



Revista de Economía del Rosario

ISSN: 0123-5362

luis.gutierrez@urosario.edu.co

Universidad del Rosario

Colombia

Aldana, David; Arango, Luis Eduardo

Participación laboral en Ibagué

Revista de Economía del Rosario, vol. 11, núm. 1, junio, 2008, pp. 1-34

Universidad del Rosario

Bogotá, Colombia

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=509555155001>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Participación laboral en Ibagué

David Aldana, Luis Eduardo Arango*

Universidad del Rosario, Banco de la República.

Recibido: Julio 2007 – Aprobado: Septiembre 2007

Resumen. La alta tasa de participación laboral en Ibagué ha tenido como consecuencia que la tasa de desempleo en dicha ciudad haya sido la mayor en los últimos años en relación con las principales áreas del país. Este trabajo presenta evidencia sobre los determinantes de la participación laboral de Ibagué para el período 2001–2005 y los compara con los determinantes de trece áreas metropolitanas. Con base en la Encuesta Continua de Hogares se estiman tres modelos probit de participación: uno para el total de trece áreas, otro para Ibagué y uno conjunto en el que se diferencia a Ibagué del promedio nacional. En general, los signos de los coeficientes son los esperados. El hecho fundamental es la alta participación de las personas que integran los grupos de 12 a 17 años. La participación del grupo de edad de 18 a 23 años es también importante. La baja remuneración en el mercado laboral y la caída en el empleo formal (de personas no beneficiarias del subsidio monetario entregado por las cajas de compensación familiar) son las dos hipótesis básicas para explicar el fenómeno de la alta participación en Ibagué. Sin embargo, queda por responder la pregunta del porqué no emigran a otras ciudades.

Palabras clave: oferta laboral, tasa de participación, modelos *pooled* - *probit*, Ibagué.

Clasificación JEL: J22, C21.

Abstract. The high rate of participation in Ibagué has brought forth the highest unemployment rate among the main cities in Colombia during the last years. This paper reports some evidence about the determinants of the labor participation in Ibagué for the period 2001–2005 and then compare it with the determinants of participation in thirteen cities. Based on the information of the Continued Housing Survey three probit models are estimated: one for the thirteen cities, one for Ibagué and another for all of them. In general, the signs of the coefficients are the expected ones. A major influence is the

*Los puntos de vista expresados en este documento corresponden estrictamente a los autores y no necesariamente reflejan los del Banco de la República o su Junta Directiva. Se agradece a Fernando Arias y Andrés García por su trabajo como asistentes de investigación y a Carlos Esteban Posada por sus comentarios y sugerencias. Los errores son responsabilidad exclusiva de los autores.

David Aldana; estudiante de la Maestría en Economía de la Universidad del Rosario.

Luis Eduardo Arango; investigador de la Unidad de Investigaciones Económicas de la Gerencia Técnica del Banco de la República.

participation of people between 12 and 17 as well as between 18 and 23. Among the explanations are the low labor income in Ibagué and the drop in the formal employment (covered by Household Subsidy System) with a consequence in monetary subsidy paid by firms to the families which is part of the non-income labor of secondary workers. However, it remains the question, given such a high unemployment rate, why people do not leave Ibagué?

Key words: labor offer, rate of participation, *pooled* - *probit* models, Ibagué.

JEL classification: J22, C21.

1. Introducción

Entre 2001 y 2005 Ibagué presentó la mayor tasa de desempleo de las trece áreas analizadas periódicamente por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). Para entender este fenómeno, es fundamental entender lo que pasó con la tasa de participación en dicha ciudad. Por esa razón, el objetivo de este estudio es analizar dicha variable para Ibagué y establecer las principales diferencias respecto a las demás áreas.

La tasa de desempleo (TD) se encuentra determinada por la tasa de ocupación (TO), asociada a la demanda laboral. La tasa global de participación (TGP), a su vez, está vinculada a la oferta laboral, entendida esta como el 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 remunerada¹.

La TGP de Ibagué ha sido superior al promedio de las trece áreas entre 2001 y 2005. Esto puede reflejar el hecho de que grupos importantes (estudiantes y amas de casa, principalmente), que en otras ciudades serían inactivos, decidieron formar parte de la población económicamente activa (PEA), previa comparación entre el salario de mercado y su salario de reserva, generando así un resultado que depende tanto de hechos del mercado como de las preferencias de los individuos.

Así las cosas, en este trabajo se estiman modelos *probit* a partir de la información de la Encuesta Continua de Hogares para la ciudad de Ibagué y el promedio de trece áreas, en el período antes mencionado, tomando como muestra todos los individuos pertenecientes a la Población en Edad de Trabajar (PET), exceptuando ancianos y minusválidos. Adicionalmente, se estiman los efectos marginales de cada una de las variables sobre la probabilidad de participar en el mercado laboral.

A pesar de que este tema ya ha sido estudiado para otras ciudades (véanse, por ejemplo, Econometría S.A. (1998) para Bogotá, Castellar y Uribe (2000) para Cali, y Vélez (2001) para Medellín, etc.), no tenemos conocimiento de que la situación que actualmente vive Ibagué se haya analizado de manera

¹También incorpora la disposición a trabajar más o menos horas por parte de quienes pertenecen o podrían pertenecer a la población laboral.

detallada². El presente estudio compara la situación de Ibagué con la de trece áreas metropolitanas, con el fin de sugerir estrategias que la beneficien.

Este documento tiene cinco secciones, la primera de las cuales es esta introducción. La segunda discute algunas características del mercado laboral de Ibagué y las compara con sus homólogas para trece áreas. La tercera hace una breve presentación del enfoque teórico. La cuarta expone, de manera breve, el enfoque empírico y discute los resultados de los modelos de elección binaria estimados. Finalmente, la sección quinta presenta conclusiones.

2. Algunas características del mercado laboral de Ibagué

En esta sección se comparan algunos resultados del mercado laboral de Ibagué con los de las trece áreas metropolitanas regularmente observadas por el DANE³. El propósito es destacar diferencias durante el período de referencia.

Durante el período 2001–2005, Ibagué registró la tasa de desempleo más alta entre las trece áreas observadas. En efecto, esta ciudad, para el año 2005 registraba una TD promedio de 20,8 % (figura 1); lo cual refleja la existencia de una situación particular que no se presentó en ninguna otra ciudad.

La TD de las trece áreas disminuyó durante el período 2001–2005. Así, por ejemplo, en el primer trimestre de 2001 este indicador se ubicó en 20,1 %, mientras que al finalizar 2005 se ubicó en 12,1 %. En Ibagué la situación fue un poco diferente ya que mientras en 2001 la TD fue de 23 % en el último trimestre de 2005 se ubicó en 19,3 %; esto significó una reducción de 39,6 % en la TD para las trece áreas, pero de sólo 16 % en Ibagué.

Recordemos que la TD se define como la relación entre la PEA *desocupada*, pero que está buscando empleo en forma activa, y la PEA *ocupada y desocupada*:

$$TD = \frac{PEA - O}{PEA} = 1 - \frac{O}{PEA}$$

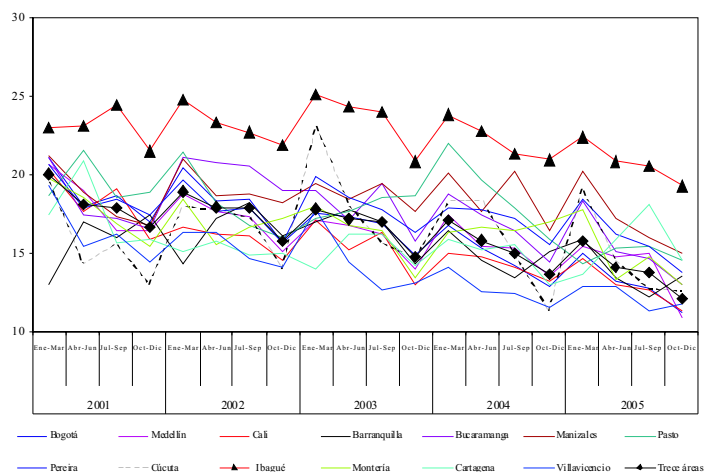
donde, O es la PEA *ocupada*. La TD también puede expresarse como:

$$TD = 1 - \frac{O/PET}{PEA/PET} = 1 - \frac{TO}{TGP}$$

siendo TO la tasa de ocupación, la cual se calcula como la relación entre O y la población en edad de trabajar (PET), mientras que la TGP se calcula como la relación entre la PEA y la PET .

