otros miembros del hogar para que la probabilidad de participar permanezca constante.

**Figura 6. Efectos marginales sobre la participación laboral de mujeres no comprometidas**



## 5. Pronósticos

La Tabla 3 presenta los resultados del ejercicio realizado para establecer la capacidad de pronóstico del modelo por fuera de muestra<sup>25</sup>. A continuación explicaremos el procedimiento utilizado para ello.

<sup>24</sup> Nótese que ambas variables tienen la particularidad de estar definidas como *dummies*.

<sup>25</sup> El tipo de muestreo es Jackknife (Judge y otros, 1988).

En primer lugar dividimos al azar la población encuestada (*PEA* más *PIL*) de la última etapa de la *ECH* incluida en el estudio (junio de 2002) en dos partes: la primera de 87% y la segunda 13%, respectivamente; la primera parte fue utilizada para estimar el modelo el cual luego fue utilizado para pronosticar probabilidad de participar de cada persona integrante de la segunda parte de la muestra, considerando las particularidades de cada una de las cuatro categorías definidas. Así por ejemplo, la variables que no resultaron significativas para cada grupo fueron excluidas al realizar los pronósticos. El ejercicio anterior fue realizado solamente para 10 distintas submuestras.

Una vez estimada la probabilidad para cada persona, la conversión a valores 0 o 1 se hizo utilizando umbrales específicos como base de la clasificación. Para cada categoría utilizamos dos umbrales diferentes, correspondientes a dos criterios alternativos. El primero es aquel que, para cada categoría, iguala, en su orden, los pronósticos acertados de participación y no participación con respecto al pronóstico total de participación y no participación. El segundo umbral es aquel que maximiza los pronósticos acertados de participación y no participación. Los valores de dichos umbrales se presentan en la segunda columna de la Tabla 3.

Así por ejemplo, si la probabilidad estimada de que una determinada mujer comprometida participe es 0.5 y utilizamos el primero de los umbrales entonces consideramos que dicha persona participa (la variable dependiente estimada toma el valor 1); pero si utilizamos el segundo umbral, que para esta categoría es 0.66, entonces consideramos que no participa (la variable dependiente estimada toma el valor 0).

**Tabla 3. Pronósticos de participación y no participación**

Miembro del hogar	Umbral	Promedio de pronósticos correctos	Desviación estándar
<b><i>Umbral que iguala pronósticos correctos de participación y no participación con respecto a pronósticos totales de participación y no participación</i></b>			
Mujer comprometida	0.440	0.645	0.008
Mujer no comprometida	0.530	0.788	0.007
Hombre comprometido	0.600	0.968	0.004
Hombre no comprometido	0.500	0.806	0.005
<b><i>Umbral que maximiza los pronósticos correctos de participación y no participación</i></b>			
Mujer comprometida	0.660	0.589	0.009
Mujer no comprometida	0.540	0.787	0.008
Hombre comprometido	0.975	0.741	0.013
Hombre no comprometido	0.570	0.795	0.009

La utilización de una de estas dos reglas de clasificación, o de cualquiera otra, significa que existen cuatro resultados posibles para un pronóstico: 1) predecir correctamente que la persona participa, 2) predecir correctamente que la persona no participa, 3) predecir equivocadamente que la persona participa, y 4) predecir equivocadamente que la persona no participa.

La tercera columna de la Tabla 3 presenta las proporciones medias de pronósticos acertados (tanto de participación como de no participación) y la cuarta columna consigna las desviaciones estándar asociadas a dichas medias. Las bajas desviaciones estándar con respecto a las medias indican que tales niveles medios son confiables.

La Tabla 3 hace evidente que el modelo es adecuado para predecir la decisión de participar de hombres comprometidos y no comprometidos y de mujeres no comprometidas. Así mismo, el modelo luce inadecuado para predecir las tasas de participación (y no participación) de mujeres comprometidas. Este resultado contrasta claramente con el de la sección anterior donde se encontró que el modelo era bastante adecuado para mujeres comprometidas en cuanto a signo y significancia de los coeficientes estimados. Existen, por lo menos tres razones para este resultado aparentemente contradictorio: *i*) la magnitud de los coeficientes, pese a ser significativos y tener el signo correcto, podría no ser adecuada, *ii*) el criterio para seleccionar el umbral podría no ser el adecuado para estos miembros de los hogares, y *iii*) podríamos tener un problema de variable omitida.

## **6. Resumen y conclusiones**

La tasa de participación laboral es el principal componente de la oferta laboral relativa (oferta laboral/población en edad de trabajar). El otro factor es la disponibilidad de aceptación de jornadas laborales más o menos prolongadas por quienes ya han decidido participar en el mercado laboral.

