

La participación laboral en Colombia

Luis Eduardo Arango y Carlos Esteban Posada *

Banco de la República

Resumen

La oferta laboral está determinada por la decisión de participar en el mercado laboral. Este documento reporta los resultados de la estimación econométrica de un modelo de la tasa de participación (siete ciudades) para cuatro categorías de miembros del hogar: mujeres comprometidas (casadas o en unión permanente), mujeres no comprometidas (solteras, viudas o separadas), hombres comprometidos y hombres no comprometidos, con base la Encuesta Nacional de Hogares (ENH) del DANE para el período 1984:1-2000:4. Las diferencias entre estos grupos son significativas. Entre los principales determinantes de efecto positivo de la tasa de participación se destacan la tasa de desempleo de otros miembros del hogar, la edad y el nivel educativo alcanzado; el principal determinante de efecto negativo es 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: oferta laboral, tasa de participación, modelos probit.

* Unidad de investigaciones económicas de la Subgerencia de estudios económicos del Banco de la República. Las opiniones contenidas en este documento son responsabilidad exclusiva de sus autores y no comprometen al Banco de la República ni a sus directivas. Se agradecen los comentarios de Luis Fernando Melo y de los asistentes a los seminarios del Banco de la República, CEDE y FEDESARROLLO, al igual que la excelente asistencia de Alejandro Charry. Este documento actualiza el Borrador de Economía 217 de Agosto de 2002.

I. Introducción

La tasa de desempleo depende no sólo de la oferta de puestos de trabajo o demanda de trabajo; depende también de la oferta laboral, es decir, del número de personas en edad de trabajar que están dispuestas a participar en el mercado laboral mediante la búsqueda o el ejercicio de una ocupación remunerada así como de la disposición a trabajar más o menos horas por parte de quienes pertenecen o podrían pertenecer a la población laboral. Aquellos quienes no están dispuestos a participar en el mercado laboral optan por desempeñar oficios distintos como los de estudiantes, amas de casa, etc. Para entender entonces el problema del desempleo en Colombia se debe analizar no sólo la demanda de trabajo sino también la oferta.

El objetivo de este documento es presentar nuevos aportes al entendimiento de los determinantes del componente más importante de la oferta laboral colombiana, la tasa de participación para siete ciudades. A pesar de que este tema ya ha sido estudiado¹, nos parece que aún soporta algunos exámenes adicionales sobretodo porque, hasta donde tenemos conocimiento, faltaba un análisis general de la tasa de participación a la luz de todo el conjunto de las etapas de la *Encuesta Nacional de Hogares (ENH, DANE)*, que es la principal fuente de información estadística de la oferta laboral colombiana. Dicho examen se realiza en este trabajo².

Este documento tiene seis secciones, una de las cuales es esta introducción. La sección II 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*. La sección III presenta el modelo teórico utilizado para explicar las decisiones de participar en el mercado laboral o abstenerse de hacerlo. La sección IV expone los resultados de aplicar las predicciones del modelo teórico al examen del conjunto de las etapas de la *ENH*. 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 V presenta las predicciones del

¹ En Santamaría y Rojas (2001) y en López (2001) se encuentran sumarios de la literatura colombiana de los últimos 10 años al respecto.

² De las 68 etapas de la *ENH* entre 1984:1 y 2000:4, sólo dejamos de examinar cinco de ellas para efectos de los ejercicios econométricos (104, 106, 107, 108 y 110) debido a problemas con el manejo de una variable fundamental en nuestras explicaciones.

modelo empírico así como algunas explicaciones del aumento observado en la *tasa global de participación*. La sección VI resume y concluye.

II. La tasa global de participación y la población inactiva

En el análisis del mercado laboral colombiano es usual considerar que la oferta laboral, en términos relativos, se puede medir por la *tasa global de participación* (*TGP* en lo sucesivo), definida como:

$$TGP \equiv \frac{PEA}{PET} = \frac{O + C + A}{PET} \quad [\text{II.1}]$$

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 adecuada³, creemos que 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 del análisis empírico menos restrictiva que la *TGP*. 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*:

$$PET = PEA + PI \quad [\text{II.2}]$$

Sin embargo, muchas de las personas que integran la *PI* podrían ser clasificadas como miembros potenciales de la oferta laboral⁴. Para apreciar mejor este punto cabe anotar que la *Encuesta Nacional de Hogares* (*ENH*)⁵ 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

³ Véase, por ejemplo, Santamaría y Rojas (2001).

⁴ Se podría entender mejor la parte esencial de esta sección recordando la tesis de Gronau (1973), a propósito de las mujeres que pueden ser amas de casa o miembros activos de la fuerza laboral: “*A woman’s labor supply is the mirror image of her derived demand for time at home...*” (p. 175). (La cursiva es nuestra).

⁵ La pieza central del anterior sistema oficial (DANE) de estimación muestral de población, educación, fuerza laboral, ingresos y consumo.

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:

$$PI = PIL + R \quad [II.3]$$

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 inválidos⁶). Resolviendo para *PIL* en [II.3] y teniendo en cuenta [II. 1] y [II.2], resulta:

$$\frac{PIL}{PET} = 1 - \frac{R}{PET} - TGP \quad [II.4]$$

De acuerdo con esta expresión, la “tasa de no-participación” (*PIL/PET*) de quienes pueden y, bajo ciertas condiciones, ofrecerían su capacidad laboral tiene, por definición, una relación inversa con la *TGP*. Nuestra hipótesis es, entonces, la siguiente: un elemento importante 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)*, es el examen del comportamiento de aquella fracción de la población inactiva que, pudiendo trabajar, se abstiene de hacerlo o de buscar trabajo, que en las estadísticas oficiales resulta clasificada en alguno de los grupos de población inactiva ya mencionados y que, para efectos prácticos, se ha supuesto como la población inactiva en edad de trabajar pero menor de 60 años excluyendo incapacitados e inválidos.

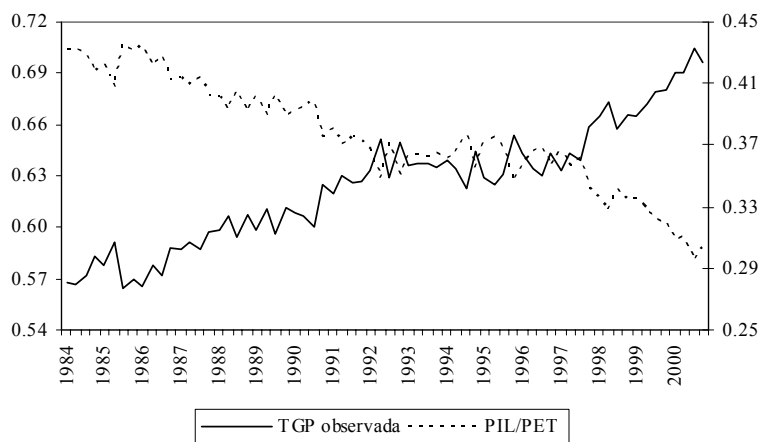
La Figura 1 muestra las cifras correspondientes a la *TGP* y la *PIL/PET* durante el período 1984-2000 (según la *ENH*). Como se aprecia, hay una relación inversa entre ambas tasas, de acuerdo con lo anotado.

En la siguiente sección presentamos un modelo teórico que, a nuestro juicio, sirve para entender la decisión de los miembros del hogar de participar o no participar en el mercado laboral. De las implicaciones y predicciones del modelo teórico derivamos uno

⁶ El grupo *R* incluye, además, a los empleados domésticos del hogar y sus hijos en edad de trabajar puesto que el modelo teórico de la sección III 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 de la sección IV.

econométrico de la decisión de participar o abstenerse de hacerlo en el mercado laboral, y, por ende, de las tasas de participación (*TGP*) y de no-participación (*PIL/PET*).