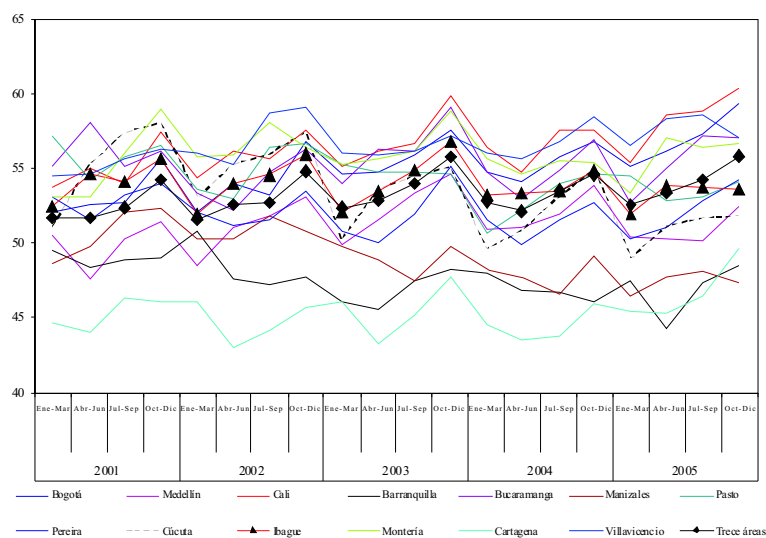
²A nivel más agregado la literatura sobre participación laboral en Colombia es abundante. Véanse por ejemplo, Tenjo y Ribero (1998), López (2001), Santa María y Rojas (2001), Arango y Posada (2002), Charry (2003). Recientemente, Arango y Posada (2005) presentan evidencia sobre los determinantes de la participación laboral de las mujeres casadas entre 1984 y 2000, basados en la Encuesta Nacional de Hogares (ENH) para siete ciudades.

³Bogotá D.C., Medellín - Valle de Aburrá, Cali-Yumbo, Barranquilla-Soledad, Bucaramanga, Girón, Piedecuesta y Floridablanca, Manizales y Villa María, Pasto, Pereira, Dos Quebradas y La Virginia, Cúcuta, Villa del Rosario, Los Patios y El Zulia, Ibagué, Montería, Cartagena, Villavicencio. En este trabajo nos vamos a referir a ellas indistintamente como trece áreas o trece ciudades.

Figura 1. Tasa de desempleo 2001 – 2005

Fuente: ECH - cálculos de los autores

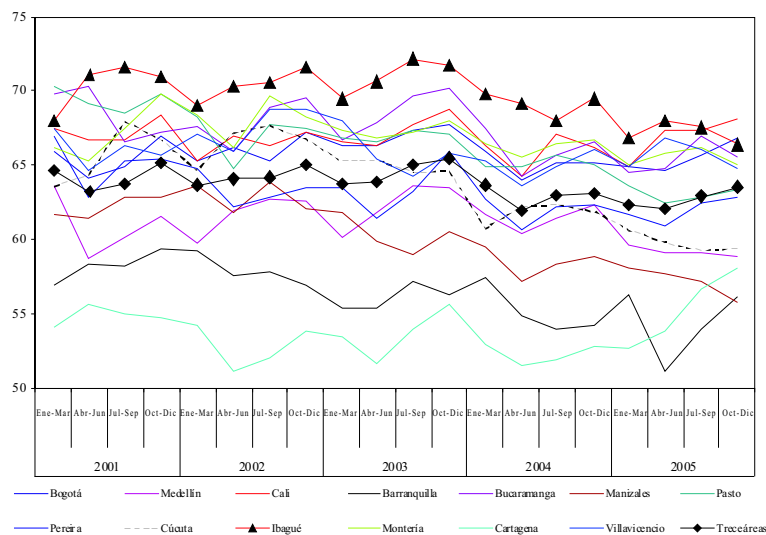
En la figura 2 se observa el comportamiento de la *TO* durante el período 2001–2005 por áreas. Llama la atención que la *TO* de Ibagué es similar, en nivel y tendencia, al promedio de las trece áreas, llegando en el segundo trimestre de 2005 a niveles de 53,3 % y 53,8 %, respectivamente. Durante los dos últimos trimestres de 2005 se empieza a notar una diferencia entre ellas.

Figura 2. Tasa de ocupación 2001 – 2005.

Fuente: ECH - cálculos de los autores

En la figura 3 se puede observar que, desde el año 2001, la *TGP* en Ibagué ha sido superior al promedio de las trece áreas. Si tenemos en cuenta la información contenida en las figuras 1 y 2, así como la definición de la tasa de desempleo, se puede entender por qué nuestro estudio se concentra en la *TGP* como determinante fundamental de la elevada *TD* de Ibagué. Además de las

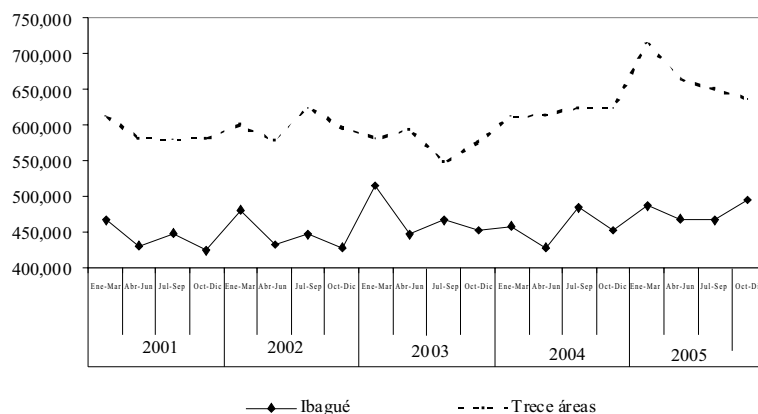
Figura 3. Tasa global de participación 2001 – 2005



Fuente: ECH - cálculos de los autores

relaciones entre las cantidades observadas en las figuras 1 a 3, otra variable fundamental del mercado laboral son los salarios.

Figura 4. Ingreso promedio de la fuerza laboral

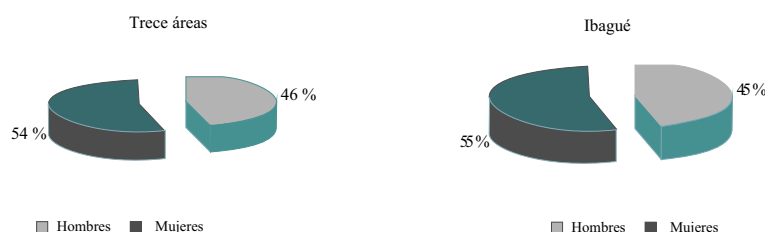


Fuente: ECH - cálculos de los autores

En la figura 4 se observa la evolución del promedio trimestral de los ingresos promedio de la fuerza laboral, deflactados por el Índice de Precios al Consumidor (IPC) de diciembre de 2005. En términos generales, se puede observar un crecimiento de 3 % anual entre 2001 y 2005 de los ingresos reales correspondientes a trece áreas mientras que para Ibagué dicha variable creció 2 % anual en promedio. Durante 2005 se observa un ingreso promedio en las trece áreas de \$ 665.208 frente a \$ 479.049 para Ibagué. Entre 2001 y 2005 el ingreso laboral en términos reales para trece áreas fue superior al de Ibagué en \$ 150.000, en promedio. Por lo anterior, surgen los interrogantes: ¿por qué, con una brecha de ingresos tan amplia y una menor probabilidad de salir del desempleo, no emigran los desempleados de Ibagué a otras áreas? ¿Cuál es la magnitud relativa de los costos de movilización? ¿Será posible que menores niveles educativos expliquen tal brecha? Sin embargo, en este trabajo no se intenta responder a estas preguntas.

La composición de la *PET* por género para las trece principales áreas en el período 2001 - 2005 muestra que 54 % está compuesta por mujeres y 46 % por hombres. Algo similar sucede con Ibagué en donde estos porcentajes corresponden a 55 % y 45 %, respectivamente (figura 5).

Figura 5. *PET* por género 2001 – 2005



Fuente: ECH - cálculos de los autores

Tabla 1. Composición de la PET

Año	Trece áreas		Ibagué	
	PEA	PEI	PEA	PEI
2001	64,2 %	35,8 %	70,4 %	29,6 %
2002	64,2 %	35,8 %	70,4 %	29,6 %
2003	64,5 %	35,8 %	71,0 %	29,0 %
2004	62,9 %	37,1 %	69,1 %	30,9 %
2005	62,7 %	37,3 %	67,2 %	32,8 %

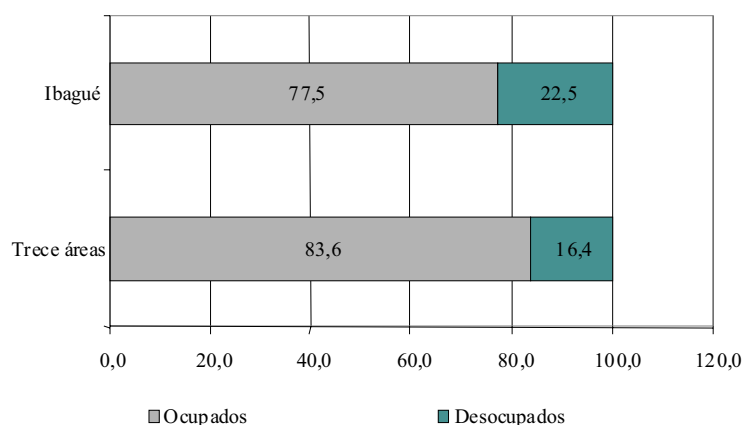
Fuente: ECH-DANE - Cálculos de los autores.