El ejercicio econométrico realizado permitió detectar los determinantes de las tasas de participación laboral de cuatro categorías de miembros del hogar (miembros de la familia o con relación familiar y que habitan bajo el mismo techo en edad y capacidad de trabajar, excluyendo empleados domésticos y sus hijos): mujeres comprometidas, mujeres no comprometidas,

hombres comprometidos y hombres no comprometidos. La información proviene de la *Encuesta Continua de Hogares* para 13 ciudades.

A juzgar por su incidencia general entre los cuatro grupos de miembros del hogar, los principales determinantes de efecto positivo de la participación laboral son el nivel educativo alcanzado, la edad y una situación de desempleo por otros miembros del hogar; el principal factor de efecto negativo de la participación laboral es la riqueza del hogar. Excepto en el caso de las mujeres comprometidas, el modelo parece útil para predecir las tasas de participación y no participación de los diferentes miembros del hogar.

Por lo tanto, la respuesta a la pregunta que se plantea en el título del trabajo es que los determinantes de la participación laboral entre la vigencia de la *ENH* y la vigencia de la *ECH* no han cambiando, en esencia.

## Referencias

Arango, Luis Eduardo y Carlos Esteban Posada (2003); “La participación laboral en Colombia”, *Coyuntura Social* (en proceso de publicación)

Attanasio, Orazio, y Valérie Lechene (2002); “Tests of Income Pooling in Household Decisions”, *Review of Economic Dynamics*, Vol. 5, No. 4, 720-48.

Balistreri, Edward (2002); “Operationalizing equilibrium unemployment: A general equilibrium external economies approach”, *Journal of Economic Dynamics & Control*, Vol. 26. 347-74.

Borjas, George (2000); *Labor Economics* (2a. edición), Irwin-McGraw-Hill, Bogotá.

DANE, (1998) Metodología de la Encuesta Nacional de Hogares, Bogotá.

DANE, (2001) Resumen de la metodología de la Encuesta Continua de Hogares, Bogotá.

Deaton, Angus, y John Muellbauer (1980); *Economics and consumer behavior*, Cambridge University Press, Cambridge.

Greene, William H. (2000); *Econometric Analysis*, Prentice Hall, New Jersey.

Gronau, Reuben (1973); “The Effect of Children on the Housewife’s Value of Time”, *Journal of Political Economy*, Vol. 81 (suplemento).

Harvey, Andrew C. (1976); “Estimating regression models with multiplicative heteroscedasticity”, *Econometrica*, Vol. 44, no. 3, 461-65.

Heckman, James (1993); “What Has Been Learned About Labor Supply in the Past Twenty Years?”, *American Economic Review*, Vol. 83, No.2.

Judge George, Hill Carter, Griffiths William, Lütkepol y Tsoung-Chao Lee, 1988, *Introduction to the theory and practice of econometrics*, 2<sup>nd</sup>. Edition, Wiley, New York.

Kaufman, Bruce y Julie Hotchkiss (2000); *The Economics of Labor Markets* (5<sup>a</sup> edición); Harcourt College, Publishers.

Lasso, Francisco (2002); “Nueva metodología de Encuesta de Hogares: ¿Más o menos desempleados?”, *Archivos de Macroeconomía* (DNP), No. 213.

Mincer, Jacob (1962); “Labor force participation of married women: a study of labor supply”, en H.G. Lewis (ed.), *Aspects of labor economics*, Princeton, N.J.: Princeton University Press.

Pencavel, John (1986); “Labor Supply of Men: A Survey”, cap. 1 de *Handbook of Labor Economics*, Vol. 1 (O. Ashenfelter y R. Layard, editores), North Holland: Elsevier Science.

Ribero, Rocío y Claudia Meza (1997); *Archivos de Macroeconomía* (DNP), No. 63.

Suárez, Alvaro (2001); “La medición del subempleo en Colombia a través de la Encuesta Nacional de Hogares”, en *Subempleo y bienestar social*, publicación del conjunto de ponencias presentadas en el seminario sobre el tema organizado por el DANE y la Pontificia Universidad Javeriana en noviembre de 1999. DANE y P.U.J. (compiladores), Editorial 2000.

Suárez, Alvaro, y Abel Buriticá (2002); “Empalme de las series de tasa de desempleo, ocupación y participación entre la encuesta transversal y la continua”, DANE.

Tenjo, Jaime y Rocío Ribero (1998); “Participación, desempleo y mercados laborales en Colombia”, *Archivos de Macroeconomía* (DNP), No. 81.

Urrutia, Miguel (2002, con la colaboración de Luis Eduardo Arango y Carlos Esteban Posada); “El subempleo en Colombia” (Nota Editorial), *Revista del Banco de la República*, Agosto.