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

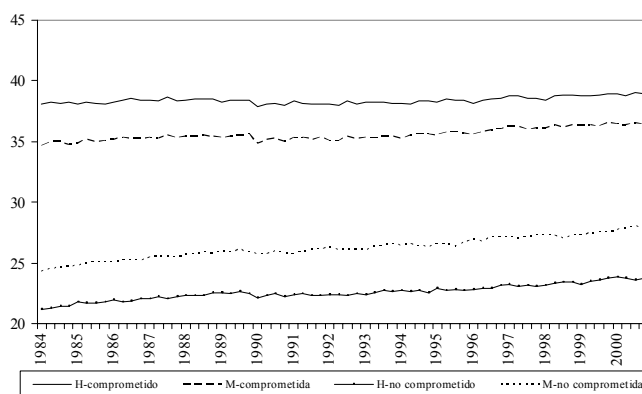


Fuente: DANE-ENH; cálculos de los autores.

Para efectos de las pruebas empíricas de la sección IV, fundamentalmente la que tiene que ver con el salario de reserva como determinante de la decisión de participar, se consideró pertinente dividir la *PET* entre personas comprometidas (casadas o en unión permanente) y no comprometidas (solteras, separadas, viudas). Sin embargo, la determinación de dicho *status* la consideramos exógena. Adicionalmente, una vez ajustado el modelo empírico, se hicieron pruebas que nos permitieran verificar la significancia del género de las personas. El resultado de esta prueba permite señalar que, efectivamente, el género es importante cuando se trata de la decisión de participar o no en el mercado laboral.

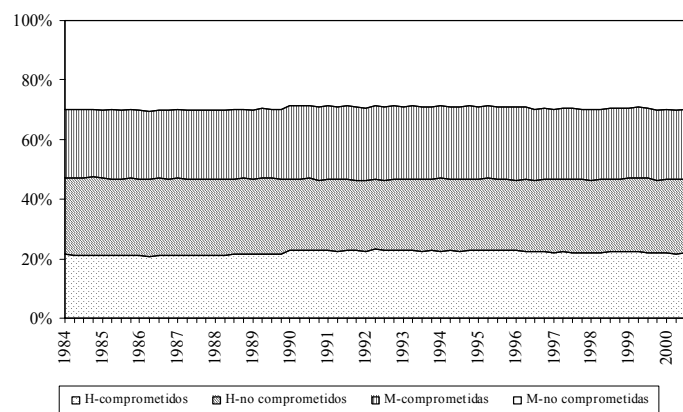
La Figura 2 muestra los valores medios de las edades de los cuatro grupos de personas en los cuales hemos dividido la población efectiva o potencialmente activa (*PEA* más *PIL*): mujeres comprometidas, mujeres no comprometidas, hombres comprometidos y hombres no comprometidos. Allí se revelan tres rasgos particularmente interesantes: la relativa estabilidad de la edad promedio de los hombres comprometidos, la tendencia creciente de la edad promedio de los demás grupos y el nivel relativamente alto de la edad promedio de las personas no comprometidas. La Figura 3 muestra la distribución por género de la población laboral. Estas distribuciones son, también, bastante estables.

Figura 2. Edad promedio (años) de los miembros de la PET



Fuente: DANE-ENH, cálculos de los autores.

Figura 3. Composición por género de la población laboral (PEA más PIL) de la ENH



Fuente: DANE-ENH; cálculos de los autores.

III. Un modelo de la decisión de participar en el mercado laboral

III. A. Ecuaciones y condiciones de optimización

Supongamos que un miembro típico de un hogar representativo, en edad y capacidad de trabajar, toma la decisión de ofrecer su capacidad laboral en el mercado o abstenerse de hacerlo con base en consideraciones de conveniencia para su hogar. En este sentido dicho individuo actúa como un agente: representa los intereses de su hogar⁷.

⁷ Una versión del modelo se encuentra en Borjas (2000), Deaton y Muellbauer (1980, cap. 11), Kaufman y Hotchkiss (2000) y Pencavel (1986). Estos autores consideran que el modelo es útil, en especial, para explicar las decisiones de participar o no participar en el mercado laboral por parte de los miembros del hogar clasificados como trabajadores secundarios (mujeres casadas es el ejemplo de estos autores). Una aplicación

El agente tiene como horizonte el período presente y maximiza una función de utilidad. Los argumentos de esta función son el consumo (real) de bienes adquiribles en el mercado (c) y el uso de un tiempo libre (l), entendido éste como un tiempo no destinado a trabajar fuera del hogar. Este tiempo no es sólo de recreación; es también de estudio o realización de labores domésticas que son fuente indirecta de utilidad pues su fin es la producción para auto-consumo del hogar (incluyendo el cuidado de niños, etc.)⁸. l no es, entonces, exclusivamente un tiempo de ocio y puede asociarse a fines del hogar más que del individuo.

Sea, entonces, la siguiente función de utilidad de una familia con dos personas en edad de trabajar:

$$u = u(c, l_1, l_2); \quad u_j > 0, u_{jj} < 0; \quad j = c, l_1, l_2 \quad [\text{III.1}]$$

Siendo u una función bien comportada que representa el bienestar del hogar. 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)⁹.

Lo anterior supone que cada integrante potencial de la fuerza laboral busca el bienestar de su hogar. Se supone, en relación con esto, que los ingresos de cada miembro del hogar hacen parte de los recursos comunes del hogar o de su fondo común¹⁰.

Por tanto, para cada posible participante en el mercado laboral el problema es maximizar la utilidad del hogar (la función [III.1]) sujetándose a la siguiente restricción presupuestal:

del modelo de participación al caso colombiano se encuentra en Tenjo y Ribero (1998). Un modelo intertemporal para explicar la probabilidad de participación laboral de amas de casa se encuentra en Gronau (1973).

⁸ Esta aclaración también se hace en Balistreri (2002).

⁹ El análisis podría generalizarse a un número n de miembros del hogar que podrían participar en el mercado laboral.

¹⁰ Esta hipótesis está sujeta a discusión: a partir de un análisis de diferentes etapas de la encuesta a hogares rurales mexicanos beneficiarios y no beneficiarios (grupo de control) del programa “Progresá”, Attanazio y Lechene (2002) dedujeron que se puede rechazar la hipótesis de que los hogares tienen un solo agente que toma las decisiones (de gasto para todos los miembros) y que todos los ingresos del hogar entran a un fondo único. En efecto, cuando la esposa (ama de casa que no trabaja) recibe (por ejemplo, como en este caso) una subvención monetaria periódica, aumenta su grado de participación en las decisiones del hogar en detrimento (relativo) de la participación del jefe del hogar, y, en consecuencia, cambia la estructura del gasto familiar. De lo anterior parece deducirse que, al menos en un grado significativo, la designación de jefe de hogar puede derivarse de la mayor proporción del ingreso monetario del hogar aportado por quien es considerado “jefe”.

$$c \leq w_1(\bar{l} - l_1) + w_2(\bar{l} - l_2) + x \quad [\text{III.2}]$$

Siendo w_i ($i=1,2$) el salario real neto de impuestos que, a su juicio, él mismo o el otro miembro del hogar pueden obtener en el mercado¹¹, \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 (esto es, de los ingresos que son independientes del tiempo a trabajar¹²).