En concordancia con la figura 3, la tabla 1 muestra que en Ibagué el porcentaje de personas pertenecientes a la PEA es más alto que el promedio de las trece áreas, mientras que el porcentaje de personas inactivas (Población Económicamente Inactiva, PEI) es más bajo, lo cual significa una mayor TGP.

Sin embargo, se pueden observar disminuciones de la PEA de Ibagué de 70,4 %, en el 2001, a 67,2 %, en el 2005, y del promedio de trece áreas de 64,2 %, en el 2001, a 62,7 % en el último año.

En Ibagué el porcentaje de desocupados durante el período 2001–2005 fue de 22,5 % de la PEA, mientras que para el promedio de las trece áreas fue de tan sólo el 16,4 %. De forma complementaria, Ibagué se encuentra por debajo del promedio de las trece áreas en cuanto a porcentaje de ocupados dentro de la PEA (figura 6).

Figura 6. Ingreso promedio de la fuerza laboral



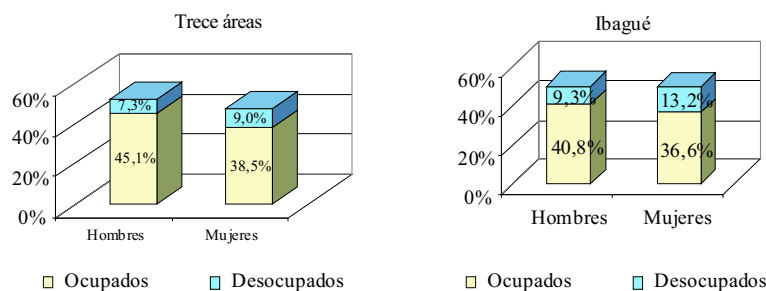
Fuente: ECH - cálculos de los autores

En las trece áreas, 52,5 % de la PEA estaba constituido por hombres, de los cuales el 45,2 % se encontraban ocupados y el 7,4 % estaban desocupados. Asimismo, el 47,5 % de la PEA estaba constituido por mujeres, de las cuales 38,5 % se encontraban ocupadas y 9 % desocupadas. En Ibagué se observa que el 50,2 % de la PEA estaba integrado por hombres, de los cuales 40,8 % se encontraban ocupados y 9,4 % desocupados, y 49,8 % estaba constituido por mujeres, de las cuales 36,6 % se encontraban ocupadas y el 1,2 % desocupadas (figura 7). Lo anterior sugiere que en Ibagué la diferencia de género en la PEA no es tan marcada y, en consecuencia, la participación es impulsada tanto por hombres como por mujeres.

3. La decisión de participar en el mercado laboral

Participar consiste en permanecer en el mercado laboral como persona ocupada o en busca de una ocupación⁴. Por lo tanto, es necesario saber cuáles son los elementos que tienen en cuenta las personas al tomar la decisión de

⁴Para exposiciones detalladas véanse, entre otros, Ehrenberg y Smith (2006, capítulos 6 y 7), Deaton y Muellbauer (1980, capítulos 4 y 11), Gronau (1973), Castellar y Uribe (2000), Arango y Posada (2002).

Figura 7. PET por género 2001 – 2005

Fuente: ECH - cálculos de los autores

participar. Para responder a este interrogante vamos a suponer, como lo hacen los manuales de texto, que el tiempo disponible se usa en dos actividades: trabajo y ocio, entendido este último de una manera amplia con el fin de incluir no sólo actividades de recreación sino también de estudio, producción en el hogar, etc.

El modelo estándar sugiere que el individuo maximiza su utilidad, tiene como argumentos el consumo de bienes y servicios y el ocio, está sujeto a una restricción de presupuesto y el tiempo disponible para esas actividades no supera el total disponible \bar{L} . El ingreso se obtiene por medio del trabajo en el mercado. Según lo anterior, el individuo desea alcanzar la mayor curva de indiferencia⁵ (I) posible, teniendo en cuenta sus restricciones. El equilibrio se alcanza en el punto de tangencia de las dos curvas.

En este marco, la regla de decisión es simple. Una persona no participará en el mercado laboral, es decir, no estará dispuesto a ofrecer horas cuando el salario de mercado (la pendiente de la restricción de presupuesto) sea menor que su salario de reserva (la pendiente de la curva de indiferencia⁶ en el punto de cero horas de trabajo). Por lo tanto, el salario de reserva constituye la cantidad que una persona tendría que recibir para que se vea incentivada a trabajar.

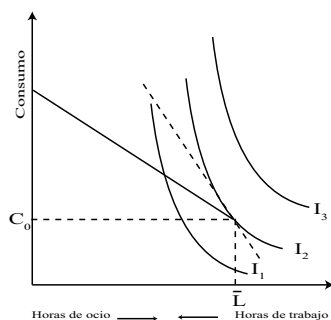
El diagrama 1 ilustra la elección de la combinación consumo - ocio (trabajo), variables estas medidas en los ejes vertical y horizontal, respectivamente. El diagrama muestra una solución de esquina en la cual la persona maximiza su utilidad ofreciendo cero horas (dedicándose todo el tiempo al ocio). Por lo tanto, el nivel de consumo C_o es independiente de su trabajo y está determinado por su ingreso no laboral.

Al nivel de \bar{L} horas de ocio, la persona decide no trabajar por que la *tasa marginal de sustitución*, la pendiente de la curva de indiferencia, es superior al salario de mercado. Para que la persona tome la decisión de trabajar, el salario

⁵Las curvas de indiferencia representan combinaciones de ocio y consumo que dejan la utilidad de individuo complemente inalterada. Nicholson (2004) describe las propiedades de dichas curvas.

⁶La pendiente de las curvas de indiferencia se conoce como tasa marginal de sustitución que, en este caso, mide el valor subjetivo que la persona da a su tiempo.

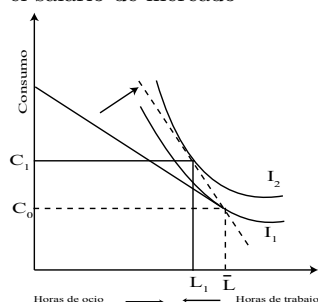
Diagrama 1



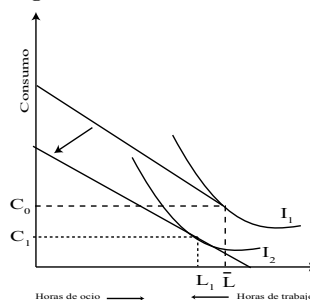
de mercado debe ser superior al salario de reserva (la *tasa marginal de sustitución* al nivel de cero horas de trabajo). En este caso, la ganancia monetaria de trabajar la primera hora excede la utilidad perdida por no dedicarse al ocio. El diagrama 2 ilustra dos casos en los que hay soluciones interiores, ya que el punto de tangencia ocurre entre los puntos extremos de la restricción presupuestal; en ambos casos la persona decide participar (trabajar): en el panel A, debido a que aumenta el salario de mercado, en el B debido a la caída de sus ingresos no laborales, lo que da lugar a lo que en teoría se conoce como “efecto del trabajador adicional”⁷. En la sección siguiente se explica el método empírico por medio del cual se implementan las ideas del modelo teórico.

Diagrama 2

A. Efecto de un aumento en el salario de mercado



B. Efecto de una caída en los ingresos no laborales



⁷Un episodio de desempleo de la cabeza de hogar podría tener un impacto sobre las decisiones de oferta laboral de la pareja y los hijos. Estos, antes de dicho episodio, estaban dedicados al hogar y al estudio, pero ahora, para compensar la caída en el ingreso de la familia, deciden participar en el mercado laboral. El efecto del trabajador adicional implica la incorporación transitoria a la fuerza de trabajo de trabajadores “secundarios” en respuesta a una caída en su salario de reserva por el desempleo del jefe del hogar. Por ello, en ocasiones se observa que durante períodos recesivos de la economía aumenta la tasa de desempleo.

4. Enfoque empírico y discusión de resultados

En razón a que el trabajo busca presentar evidencia sobre los determinantes de la participación laboral en Ibagué, para el período 2001 - 2005, se estiman modelos econométricos de participación, sustentados en un modelo teórico de participación laboral.

4.1. Modelo econométrico

Siguiendo a Gronau (1973), para comparar el salario de mercado y el salario de reserva se debe determinar el conjunto de variables explicatorias de cada uno de ellos. Ambos se modelan con la misma media y varianza (Castellar y Uribe, 2000), generando así un modelo *probit* donde la función de distribución toma la forma de la distribución normal. Este procedimiento permite pasar del modelo teórico al modelo empírico. Suponemos que individuos con las mismas características en cuanto a edad y educación, pueden diferir aleatoriamente en su salario de mercado w_i y en su salario de reserva w_i^* . Así las cosas, se asume que el salario de reserva no es conocido y que está dado por un salario medio de reserva de todos los individuos que posean características similares \bar{w}^* y un componente aleatorio ε_i^* :

$$w_i^* = \bar{w}^* + \varepsilon_i^* \quad (1)$$

Por lo tanto, el individuo participará si $w_i > w_i^*$; esto es, si:

$$w_i > \bar{w}^* + \varepsilon_i^* \Rightarrow w_i - \bar{w}^* > \varepsilon_i^* \quad (2)$$

Este salario medio de reserva es una variable no observable. Sin embargo, está asociado a un grupo de variables (X_m^*) así⁸:

$$\bar{w}^* = \beta_o^* + \sum_{m=1}^n \beta_m^* X_m^* \quad (3)$$

Tomando las ecuaciones (2) y (3) y definiendo $\varepsilon_i^{**} = \varepsilon_i^* / \sigma$, siendo σ la desviación estándar del salario de reserva (w^*), se puede decir que el individuo participa en el mercado laboral si:

$$\frac{1}{\sigma} \left[w_i - \beta_o^* - \sum_{m=1}^n \beta_m^* X_m^* \right] > \varepsilon_i^{**} \quad (4)$$

donde $\varepsilon_i^{**} \sim N(0, 1)$. De igual forma, el salario de mercado no es observable, ni para quienes no participan ni para los desempleados, y está compuesto por un salario medio de mercado de todos los individuos que posean características similares (\bar{w}_i) y un componente aleatorio (ε_i):

$$w_i = \bar{w}_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

⁸Gronau (1973) toma variables como la edad, la educación, el ingreso familiar, el número de niños, la edad y educación del cónyuge.

Asimismo, el salario medio de mercado está asociado a un grupo de variables (X_h):

$$\bar{w} = \beta_0 - \sum_{h=1}^l \beta_h X_h \quad (6)$$

Reemplazando (5) y (6) en (4) tenemos que:

$$\frac{1}{\sigma} \left[(\beta_0 - \beta_0^*) + \sum_{h=1}^l \beta_h X_h - \sum_{h=1}^l \beta_h^* X_h^* \right] > \tau_i \quad (7)$$

donde, $\tau_i = (\varepsilon_i^{**} \varepsilon_i) \sim N(0, \sigma_\tau^2)$.

La participación en el mercado de trabajo es una variable de elección binaria; esto es, si el individuo participa en el mercado de trabajo (pertenece a la población económicamente activa) la variable toma el valor de uno, $y_i = 1$, si no participa toma el valor de cero, $y_i = 0$. Para poder explicar el comportamiento de la variable dependiente se requiere una función de distribución acumulativa, continua, creciente y acotada entre cero y uno (Gujarati, 1997). Por lo tanto, la probabilidad de que el individuo participe, dadas las variables explicativas X (expresadas en forma matricial), se da de la siguiente forma:

$$P(y_i = 1) = F(X_i, \beta) \quad (8)$$

$$P(y_i = 0) = 1 - F(X_i, \beta) \quad (9)$$

La función toma la forma de la distribución normal, de tal forma que al estandarizar se genera un modelo *probit*, el cual podemos escribir como:

$$P(y_i = 1) = \Phi(X_i, \beta) = (2\pi)^{-\frac{1}{2}} \int_{-\infty}^{X_i \beta} \exp\left(\frac{-\tau_i^2}{2}\right) d\tau \quad (10)$$

$$P(y_i = 0) = 1 - \Phi(X_i, \beta) \quad (11)$$

La estimación de los parámetros de este modelo se realiza por máxima verosimilitud (Greene, 1999). De acuerdo con lo anterior, los salarios de mercado y de reserva son explicados por más de una variable y algunos de ellos afectan a ambos simultáneamente. Así las cosas, la variable dependiente toma el valor de uno si un individuo perteneciente a la PET participa en el mercado laboral (es decir, si es miembro de la PEA), y de cero si no participa (es decir, si es miembro de la PEI). Dicha variable representa entonces la probabilidad de que un individuo participe o no en el mercado de trabajo.

4.2. Variables utilizadas en el modelo

Los datos que se utilizan para la estimación econométrica son el conjunto de registros de la Encuesta Continua de Hogares (ECH) del DANE entre 2001 y 2005, correspondientes a la PET (excepto ancianos y minusválidos). Con base en dicha información se estiman tres modelos *probit* para el período completo: el primero para trece áreas, el segundo para Ibagué y el último para Ibagué y las trece áreas simultáneamente, esto con el fin de realizar comparaciones, ya que mientras el primer y segundo modelos muestran el efecto de una variable sobre la probabilidad de participación en las trece áreas y en Ibagué, respectivamente, el tercer modelo, por ejemplo, muestra el efecto de las variables de Ibagué sobre la probabilidad de participar respecto del promedio de trece áreas.

Las variables independientes del modelo econométrico buscan dar información sobre los efectos de las dos variables del modelo teórico, el salario de mercado y el salario de reserva. Por tal razón, se seleccionaron variables como educación, edad, número de desempleados en el hogar, número de niños menores de seis años, existencia de minusválidos en el hogar, posición en el hogar, estado civil y como *proxy* de riqueza del individuo se tuvo en cuenta el estrato socioeconómico⁹. Asimismo, se consideraron el género, la condición de estudiante o no de la persona, variables *dummies* de trimestre y año para capturar los efectos estacionales y una variable *dummy* para la ciudad de Ibagué, dependiendo del modelo. En la tabla 2 se presentan todas las variables que se tuvieron en cuenta.

En la tabla 3 se presentan algunas características asociadas a las variables consideradas, diferenciando cada segmento de población (PEA, PEI y PET) tanto para Ibagué como para el promedio nacional. Se observa que la proporción de personas en secundaria completa y educación superior es mayor para los activos que para los inactivos, mientras que lo contrario sucede para los niveles de educación inferior. Nótese que las personas con educación superior en Ibagué tienen menor participación tanto en la PEA como en la PET.

La composición por grupos de edad muestra que en la PEI hay una mayor proporción de personas de mayor edad que en la PEA, contrario a lo que sucede con los grupos de edad intermedios. Vale la pena destacar la participación que tiene en la PEA de Ibagué el grupo de edad de 12 a 17 años, superior en 3 puntos porcentuales a su similar para doce áreas. Esta es una de las informaciones más importantes que surge de la tabla 3.

En promedio, la cantidad de niños menores en el hogar es mayor para los activos que para los inactivos, aunque la diferencia no es muy amplia. En la PEA, la mayor proporción de personas son jefes de hogar, superior al caso de la PEI, lo cual podría ser indicativo de que el “jefe” en los hogares es la persona que hace los mayores aportes económicos. Sin embargo, llama la atención que la segunda proporción más alta en la composición de la PEA la tengan los hijos,

⁹Estas variables se seleccionaron siguiendo a Santa María y Rojas (2001), López (2001) y Tenjo y Ribero (1998), entre otros.

lo que podría sugerir un grado de participación mayor de los más jóvenes en el mundo laboral.

Tabla 2. Variables utilizadas

Variablen	Descripción
Educación	Niveles: ninguno, primaria incompleta, primaria completa, secundaria incompleta, secundaria completa y superior.
Edad	Rangos de 5 años: 12 – 17, 18 – 23, 24 – 29, 30 – 35, 36 – 41, 42 – 47, 48 – 53, 54 años y más.
Otros desempleados en el hogar	Número de otros desempleados (distintos del entrevistado).
Niños menores en el hogar	Número de niños menores de 6 años.
Existencia de minusválidos en el hogar	Dicótoma: si hay miembros en el hogar con esta característica, toma el valor de 1 en tal caso, sino toma el valor de 0.
Posición en el hogar	Jefe, cónyuge, hijo, otro pariente y no pariente.
Estado civil	Unión libre, casado, viudo, divorciado y soltero.
Estrato socioeconómico	Niveles: estratos 1, 2, 3, 4, 5 y 6.
Género	Dicótoma: si es hombre toma el valor de 1, si no toma el valor de 0.
Estudia actualmente	Dicótoma: si estudia toma el valor de 1, de lo contrario 0.
Trimestrales	<i>Dummy</i> : Trimestre 1: enero – marzo; trimestre 2: abril – junio; trimestre 3: julio – septiembre; trimestre 4: octubre - diciembre.
Anuales	Año 1 = 2001, año 2 = 2002, año 3 = 2003, año 4 = 2004, año 5 = 2005.
Ibagué	Toma el valor de 1 si se trata de Ibagué y 0 si se trata del resto.

La proporción de hombres y mujeres en la PEA es similar, mientras que en los inactivos existe una mayor proporción de mujeres. La edad promedio de los activos es mayor que la de los inactivos y lo mismo puede decirse del nivel educativo (años promedio de estudio) y de la experiencia, debido al peso de inactivos, jubilados y pensionados.