Las condiciones de primer orden son las siguientes:

$$w_1 = \frac{\partial u / \partial l_1}{\partial u / \partial c} \quad [\text{III.3}]$$

$$w_1 = w_2 \frac{\partial u / \partial l_1}{\partial u / \partial l_2} \quad [\text{III.4}]$$

$$c = w_1(\bar{l} - l_1) + w_2(\bar{l} - l_2) + x \quad [\text{III.5}]$$

donde las expresiones [III.3] y [III.4] implican que:

$$w_2 = \frac{\partial u / \partial l_2}{\partial u / \partial c} \quad [\text{III.6}]$$

Las condiciones [III.3] y [III.4] son de indiferencia, en el margen, entre una cierta cantidad de ocio y otra de trabajo (mercantil); por tanto, pueden interpretarse como condiciones de la decisión de participación laboral así: si el individuo considera que el salario real que recibiría en el mercado es inferior a la relación marginal de sustitución entre ocio y consumo (al nivel de ocio en el cual $\bar{l} = l_1$) no estaría dispuesto a participar en el mercado (condición [III.3]). Tal relación de sustitución constituye su salario de reserva, el cual está determinado por los niveles de x y w_2 cuando $\bar{l} = l_1$. La otra cara de esta condición es que esta persona no estaría dispuesta a participar si considera que el salario que recibiría en el mercado es inferior al salario de reserva visto como el producto del

¹¹ 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)]. La literatura sobre información y búsqueda de trabajo se inició con el trabajo pionero de Stigler (1961).

¹² Decimos “ingreso monetario” para excluir la valoración de la “producción doméstica” para auto-consumo. Por lo demás, 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).

salario del otro miembro del hogar por la relación entre la desutilidad marginal de su ocio y la utilidad marginal del ocio de la otra persona (condición [III.4]).

Por tanto, se deduce que habrá participación en el mercado laboral si y sólo si se estima que el salario de mercado es mayor que el de reserva:

$$\bar{l} > l_1 \Leftrightarrow w_1 > w_1^R \Big|_{\bar{l}=l_1} \quad [\text{III.7}]$$

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 $\bar{l} = l_1$.

Para ilustrar lo anterior, considérese la siguiente función de utilidad:

$$u = \alpha \ln c + (1 - \alpha) \ln(l_1 + l_2)$$

y la restricción presupuestal [III.2]. De las condiciones de primer orden se tendría que

$$w_1 = \frac{1 - \alpha}{\alpha} \frac{c}{l_1 + l_2}$$

$$w_1 = w_2$$

y,

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

Así que la primera de las condiciones anteriores, reemplazando c por su equivalente, es:

$$w_1 = \left[\frac{1 - \alpha}{\alpha} \frac{(\bar{l} - l_2)w_2 + x}{l_1 + l_2} \right]_{\bar{l}=l_1}$$

Por tanto, el miembro 1 del hogar participará si y sólo si:

$$w_1 > w_1^R \equiv \left[\frac{1 - \alpha}{\alpha} \frac{(\bar{l} - l_2)w_2 + x}{\bar{l} + l_2} \right]_{\bar{l}=l_1}$$

Siendo w_1^R el salario de reserva.

El modelo anterior hace abstracción del género del posible participante. Con todo, varias actividades realizadas en el hogar son intensivas en el uso del tiempo femenino y omiten (o usan menos) el masculino, como, por ejemplo, la crianza de menores. Por esto, es sabido que existen múltiples factores que pueden alterar el salario de reserva de mujeres sin

tener impactos significativos sobre el de los hombres (Pencavel, 1986). En términos estrictos, sólo podremos conservar el modelo teórico si suponemos, adicionalmente, que pueden ser diferentes las funciones de conveniencia o las preferencias de los miembros del hogar de acuerdo con su género¹³.

III.B. Predicciones

La condición [III.7] tiene implicaciones. Aquellas de contenido empírico están sujetas a verificación. De acuerdo con estas condiciones, 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 (ver 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 presente (de mercado) y de reserva y, por ende, sobre la probabilidad de participar en el mercado laboral. La Tabla 1 presenta una lista de varios de estos factores.

Aunque un agente compara el salario presente con su salario de reserva para tomar la decisión de participar o abstenerse de hacerlo en el mercado laboral, 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 característica de los agentes que sea predeterminada en relación con el propio salario y que sea una variable instrumental a fin de evitar el sesgo de simultaneidad

¹³ 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).

que de otra forma se produciría. Las *proxies* usuales son el nivel educativo y la edad de los agentes cuyas tasas de participación (o no participación) se han de modelar.

Tabla 1. Predicciones sobre la probabilidad de participar en el mercado laboral

Factores	Efecto sobre la probabilidad de participar
Desempleo transitorio implica baja probabilidad de encontrar empleo con un salario igual o superior al de reserva.	Negativo (el caso del trabajador desanimado) ⁽³⁾
Existencia (número y edades) de niños en la primera infancia ⁽¹⁾ (mayor w_1^R).	Negativo (para mujeres)
Mayores oportunidades educativas, mayor calidad de la educación presente o menor costo de acceder a esta (efecto positivo sobre w_1^R).	Negativo (efecto flujo educativo) ⁽³⁾
Ingresos no laborales.	Negativo
Impuestos a los salarios (efecto negativo sobre w_1).	Negativo
Edad ⁽²⁾ (efecto positivo sobre w_1).	Positivo
Ingresos de otros miembros del hogar ⁽¹⁾ .	Negativo (por tanto, si caen esos ingresos aumenta la probabilidad de participar: el caso del trabajador adicional ⁽⁴⁾).
Nivel educativo del adulto ⁽¹⁾ y, por ende, efecto positivo sobre w_1 .	Positivo (efecto <i>stock</i> educativo)
⁽¹⁾ 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 Vélez y Winter (1992, citado por Tenjo y Ribero (1998)) y 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. ⁽²⁾ 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.]. ⁽³⁾ López (2001) reporta estos efectos para el caso colombiano. ⁽⁴⁾ Este efecto fue perceptible para el caso de la participación femenina en Colombia según Tenjo y Ribero (1998).	

III.C. Modelo a estimar

Siguiendo a Gronau (1973), podemos suponer que es válido descomponer el costo de oportunidad del tiempo del miembro i del hogar, w_i^R , en un salario medio de reserva \bar{w}_i^R (para personas de características similares a las de la persona i) y un componente específico ε_i^R :

$$w_i^R = \bar{w}_i^R + \varepsilon_i^R \quad \text{[III.8]}$$

De acuerdo con [III.7], el individuo participará si:

$$\begin{aligned}
w_i &> \bar{w}_i^R + \varepsilon_i^R \\
w_i - \bar{w}_i^R &> \varepsilon_i^R
\end{aligned} \tag{III.9}$$

Haciendo algunas conjeturas se puede proponer que el salario medio de reserva, variable no observable, depende de algunas variables X_m^R (sección III.B) de la siguiente forma:

$$\hat{w}^R = \hat{\delta}^R + \sum_{m=1}^n \hat{\delta}_m^R X_m^R \tag{III.10}$$

Por tanto, el miembro i del hogar participa si:

$$\frac{1}{\sigma} \left[w_i - \hat{\delta}^R - \sum_{m=1}^n \hat{\delta}_m^R X_m^R \right] > \frac{\varepsilon_i^R}{\sigma} \tag{III.11}$$

donde σ es la desviación estándar de w^R .

En este caso, el salario w_i puede no ser observable para aquellos miembros del hogar que no están trabajando pero que forman parte de la *PEA+PIL*. Por tal razón, se puede aplicar un método similar al que se hizo con el salario de reserva. Es decir, se puede suponer que el salario de mercado, w_i , tiene dos componentes, un nivel medio para personas con las mismas características de i , \bar{w}_i , y un componente específico aleatorio, ε_i .

$$w_i = \bar{w}_i + \varepsilon_i \tag{III.12}$$

para luego estimar \bar{w} como se hizo en [III.10] para \bar{w}^R . Esto es:

$$\hat{w} = \hat{\delta} + \sum_{h=1}^l \hat{\delta}_h X_h \tag{III.13}$$

Siendo X_h las variables que determinan el salario medio de mercado.

Reemplazando [III.12] y [III.13] en [III.11], tenemos:

$$\frac{1}{\sigma} \left[(\hat{\delta} - \hat{\delta}^R) + \sum_{h=1}^l \hat{\delta}_h X_h - \sum_{m=1}^n \hat{\delta}_m^R X_m^R \right] > \varepsilon_i \tag{III.14}$$

siendo $\varepsilon_i = \varepsilon_i^R / \sigma - \varepsilon_i$.

La participación individual es una variable de elección binaria: una persona decide participar ($y_i = 1$) o no ($y_i = 0$) en el mercado laboral. Para estimar la probabilidad de participar, dadas las variables explicativas, X , expresadas de ahora en adelante en forma matricial, se necesita una función F tal que:

$$\text{prob}(y_i = 1) = F(X_i \delta)$$

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

Si ε_i en [III.14] es tal que: $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$, se genera un modelo *probit* donde la función F toma la forma de la distribución normal de manera que podemos escribir:

$$\text{prob}(y_i = 1) = \Phi(X_i \delta) = \int_{-\infty}^{X_i \delta} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{\varepsilon_i^2}{2}\right) d\varepsilon \quad \text{[III.15]}$$

La transformación normal estándar $\Phi(\cdot)$ restringe la probabilidad a tomar valores entre cero y uno. Para llegar a [III.15] hemos definido una variable latente (no observable) y^* tal que:

$$y_i^* = X_i \delta + \varepsilon_i \quad \text{[III.16]}$$

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

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{si } y_i^* > 0 \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases} \quad \text{[III.17]}$$

la cual genera un modelo *probit*:

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

y por simetría:

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

También:

$$\text{prob}(y_i = 0) = 1 - \Phi(X_i \delta)$$

Si se tiene un proceso de muestreo *iid*, la función de máxima verosimilitud será el producto de las probabilidades correspondientes a cada observación. Si tenemos p observaciones y $y_i = 0$ para las primeras q de ellas y $y_i = 1$ para las últimas $p-q$, la función de verosimilitud estará dada por:

$$L = \prod_{i=1}^p \Phi(X_i \delta)^{y_i} [1 - \Phi(X_i \delta)]^{1-y_i}$$

A continuación se presentan los resultados del proceso de estimación utilizando el modelo *probit* que se acaba de describir.

IV. Ejercicios econométricos y sus resultados

La verificación empírica del conjunto de hipótesis mencionadas sobre participación laboral mediante la estimación econométrica del modelo [III.15] se basó en la información del conjunto de etapas de la Encuesta Nacional de Hogares (*ENH*) del DANE entre 1984:1 y 2000:4 (se exceptúan las etapas 104, 106, 107, 108 y 110 de las cuales no fue posible extraer toda la información requerida). Posteriormente se hizo la selección de las variables independientes que pueden medirse mediante la información arrojada por la *ENH*. Los modelos *probit* fueron estimados para cada etapa de la *ENH* y para cada una de las cuatro categorías de miembros del hogar¹⁴ en edad de trabajar (excepto ancianos, minusválidos e incapacitados y empleados domésticos y sus hijos) cuya información es suministrada por la *ENH*: mujeres comprometidas (casadas o en unión permanente), hombres comprometidos, mujeres no comprometidas (solteras, separadas, viudas) y hombres no comprometidos.

Las clasificaciones anteriores y la información adicional que se encuentra en la *ENH* 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, es decir, si es miembro de la *PEA*; de lo contrario es 0. Esta clasificación se hace para los cuatro tipos de participantes potenciales.

¹⁴ 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 al cumplir tales condiciones).

Las variables independientes (exógenas) del modelo empírico procuran dar información sobre las magnitudes y los efectos de las dos variables del modelo teórico de la sección II fundamentales en la decisión de participar: el salario corriente y el salario de reserva. 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 estimaciones¹⁵.

En relación con las variables que brindan información del salario corriente, evitando problemas de endogeneidad, están la educación, la edad de las personas y la edad al cuadrado. Se supone que a mayor educación y mayor experiencia mayor será el salario real. Sin embargo, 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.

La variable de educación está representada por el número de años de estudio alcanzado por la persona. Con esta variable intentamos capturar de manera indirecta, pero adecuada para evitar problemas de endogeneidad, uno de los principales factores determinantes del salario percibido o al cual puede aspirar el posible participante en el mercado laboral (véase Tabla 1).

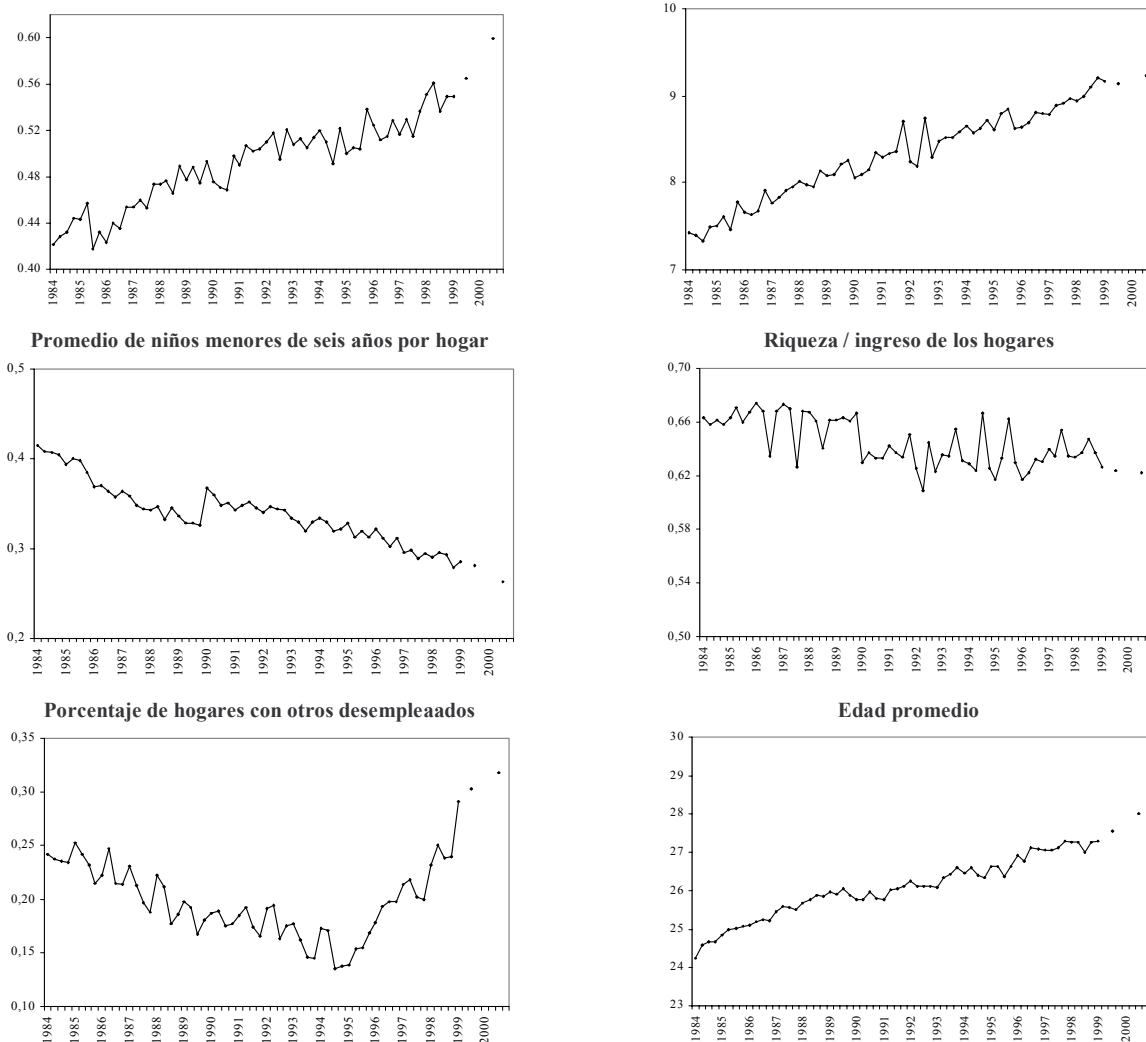
Por su parte, la existencia de otros desempleados en el hogar, el número de niños menores de seis años y la riqueza (o ingreso) del hogar son las variables utilizadas como *proxies* del salario de reserva.