El análisis para Ibagué de las variables nivel educativo, grupos de edad, niños menores en el hogar y la posición en el hogar es muy similar y va en la misma dirección del de las doce áreas. La proporción de hombres y mujeres

Tabla 3. Media de las variables del modelo

Variables		PEI		PEA		PET	
		Doce áreas	Ibagué	Doce áreas	Ibagué	Doce áreas	Ibagué
Nivel educativo	Ninguna	0,03	0,04	0,02	0,02	0,02	0,03
	Primaria incompleta	0,10	0,11	0,08	0,09	0,09	0,09
	Primaria completa	0,16	0,16	0,14	0,15	0,14	0,15
	Secundaria Incompleta	0,41	0,43	0,22	0,24	0,28	0,29
	Secundaria completa	0,14	0,13	0,28	0,27	0,23	0,23
	Superior	0,16	0,13	0,27	0,23	0,23	0,20
Grupos de edad	Edad 12 – 17	0,37	0,41	0,03	0,06	0,15	0,16
	Edad 18 - 23	0,16	0,12	0,16	0,16	0,16	0,15
	Edad 24 - 29	0,06	0,05	0,17	0,15	0,13	0,12
	Edad 30 - 35	0,05	0,04	0,16	0,15	0,12	0,12
	Edad 36 - 41	0,05	0,04	0,16	0,15	0,12	0,12
	Edad 42 - 47	0,05	0,05	0,13	0,12	0,10	0,10
	Edad 48 - 53	0,06	0,06	0,09	0,09	0,08	0,08
	Edad > 54	0,20	0,23	0,08	0,10	0,12	0,13
Otros desempleados en el hogar		0,32	0,44	0,31	0,44	0,31	0,44
Niños menores en el hogar		0,19	0,21	0,25	0,27	0,23	0,25
Existencia de minusválidos en el hogar		0,13	0,14	0,11	0,12	0,12	0,13
Posición en el hogar	Jefe	0,15	0,16	0,40	0,39	0,32	0,32
	Cónyuge	0,25	0,24	0,19	0,21	0,21	0,22
	Hijo	0,45	0,44	0,28	0,29	0,33	0,33
	Otro pariente	0,14	0,15	0,10	0,09	0,11	0,11
	No pariente	0,01	0,02	0,03	0,02	0,03	0,02
Estado civil	Unión libre	0,12	0,12	0,23	0,26	0,19	0,23
	Casado	0,23	0,21	0,29	0,26	0,27	0,25
	Viudo	0,05	0,06	0,02	0,02	0,03	0,03
	Separado o divorciado	0,05	0,06	0,11	0,12	0,09	0,11
	Soltero	0,55	0,55	0,35	0,33	0,42	0,39
Estrato	Estrato 1	0,07	0,01	0,07	0,01	0,07	0,01
	Estrato 2	0,26	0,18	0,26	0,19	0,26	0,19
	Estrato 3	0,42	0,54	0,43	0,56	0,43	0,55
	Estrato 4	0,15	0,22	0,14	0,20	0,15	0,20
	Estrato 5	0,07	0,05	0,06	0,04	0,06	0,05
	Estrato 6	0,03		0,03		0,03	

Tabla 3 (continuación). Media de las variables del modelo

Género (% de hombres)	0,33	0,32	0,52	0,50	0,46	0,45
Estudia actualmente	0,45	0,47	0,08	0,10	0,20	0,20
Ibagué	0,02		0,02		0,02	
Edad (años)	31,72	31,98	35,71	35,56	34,38	34,59
Escolaridad (años de estudio)	9,32	8,89	11,33	10,68	10,66	10,20
Experiencia (años)	16,04	16,92	17,49	18,06	17,00	17,75

Fuente: HSG (2005) y ECV (2003), cálculos propios.

en la PEA es balanceada, mientras que para los inactivos, existe una mayor proporción de mujeres. La edad promedio de los activos es mayor que la de los inactivos y lo mismo puede decirse del nivel educativo o años de estudio promedio y de la experiencia.

Las principales diferencias radican en que para las doce áreas distintas de Ibagué, en los años de estudio promedio, la PET reporta 10,66 años, mientras que para Ibagué reporta 10,20 años. Esto puede mostrar que las personas en Ibagué a temprana edad salen al mundo laboral, dejando sus estudios a un lado y afectando la participación laboral en esta ciudad. Por ello, los años de experiencia promedio en Ibagué (17,8) son superiores a los de doce áreas (17). Adicionalmente, si observamos el nivel educativo podemos afirmar que la proporción de personas pertenecientes a la PEA que se encuentran en los niveles educativos más altos, es inferior en Ibagué que en el promedio de doce áreas.

Finalmente, se destaca la alta participación que tienen los estratos 3 y 4 en la ciudad de Ibagué y la baja participación de los estratos 1 y 2 en relación con el promedio de doce áreas. Dado que, al parecer, en Ibagué no hay estrato 6, no parece que durante el período de estudio se hayan presentado situaciones de extrema desigualdad, a juzgar por dichas proporciones.

4.3. Estimación y resultados del modelo de participación laboral

A continuación se presentan los modelos seleccionados para explicar la participación: el primero relativo a trece áreas, el segundo a Ibagué y el tercero a trece áreas e Ibagué, conjuntamente. La importancia de esta estrategia de modelación radica en la posibilidad de comparar la probabilidad de participación en el promedio de trece áreas, por un lado, en Ibagué por el otro y la probabilidad relativa.

La estimación de los modelos se realizó, corrigiendo por heterocedasticidad, para los cinco años como un *pooled-probit*. En cuanto al modelo de trece áreas (tabla 4), todos los parámetros estimados resultan significativos al 5 %, a excepción del estrato 5. Para los cuatro primeros años existe una mayor probabilidad de participación respecto al 2005 (año de comparación), reflejando la disminución que ha tenido la TGP en el promedio de trece áreas para el último año. Se encontró, asimismo, que en Ibagué, ciudad de referencia, las personas

tienen una mayor probabilidad de participar en comparación con el resto de las áreas del país.

Para el período analizado, la probabilidad de participar en los tres primeros trimestres de cada año se reduce respecto al cuarto trimestre. La mayoría de los coeficientes de cada una de las variables tiene el signo esperado: este es el caso de la cantidad de niños menores en el hogar (negativo), la cual reduce la probabilidad de participar; el número de otros desempleados en el hogar (positivo), el cual impulsa la participación laboral y podría estar reflejando, por lo tanto, el llamado “efecto del trabajador adicional”; la existencia de minusválidos en el hogar (negativo), quienes, así como los niños menores de seis años, demandan cuidado; y si la persona se encuentra estudiando en la actualidad (negativo).

El estrato, como proxy de ingresos no laborales, sugiere que la probabilidad de participar debe ser menor a medida que aumenta la riqueza. Como variable de comparación se utiliza el estrato 6; por ello, los estratos más bajos reportan una mayor probabilidad de participar en el mercado laboral respecto de este, reflejando el impacto de un menor nivel de riqueza. Sin embargo, esto no sucede con el estrato 5, aunque el coeficiente no resultó significativo.

El nivel educativo al cual corresponde la mayor probabilidad de participar respecto al nivel de “ninguna educación” es “superior completa”. El efecto de la educación se ve en el signo positivo de los coeficientes desde el nivel de la primaria incompleta hasta el nivel superior.

El modelo muestra que la probabilidad de participar de los hombres, en comparación con las mujeres, es mayor para el período 2001–2005. En materia de edad, se verifica la predicción del ciclo de vida; esto es, existe una menor probabilidad de participar en el mercado laboral en los primeros rangos de edad la cual va aumentando en la medida en que la edad aumenta hasta que, finalmente, se hace negativa de los 48 años en adelante.

Los cónyuges tienen menor probabilidad de participar en el mercado laboral, contrario a lo que sucede con “jefes” e “hijos”. En general, los signos de los coeficientes de la posición en el hogar de las personas son los esperados ya que los jefes de hogar y los “no parientes” tienen mayor probabilidad de participar respecto del “otro pariente” del hogar, que es la variable de comparación.

En relación con el estado civil, la mayor participación relativa la tienen unión libre, separados o solteros, frente a las personas casadas. Las personas viudas tienen menor probabilidad de participación, debido, posiblemente, a las herencias y las pensiones obtenidas al fallecer el cónyuge.

Los efectos marginales sugieren que las personas de Ibagué tienen una probabilidad de participación 10 % superior en comparación al resto de las trece áreas del país; un niño menor de seis años reduce la probabilidad de participar en 1,2 % y la existencia de minusválidos en el hogar lo hace en un 1,6 %. La probabilidad de participación de una persona aumenta en 22,8 % si tiene nivel educativo superior; si pertenece al grupo de personas de 30 a 35 años de edad esta probabilidad aumenta en 9,8 %, en relación con el grupo de 42 a 47 años de edad.