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 define la restricción presupuestal del individuo e incide, por tanto, en su salario de reserva. Para acercarnos a la información sobre riqueza (ingresos) se construyó una variable *dummy* teniendo en cuenta las siguientes características: tenencia de vivienda propia, ubicación en estrato medio o superior o ingresos mensuales del hogar superiores a dos millones y medio de pesos (\$2.500.000) a precios de diciembre de 2000. Para individuos con alguna de estas características la variable toma el valor 1; de lo contrario es 0.

¹⁵ 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
TGP



Fuente: DANE-ENH; cálculos de los autores.

El modelo se estimó, corrigiendo por heteroscedasticidad [Harvey (1976) y Greene (2000)], en forma simultánea para los cuatro tipos de personas considerando *dummies* no sólo para el intercepto sino también para la pendiente relativa a cada una de las variables explicativas. El modelo lineal que sirve de base para estimar los errores ε_i de la ecuación [III.15] es el siguiente:

$$y = \lambda_{mnc} + \lambda_{hc} D_{hc} + \lambda_{hnc} D_{hnc} + \lambda_{mc} D_{mc} \\
+ \sum_{i=1}^6 \delta_{i,mnc} X_i + \sum_{i=1}^6 \delta_{i,hc} X_i D_{i,hc} + \sum_{i=1}^6 \delta_{i,hnc} X_i D_{i,hnc} + \sum_{i=1}^6 \delta_{i,mc} X_i D_{i,mc}$$

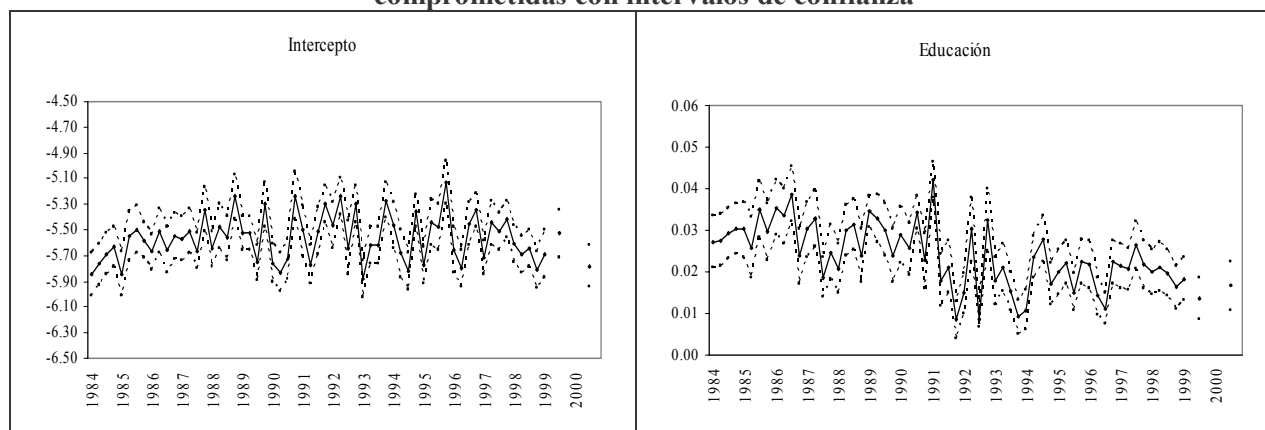
Correspondiendo las X_i a las seis variables explicativas: educación, niños menores de seis años, riqueza, otros desempleados en el hogar, edad y edad² y las D_j o D_{ij} a variables *dummies* apropiadas.

Adicionalmente en cada etapa se chequearon 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 hombres¹⁶.

En general, los resultados fueron los siguientes: para la variable niños menores de seis años no se rechazan las hipótesis nulas 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 1984:1 hasta 2000:4¹⁷.

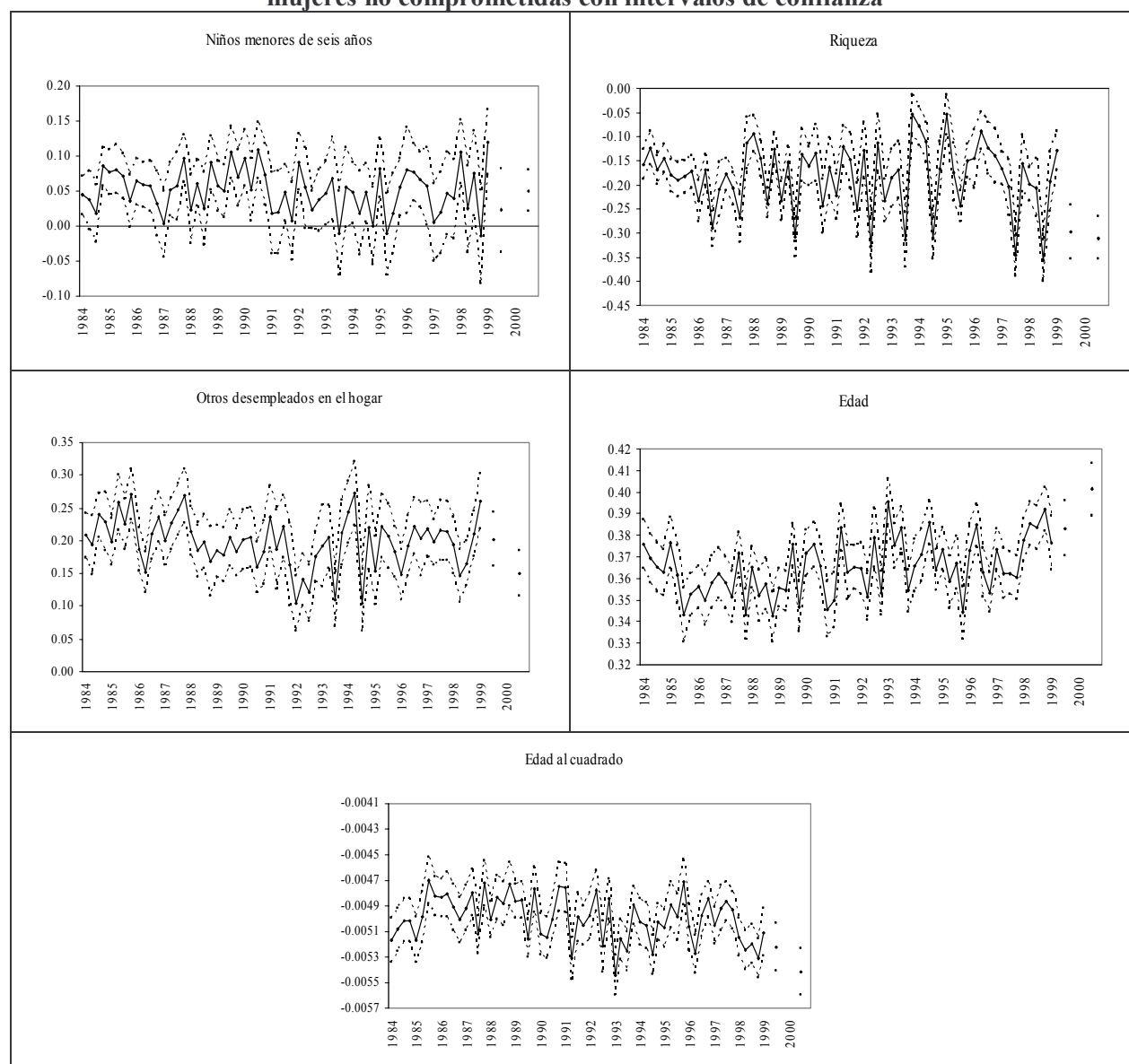
Figura 5. Evolución de coeficientes estimados de participación laboral de mujeres no comprometidas con intervalos de confianza