Tabla 4. Modelo *probit* para trece áreas

Grupo	Variables	Coficiente	Error estándar robusto	z	$P > z $	Efectos marginales
	Observación de Ibagué	0,339	0,006	59,470	0,000	0,103
Años	2001	0,059	0,006	9,900	0,000	0,020
	2002	0,057	0,006	9,430	0,000	0,019
	2003	0,071	0,006	11,790	0,000	0,024
	2004	0,000	0,006	0,030	0,978	0,000
Trimestre	Primer trimestre	-0,045	0,005	-8,330	0,000	-0,015
	Segundo trimestre	-0,067	0,005	-12,560	0,000	-0,023
	Tercer trimestre	-0,031	0,005	-5,770	0,000	-0,011
	Niños menores	-0,037	0,004	-9,100	0,000	-0,013
	Otros desempleados	0,049	0,003	16,460	0,000	0,017
	Minusválidos	-0,047	0,006	-7,890	0,000	-0,016
Estrato	Estrato 1	0,193	0,015	13,010	0,000	0,062
	Estrato 2	0,194	0,014	13,960	0,000	0,064
	Estrato 3	0,135	0,014	9,860	0,000	0,045
	Estrato 4	0,036	0,014	2,500	0,012	0,012
	Estrato 5	-0,001	0,016	-0,070	0,942	0,000
Nivel educativo	Primaria incompleta	0,162	0,012	13,350	0,000	0,052
	Primaria completa	0,183	0,012	15,530	0,000	0,059
	Secundaria incompleta	0,236	0,012	20,070	0,000	0,076
	Secundaria completa	0,356	0,012	29,670	0,000	0,113
	Superior	0,794	0,013	61,090	0,000	0,229
	¿Estudia?	-1,299	0,007	-178,68	0,000	-0,476
	Género	0,553	0,005	115,960	0,000	0,182
Grupos de edad	Edad 12 – 17	-1,107	0,011	-103,48	0,000	-0,413
	Edad 18 – 23	-0,272	0,009	-31,230	0,000	-0,096
	Edad 24 – 29	0,230	0,009	26,610	0,000	0,073
	Edad 30 – 35	0,312	0,009	36,630	0,000	0,097
	Edad 36 – 41	0,241	0,008	29,110	0,000	0,077
	Edad 48 – 53	-0,250	0,009	-28,780	0,000	-0,089
	Edad > 54	-1,109	0,008	-138,91	0,000	-0,416
Posición en el hogar	Jefe	0,440	0,008	58,460	0,000	0,140
	Cónyuge	-0,326	0,009	-37,230	0,000	-0,115
	Hijo	0,073	0,006	11,370	0,000	0,024
	No pariente	0,673	0,014	48,670	0,000	0,178
Estado civil	Unión libre	0,156	0,006	26,010	0,000	0,051
	Viudo	-0,317	0,011	-28,940	0,000	-0,115
	Separado o divorciado	0,116	0,008	13,760	0,000	0,038
	Soltero	0,141	0,008	17,510	0,000	0,047
	Constante	0,143	0,021	6,870	0,000	
	Log Likelihood	-681,961				
	p -pseudo R^2	0,3420				
	Número de observaciones	1,626,744				
	Wald χ^2 (38)	211,616				
	Prob > χ^2	0,00				

Fuente: ECH - cálculos de los autores.

El modelo correspondiente a la ciudad de Ibagué (tabla 5) contiene las mismas variables del modelo de trece áreas. Los signos de todos los coeficientes estimados son los esperados.

De acuerdo con los resultados, la probabilidad de participar para todos los años es superior respecto al 2005; aunque hay una disminución importante en 2004. Para los primeros trimestres del período 2000 - 2005, la probabilidad de participar es menor en comparación con el último trimestre. Dada la falta de significancia estadística, la probabilidad de participar en el segundo y tercer trimestres no se ve modificada.

Como acabamos de señalar, los signos de los coeficientes para niños menores, otros desempleados y minusválidos son los esperados de acuerdo con la teoría económica y se comportan en el mismo sentido que para las trece áreas. Los efectos marginales en el modelo correspondientes a estas últimas (tabla 4) y a Ibagué (tabla 5) sugieren que la presencia en el hogar de un niño menor de 6 años reduce la probabilidad de participar en el mercado laboral en un 1,3 % y 1,8 %, respectivamente. Por otro lado, la existencia de minusválidos en el hogar reduce en mayor medida la probabilidad de participación en las trece áreas (1,6 %) que en Ibagué (1,2 %).

La variable estrato, como proxy del ingreso no laboral, se comporta en la misma forma que en el caso de trece áreas; es decir, la participación es mayor en los estratos más bajos, que en el estrato más alto.

En apariencia, en Ibagué no hay estrato 6, lo que podría estar indicando que, en cierta medida, el nivel de vida es mucho menor y que el ingreso de la fuerza laboral, en términos reales, es inferior al promedio de las trece áreas (figura 4).

En cuanto al nivel educativo, la probabilidad de participar es menor desde los niveles más bajos de educación, con respecto a variable de comparación (“ninguna educación”), situación muy similar a la del promedio de las trece áreas. El costo de oportunidad que implica estar estudiando se resume por el coeficiente de la variable “¿estudia?”, según el cual realizar esta actividad reduce la probabilidad de participar en un 47 % en comparación con aquellas personas que no están estudiando.

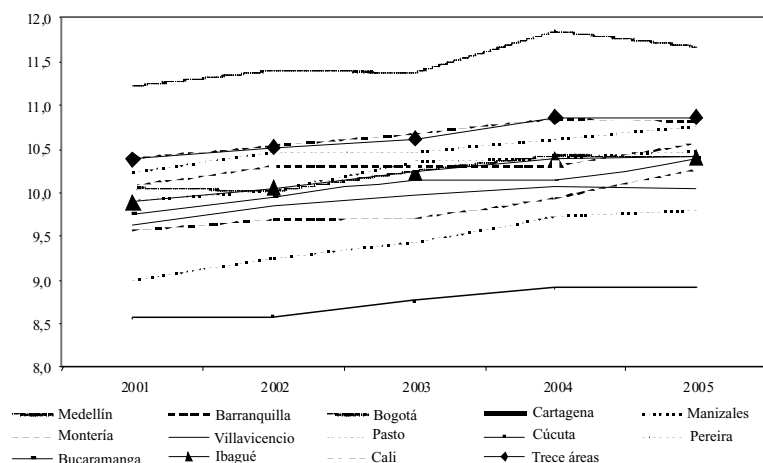
Esto se puede complementar de la siguiente manera. Según la figura 8, el nivel promedio de educación en Ibagué está por debajo del promedio (seguramente influenciado por Bogotá) y aunque tiene una tendencia creciente, sugiere que la gente joven deja de estudiar y se dedica a buscar trabajo, convirtiéndose en población económicamente activa. Ciudades como Cúcuta, Pereira, Montería, Villavicencio y Bucaramanga son también casos preocupantes.

En Ibagué, la probabilidad de participación de los hombres aumenta 15,4 % en relación con la de las mujeres, mientras que para trece áreas esa variación se ubica en 18 %. Esto se puede observar en la TGP por género para las trece áreas y para Ibagué: hay una mayor brecha entre la participación de hombres y mujeres en las trece áreas que en Ibagué, es decir que el grado de participación de las mujeres en dicha ciudad es superior al total de trece áreas (figura 9).

Tabla 5. Modelo *probit* para estimar la probabilidad de participar en la ciudad de Ibagué

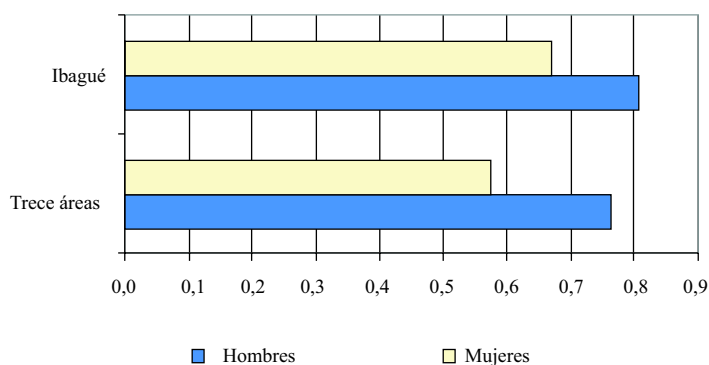
Grupo	Variables	Coefficiente	Error estándar robusto	z	$P > z $	Efectos marginales
Año	2001	0,129	0,016	8,250	0,000	0,046
	2002	0,112	0,016	7,240	0,000	0,040
	2003	0,126	0,016	7,910	0,000	0,045
	2004	0,075	0,016	4,800	0,000	0,027
Trimestre	Primer trimestre	-0,045	0,014	-3,210	0,001	-0,016
	Segundo trimestre	-0,006	0,014	-0,420	0,675	-0,002
	Tercer trimestre	0,013	0,014	0,950	0,344	0,005
	Niños menores	-0,050	0,010	-4,780	0,000	-0,018
	Otros desempleados	0,043	0,007	6,240	0,000	0,016
	Minusválidos	-0,033	0,015	-2,210	0,027	-0,012
Estrato	Estrato 1	0,181	0,049	3,680	0,000	0,063
	Estrato 2	0,151	0,026	5,800	0,000	0,053
	Estrato 3	0,104	0,024	4,350	0,000	0,037
	Estrato 4	-0,016	0,025	-0,660	0,512	-0,006
Nivel educativo	Primaria incompleta	0,147	0,031	4,710	0,000	0,052
	Primaria completa	0,150	0,030	5,000	0,000	0,052
	Secundaria incompleta	0,223	0,030	7,440	0,000	0,077
	Secundaria completa	0,263	0,031	8,590	0,000	0,089
	Superior	0,692	0,033	21,110	0,000	0,203
	¿Estudia?	-1,291	0,018	-70,970	0,000	-0,472
	Género	0,485	0,012	39,000	0,000	0,154
Grupos de edad	Edad 12 - 17	-0,878	0,029	-30,780	0,000	-0,339
	Edad 18 - 23	-0,108	0,024	-4,430	0,000	-0,040
	Edad 24 - 29	0,274	0,024	11,220	0,000	0,093
	Edad 30 - 35	0,348	0,024	14,250	0,000	0,115
	Edad 36 - 41	0,281	0,023	12,020	0,000	0,095
	Edad 48 - 53	-0,220	0,023	-9,670	0,000	-0,083
	Edad ≥54	-1,060	0,020	-52,210	0,000	-0,402
Posición en el hogar	Jefe	0,341	0,021	16,460	0,000	0,113
	Cónyuge	-0,345	0,025	-13,760	0,000	-0,132
	Hijo	0,147	0,018	8,370	0,000	0,052
	No pariente	0,306	0,036	8,540	0,000	0,103
Estado civil	Unión libre	0,188	0,016	11,880	0,000	0,065
	Viudo	-0,354	0,028	-12,600	0,000	-0,136
	Separado o divorciado	0,098	0,023	4,280	0,000	0,035
	Soltero	0,066	0,023	2,800	0,005	0,024
	Constante	0,459	0,049	9,420	0,000	
	Log Likelihood	-44.924.547				
	p -seu R^2	0,3164				
	Número de observaciones	112.587				
	Wald $\chi^2(37)$	29.783.86				
	Prob $> \chi^2$	0,0000				

Fuente: ECH - cálculos de los autores

Figura 8. Años de educación (escolaridad) promedio

Fuente: ECH - cálculos de los autores

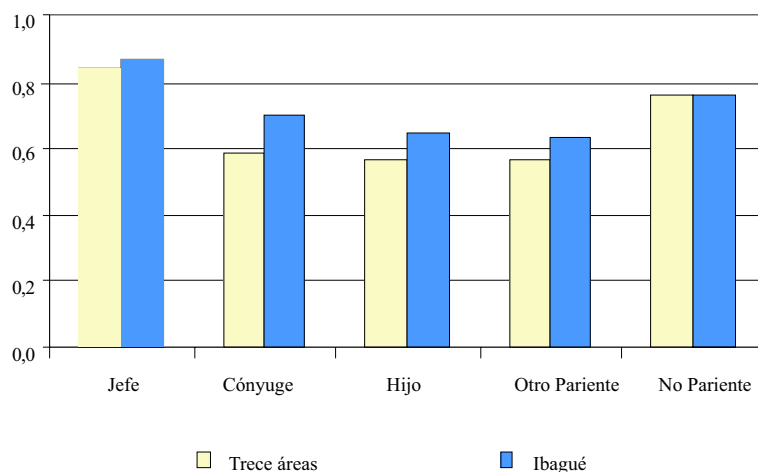
Aunque existe una menor probabilidad de ingresar al mercado laboral en los primeros rangos de edad, en comparación con el grupo de 42 a 48 años, en Ibagué esta probabilidad es menor que en el promedio de las trece áreas. Por ejemplo, para estas últimas, el cambio en la probabilidad de participar respecto al primer grupo de edad es de 41,3 % mientras que en Ibagué esa probabilidad es de 33,9 % (tabla 5).

Figura 9. TGP por género

Fuente: ECH - cálculos de los autores

La posición en el hogar confirma lo dicho anteriormente: en Ibagué la probabilidad de participación en el caso de los hijos aumenta 5,2 % en relación con los no parientes (variable de comparación), mientras que para las trece áreas esta probabilidad es únicamente de 2,4 % (figura 10). Esto guarda relación, en cierta medida, con la mayor participación de aquellas personas con los niveles educativos más bajos.

Figura 10. TGP según posición en el hogar



Fuente: ECH - cálculos de los autores

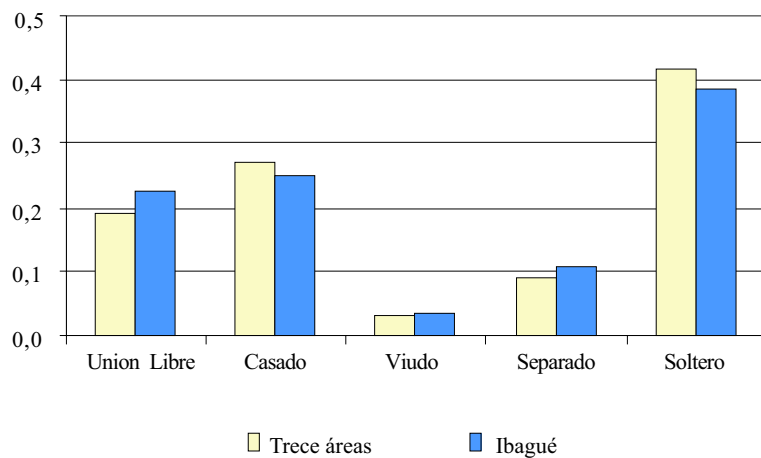
En cuanto al estado civil, el cambio en la probabilidad de participar de las personas que se encuentran en unión libre es superior al de las casadas en 6,5 %, mientras que para las personas separadas y solteras los aumentos son de 3,5 % y 2,4 %, respectivamente. Esta situación es bastante particular si se observa el comportamiento de las variables del estado civil para este modelo. Por ejemplo, la figura 11 muestra que, en términos promedio, en las trece áreas el porcentaje de personas casadas es mayor que en Ibagué, pero con las personas en unión libre sucede lo contrario. Esto es coherente con el efecto marginal de estar en unión libre de las trece áreas (tabla 4), con respecto a los casados, que es de 5 %, cifra menor a la de Ibagué (6,5 %). A pesar de esto, en ambos casos (casado y unión libre) como lo muestra la figura 12, la TGP es superior en Ibagué.

El tercer modelo (tabla 6) incluye las mismas variables de los modelos anteriores para las trece áreas e Ibagué, simultáneamente. Para el caso de las trece áreas se encuentra que los signos y la significancia de los coeficientes de cada una de las variables explicativas son muy similares a los resultados obtenidos con el modelo de la tabla 4.

En el caso de Ibagué se encuentra que para los años 2001 a 2004 la probabilidad de participación fue mayor que la de 2005 y superior a la de las trece áreas. Esta situación se ve reflejada en que la TGP de Ibagué fue superior a la de estas últimas en el período estudiado (figura 3). De la misma forma, la

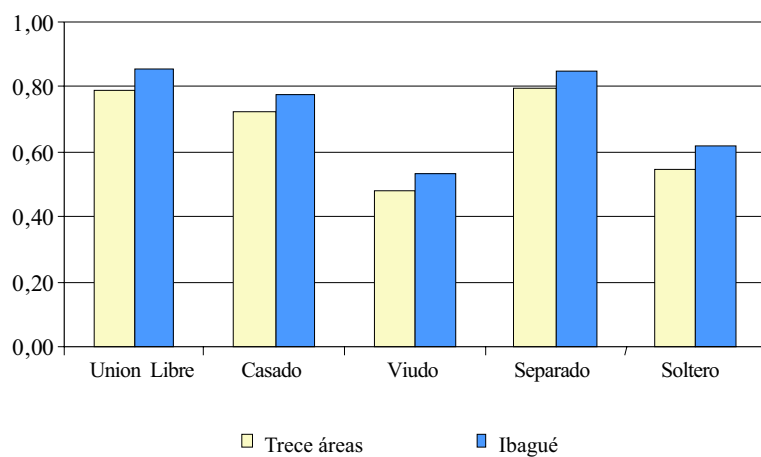
probabilidad de participación aumenta en Ibagué durante el segundo y tercer trimestres del año, en relación con las trece áreas.