¹⁶ La verificación de estas hipótesis significó correr algo más de 1800 regresiones.

¹⁷ Por razones de espacio no se presentan las estimaciones de los otros tres grupos.

Figura 5 (continuación). Evolución de coeficientes estimados de participación laboral de mujeres no comprometidas con intervalos de confianza



Fuente: DANE-ENH; cálculos de los autores.

La Tabla 2 presenta la principal información arrojada por la estimación de los cuatro modelos sobre la probabilidad de participación que hemos derivado del esquema teórico. El intercepto fue negativo y significativo, excepto para los hombres comprometidos. El modelo teórico se cumple para las mujeres no comprometidas, salvo por los niños menores de seis años donde la variable tiene el signo contrario al esperado pero no es significativa. Para las mujeres comprometidas el modelo tiene un mejor desempeño que para las no comprometidas en términos de signos y significancia de los coeficientes. Para los hombres comprometidos el modelo parece menos adecuado ya que solamente la edad y la edad al

cuadrado tienen los signos y significancia esperados. Finalmente, para los hombres no comprometidos las variables años de educación y niños menores de seis años son de signo contrario al esperado. Por tanto, el mejor desempeño del modelo se obtiene para los casos de mujeres, en términos de signos y significancia de los coeficientes.

Tabla 2. Resultados generales de la estimación *probit* del modelo de participación para el conjunto de las etapas de la *ENH* a lo largo del período de análisis

	Mujer no comprometida		Mujer comprometida		Hombre comprometido		Hombre no comprometido	
Intercepto	-	S	-	S	-	NS	-	S
Años de educación	+	S	+	S	+	NS	-	S
Número de hijos menores de 6 años	+	NS	-	S	+	S	+	S
Riqueza / ingreso	-	S	-	S	-	NS	-	S
Otros miembros del hogar desempleados	+	S	+	S / NS	+ / -	NS	+	S
Edad	+	S	+	S	+	S	+	S
Edad al cuadrado	-	S	-	S	-	S	-	S
+: coeficiente de signo positivo; -: coeficiente de signo negativo. S: coeficiente estadísticamente significativo; N.S.: coeficiente estadísticamente no significativo.								

Desde el punto de vista de las variables, las de mejor desempeño son riqueza, edad, edad al cuadrado y otros miembros del hogar desempleados (lo cual ofrece evidencia sobre el efecto del trabajador adicional), seguidas de número de años de educación. El desempeño más pobre corresponde al número de niños menores de seis años.

V. Pronósticos (clasificación) y predicciones

Los pronósticos se realizaron para cada observación (persona) de la *PEA* más la *PIL* (véase sección II) de la *ENH* en cada etapa. Una vez estimada la probabilidad para cada persona, la conversión a valores cero o uno se hizo utilizando un umbral de 0.5 como base de la regla de clasificación. Así, si la probabilidad estimada de que una persona participe es mayor que 0.5 entonces se espera que tal persona lo haga; si la probabilidad estimada es menor que 0.5 entonces se asigna un valor de cero a tal probabilidad, significando con esto que dicha persona no participa.

La utilización de esta regla de clasificación, o de cualquier otra, significa que existen cuatro resultados posibles para un pronóstico: 1) que prediga correctamente que la

persona participa, 2) que prediga correctamente que la persona no participa, 3) que prediga equivocadamente que la persona participa, y 4) que prediga equivocadamente que la persona no participa. En las Figuras 6 a 9 aparecen los pronósticos de los modelos estimados para cada etapa de la *ENH*. En el *panel* superior izquierdo aparece la proporción de pronósticos buenos. Allí se observa la alta capacidad del modelo para hacer predicciones dentro de muestra :excepto para el caso de mujeres comprometidas la capacidad predictiva del modelo está por encima de 80%. En los *paneles* superior derecho e inferior izquierdo se observa la evolución de los pronósticos errados: pronósticos de no participación para las personas cuando ellas realmente participan y pronósticos de participación para las personas cuando ellas realmente no participan. Para el primer tipo de error el desempeño menos malo se presenta con el grupo de hombres comprometidos. Sin embargo, en general, este error no es de mayor importancia. El segundo tipo de error (pronósticos de 1 cuando el observado es 0) tiene una mayor probabilidad de ocurrencia para las mujeres. No obstante, la capacidad de predicción de nuestro modelo es bastante buena.

Figura 6. Pronóstico de participación de mujeres no comprometidas

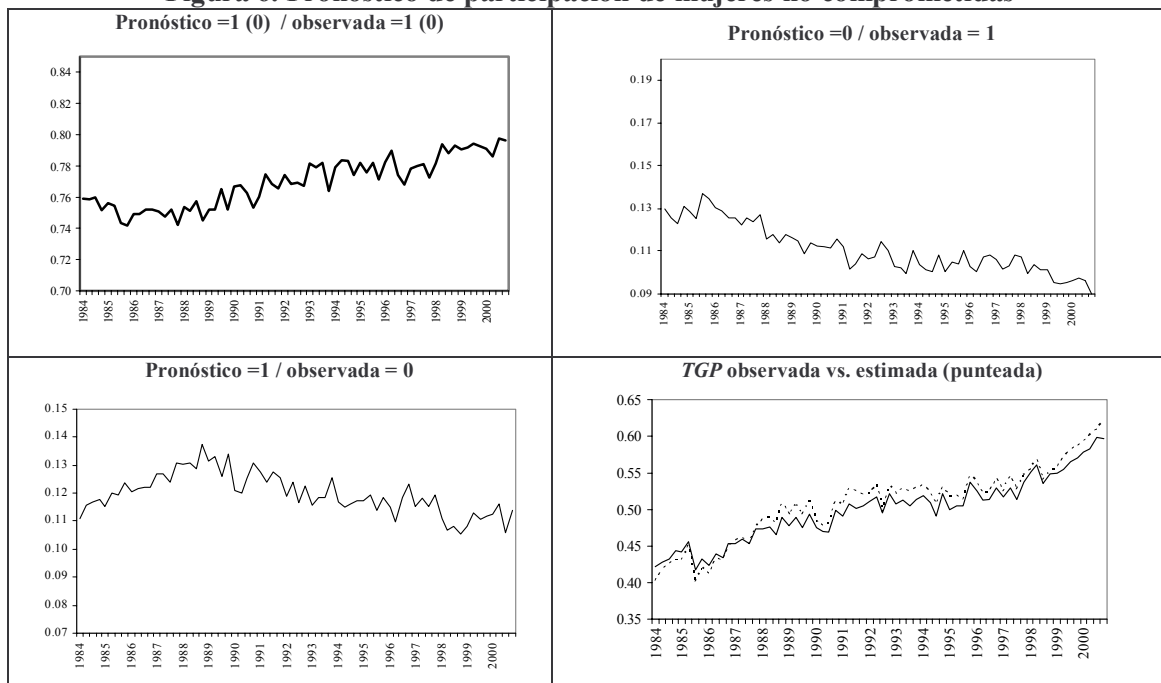


Figura 7. Pronóstico de participación de mujeres comprometidas

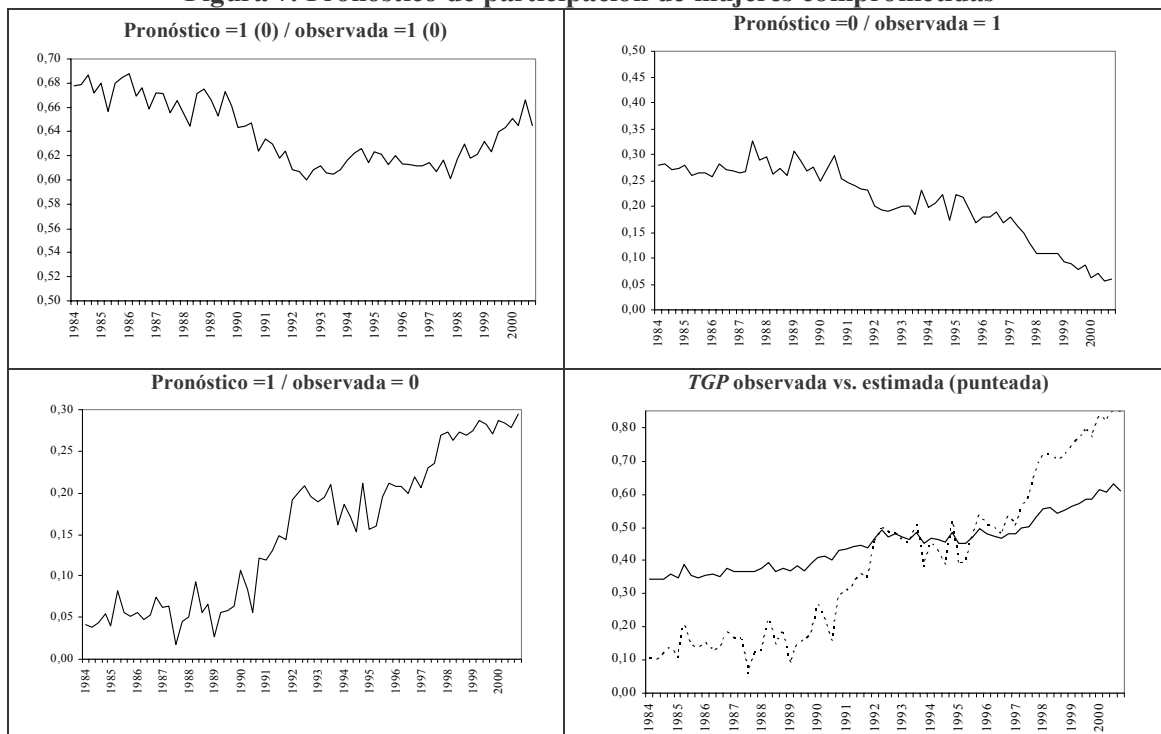


Figura 8. Pronóstico de participación de hombres no comprometidos

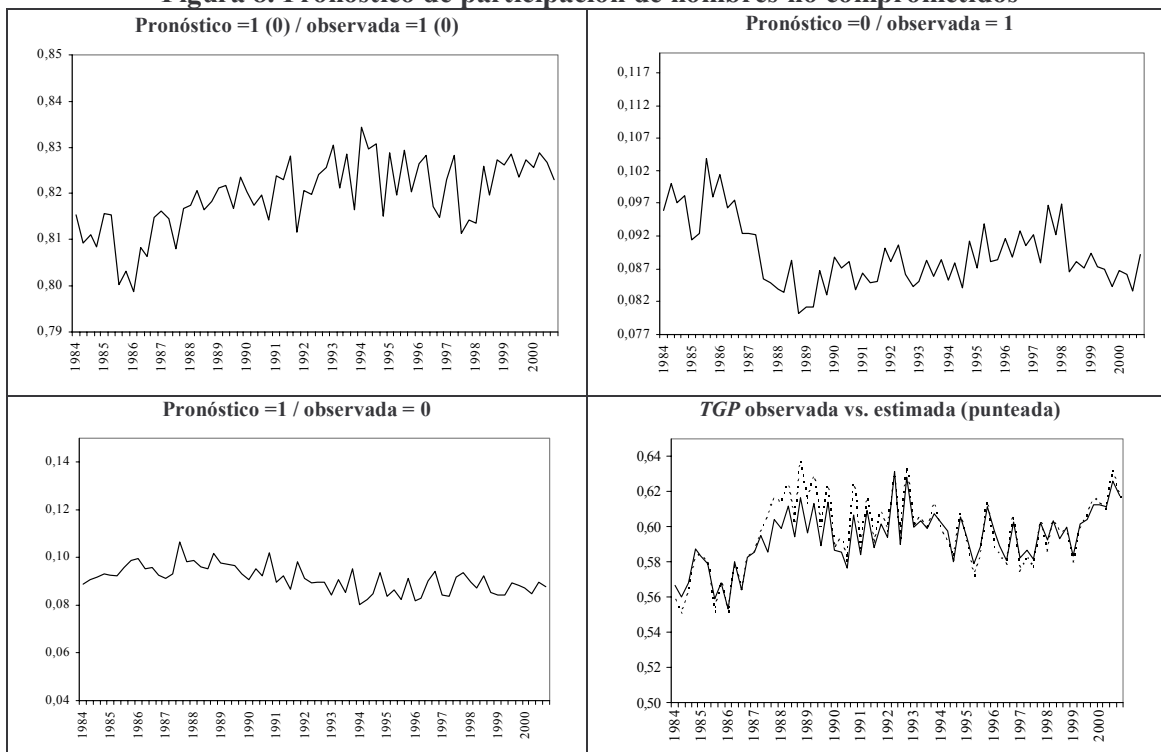
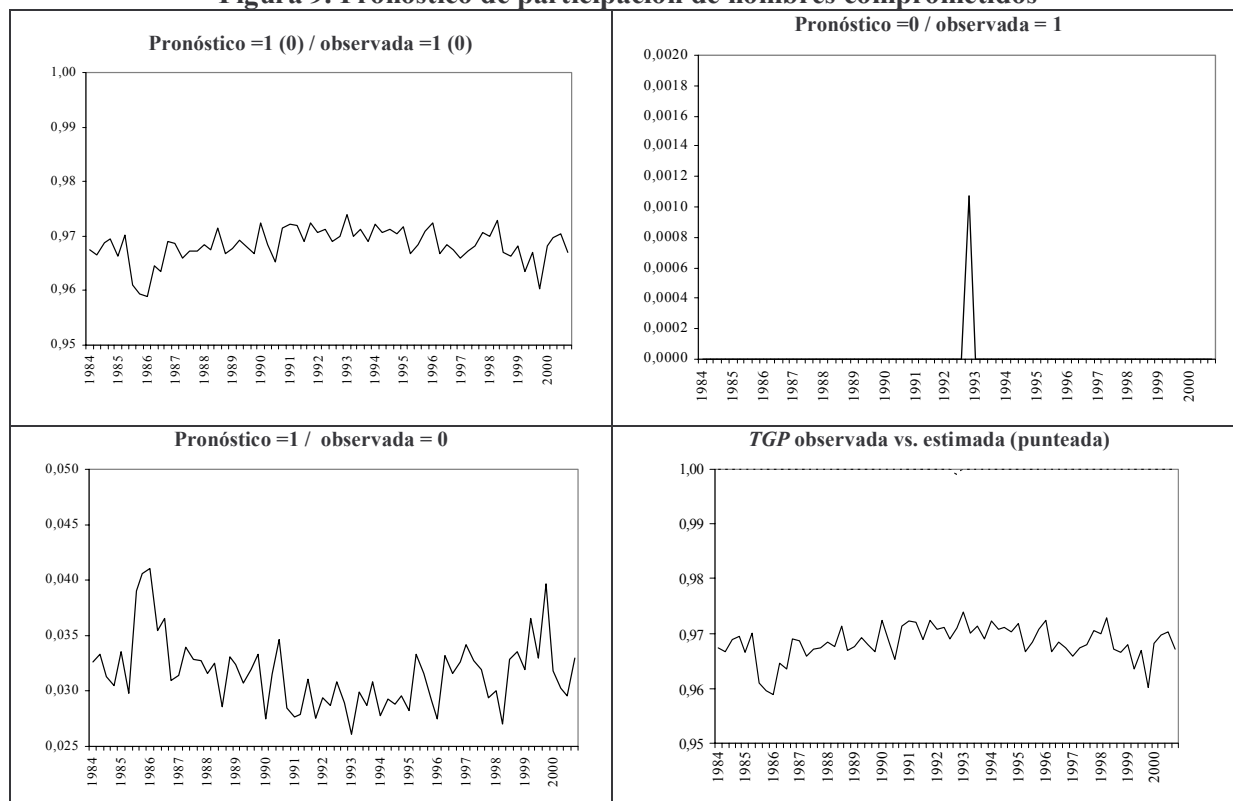


Figura 9. Pronóstico de participación de hombres comprometidos



El modelo estimado también fue utilizado para estimar la *TGP*: en nuestro caso es el total de personas para las cuales se pronostica participación con respecto a la *PIL* más la *PEA*. Las estimaciones aparecen en el panel inferior derecho de las figuras 6 a 9. El mejor desempeño del modelo, con base en este criterio, se observa para las personas (hombres y mujeres) no comprometidas. En cuanto a los hombres comprometidos, el modelo sobrepronostica una participación cercana a los 3 puntos porcentuales. Sin embargo, este sesgo no parece ser importante a las escalas de participación observadas para este grupo (96-97%).

Tomando como base la estimación realizada para la última etapa disponible de la *ENH* se puede afirmar que si la variable otros desempleados del hogar cayese a los niveles de la primera mitad de los años 90, la *TGP* se reduciría en 0,5 puntos porcentuales para las mujeres no comprometidas y en 0,52 puntos porcentuales para los hombres no comprometidos. Esto parece, a primera vista, un efecto demasiado modesto; sin embargo, se puede suponer que la tasa de desempleo podría caer a raíz de tal contracción de la oferta

laboral relativa y provocar, gracias a lo ya mencionado, nuevas rondas de reducción de la oferta laboral y de la tasa de desempleo.

VI. Resumen y conclusiones

La tasa de participación laboral es el principal componente de la oferta laboral relativa (oferta laboral/población en edad de trabajar)¹⁸. El otro factor, secundario, 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 algunos factores determinantes de las tasas de participación laboral (siete ciudades) de cuatro categorías de miembros del hogar (miembros de la familia o con relación familiar y que habitan en el mismo hogar en edad y capacidad de trabajar, excluyendo empleados domésticos y sus hijos): mujeres comprometidas, mujeres no comprometidas, hombres comprometidos y hombres no comprometidos.

En términos del signo y significancia de los coeficientes el modelo resultó más adecuado, en su orden, para los casos de mujeres no comprometidas y comprometidas; en cambio, el modelo fue menos exitoso para hombres no comprometidos y menos aún para hombres comprometidos.

Una de las variables más influyentes (y en dos de los cuatro casos con el signo correcto y alta significancia) fue la existencia de otros miembros del hogar desempleados: a mayor frecuencia de desempleados en el hogar mayor es la participación laboral de mujeres y hombres no comprometidos. Este resultado ratifica la hipótesis del efecto positivo que tiene la tasa de desempleo sobre la oferta laboral. Las variables edad y edad al cuadrado fueron, en todos los casos, significativas y mostraron los signos esperados (positivo y negativo, respectivamente). La variable riqueza tuvo, en todos los casos, el signo negativo esperado, y sólo en el caso de hombres comprometidos su coeficiente careció de significancia. La variable años de educación alcanzados mostró el signo esperado (positivo) y significativo en los dos casos correspondientes a mujeres.

¹⁸ La oferta laboral y la población en edad de trabajar son reductibles, bajo supuestos de jornada laboral promedio, a horas anuales.

El modelo se mostró altamente útil como herramienta de pronóstico de la participación (y no participación) laboral de mujeres y hombres no comprometidos, y de hombres comprometidos; en cambio, su capacidad para pronosticar la participación laboral de mujeres comprometidas parece presentar deficiencias.

Es muy probable que uno de los principales determinantes de la dinámica del desempleo en Colombia se derive del efecto positivo de éste sobre la tasa de participación: a mayor tasa de desempleo mayor es la probabilidad de que, en los trimestres siguientes, aumente la participación laboral. En otras palabras, a mayor exceso de oferta en el mercado laboral mayor será la oferta en los trimestres siguientes. Y esto sin contar con el otro resultado: que una reducción de riqueza, que puede presentarse ante nuevos episodios de desempleo, tiende también a elevar la tasa de participación.

De acuerdo con los resultados de la estimación del modelo, si la tasa de desempleo se reduce a los niveles medios de la primera mitad de los años 90 la tasa global de participación se reduciría tanto en el trimestre corriente como en los siguientes. Tal reducción contribuirá, a su turno, a la caída posterior de la tasa de desempleo.

Referencias

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

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

Blundell, Richard y Thomas MaCurdy (1999); “Labor Supply: A Review of Alternative Approaches”, cap. 27 de *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3 (O. Ashenfelter y D. Card, editores), North Holland: Elsevier Science.

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

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

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

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.

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

Killingsworth Mark R. y James J. Heckman (1986); “Female Labor Supply: A Survey”, cap. 2 de *Handbook of Labor Economics*, Vol. 1 (O. Ashenfelter y R. Layard, editores), North Holland: Elsevier Science.

López, Hugo (2001); “Características y determinantes de la oferta laboral colombiana y su relación con la dinámica del desempleo”, en *Empleo y Economía* (M. Urrutia, editor), Banco de la República.

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.

Santamaría, Mauricio y Norberto Rojas (2001); “La participación laboral: ¿qué ha pasado y qué podemos esperar?”, *Archivos de Macroeconomía* (DNP), No. 146.

Stigler, George J. (1961); “The economics of information”, *Journal of Political Economy*, 69, p. 213-25.

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