Figura 11. Estado civil



Fuente: ECH - cálculos de los autores

Figura 12. TGP por estado civil



Fuente: ECH - cálculos de los autores

Tabla 6. Modelo *probit* para trece áreas metropolitanas e Ibagué

Grupo	Variables	Coeficiente	Error estándar robusto	z	$P > z $	Efectos marginales
	c12	0,318	0,052	6,080	0,000	0,097
Años	2001	0,057	0,006	9,460	0,000	0,019
	2002	0,055	0,006	9,050	0,000	0,018
	2003	0,069	0,006	11,370	0,000	0,023
	2004	-0,001	0,006	-0,240	0,812	0,000
Trimestre	Primer trimestre	-0,045	0,006	-8,160	0,000	-0,015
	Segundo trimestre	-0,069	0,005	-12,570	0,000	-0,023
	Tercer trimestre	-0,032	0,005	-5,840	0,000	-0,011
	Niños menores	-0,037	0,004	-8,890	0,000	-0,012
	Otros desempleados	0,049	0,003	16,040	0,000	0,017
	Minusválidos	-0,047	0,006	-7,780	0,000	-0,016
Estrato	Estrato 1	0,195	0,015	13,150	0,000	0,063
	Estrato 2	0,197	0,014	14,080	0,000	0,064
	Estrato 3	0,136	0,014	9,950	0,000	0,046
	Estrato 4	0,038	0,014	2,650	0,008	0,013
	Estrato 5	-0,001	0,016	-0,030	0,973	0,000
Nivel Educativo	Primaria incompleta	0,162	0,012	13,020	0,000	0,052
	Primaria completa	0,184	0,012	15,180	0,000	0,060
	Secundaria incompleta	0,236	0,012	19,570	0,000	0,077
	Secundaria completa	0,359	0,012	29,080	0,000	0,114
	Superior	0,796	0,013	59,760	0,000	0,230
	¿Estudia?	-1,300	0,007	-175,170	0,000	-0,476
	Género	0,554	0,005	113,930	0,000	0,183
Grupos de Edad	Edad 12 - 17	-1,113	0,011	-101,920	0,000	-0,416
	Edad 18 - 23	-0,275	0,009	-31,000	0,000	-0,097
	Edad 24 - 29	0,229	0,009	26,050	0,000	0,073
	Edad 30 - 35	0,311	0,009	35,910	0,000	0,097
	Edad 36 - 41	0,240	0,008	28,510	0,000	0,076
	Edad 48 - 53	-0,251	0,009	-28,310	0,000	-0,089
	Edad ≥54	-1,110	0,008	-136,240	0,000	-0,416
Posición en el Hogar	Jefe	0,441	0,008	57,580	0,000	0,141
	Cónyuge	-0,325	0,009	-36,490	0,000	-0,115
	Hijo	0,071	0,007	10,910	0,000	0,024
	No pariente	0,681	0,014	48,180	0,000	0,180
Estado Civil	Unión Libre	0,155	0,006	25,410	0,000	0,051
	Viudo	-0,315	0,011	-28,220	0,000	-0,114
	Separado o divorciado	0,117	0,009	13,580	0,000	0,038
	Soltero	0,142	0,008	17,390	0,000	0,048
Años Ibagué	2001	0,072	0,017	4,290	0,000	0,024
	2002	0,057	0,017	3,420	0,001	0,019
	2003	0,057	0,017	3,320	0,001	0,019
	2004	0,077	0,017	4,550	0,000	0,025

Fuente: ECH - cálculos de los autores

Tabla 6 (continuación). Modelo *probit* para trece áreas metropolitanas e Ibagué

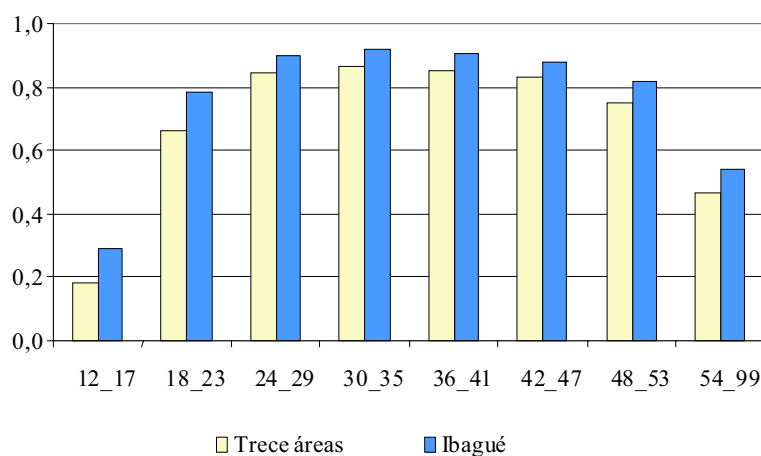
Grupo	Variables	Coefficiente	Error estándar robusto	z	$P > z $	Efectos marginales
Trimestre Ibagué	Primer trimestre	0,000	0,015	0,010	0,991	0,000
	Segundo trimestre	0,063	0,015	4,150	0,000	0,021
	Tercer trimestre	0,045	0,015	3,000	0,003	0,015
	Niños menores	-0,013	0,011	-1,140	0,253	-0,004
	Otros desempleados	-0,006	0,008	-0,780	0,436	-0,002
	Minusválidos	0,013	0,016	0,830	0,409	0,005
Estrato Ibagué	Estrato 1	-0,015	0,051	-0,290	0,770	-0,005
	Estrato 2	-0,046	0,028	-1,660	0,097	-0,016
	Estrato 3	-0,034	0,026	-1,300	0,192	-0,011
	Estrato 4	-0,055	0,027	-2,030	0,042	-0,019
Nivel Educativo Ibagué	Primaria incompleta	-0,015	0,034	-0,450	0,653	-0,005
	Primaria Completa	-0,034	0,032	-1,060	0,289	-0,012
	Secundaria incompleta	-0,013	0,032	-0,390	0,696	-0,004
	Secundaria completa	-0,095	0,033	-2,870	0,004	-0,033
	Superior	-0,105	0,035	-2,960	0,003	-0,036
	Estudia??	0,009	0,020	0,460	0,646	0,003
	Género	-0,070	0,013	-5,210	0,000	-0,024
Grupos de Edad Ibagué	Edad 12 - 17	0,235	0,031	7,690	0,000	0,073
	Edad 18 - 23	0,167	0,026	6,470	0,000	0,054
	Edad 24 - 29	0,045	0,026	1,730	0,084	0,015
	Edad 30 - 35	0,036	0,026	1,400	0,160	0,012
	Edad 36 - 41	0,041	0,025	1,640	0,100	0,014
	Edad 48 - 53	0,031	0,024	1,250	0,210	0,010
	Edad ≥54	0,050	0,022	2,280	0,023	0,017
Posición en el Hogar Ibagué	Jefe	-0,100	0,022	-4,520	0,000	-0,035
	Cónyuge	-0,020	0,027	-0,740	0,458	-0,007
	Hijo	0,076	0,019	4,060	0,000	0,025
	No pariente	-0,375	0,039	-9,710	0,000	-0,138
Estado Civil Ibagué	Unión Libre	0,032	0,017	1,910	0,057	0,011
	Viudo	-0,038	0,030	-1,260	0,206	-0,013
	Separado o divorciado	-0,019	0,025	-0,760	0,448	-0,006
	Soltero	-0,076	0,025	-3,070	0,002	-0,026
	Constante	0,142	0,021	6,720	0,000	
	Log Likelihood	-681.826,920				
	Pseudo R2	0,342				
	Número de Observaciones	1626744				
	Wald chi2(74)	232.577,98				
	Prob > chi2	0,0000				

Fuente: ECH - cálculos de los autores

Los coeficientes correspondientes a las variables: niños menores, otros desempleados y minusválidos, resultaron no significativos, lo cual muestra, posiblemente, que la probabilidad de participar en el mercado laboral en Ibagué no

se afecta por la presencia de estas personas en el hogar, si se compara con el promedio nacional. En cuanto a niveles educativos solamente resultaron significativos “secundaria completa” y “superior”.

Figura 13. TGP por grupos de edad

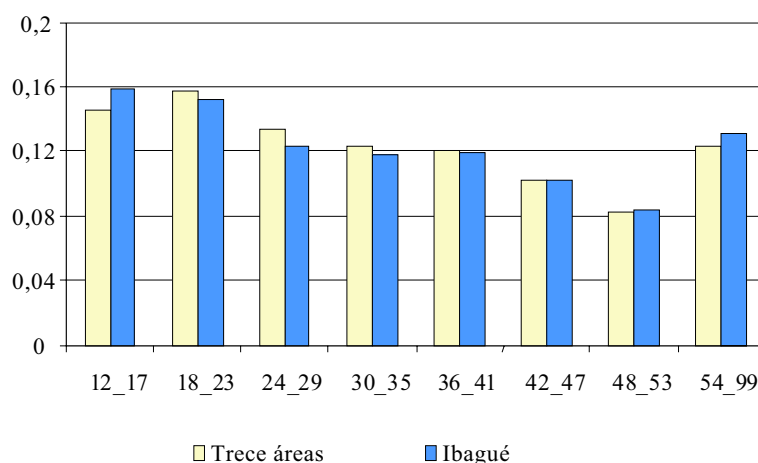


Fuente: ECH - cálculos de los autores

Contrario a lo sucedido con el promedio de las trece áreas, existe una mayor probabilidad de ingresar al mercado laboral en los primeros rangos de edad, con respecto al grupo de 42 a 47 años de edad. Sin embargo, para los de más de 30 años los coeficientes no resultaron significativos. Esta situación puede reflejar, en gran medida, una de las principales razones por las cuáles la TGP de esta ciudad se encuentra muy por encima de las doce áreas restantes y del promedio de las trece (figura 13). Además, si observamos la composición por edad se tiene que la proporción de jóvenes entre 12 y 17 años de edad es mayor en Ibagué que en el promedio de las trece áreas (figura 14). Este es el síntoma del problema fundamental en Ibagué: la alta probabilidad de participar de los jóvenes entre 12 y 17 años.

Finalmente, la probabilidad de participar en el mercado laboral varía en 7,3 %, 5,4 % y 1,5 %, respectivamente, depende de que la persona pertenezca a uno de los tres primeros grupos de edad. Estos valores son superiores a los del grupo de edad de 42 a 47 años de edad (grupo de edad de comparación) y al promedio de las trece áreas. De todas maneras, el hecho fundamental es el aumento en la probabilidad de participar en la ciudad de Ibagué cuando se está en los dos primeros grupos de edad considerados.

Vale la pena resaltar que la unión libre fue la única modalidad de estado civil que resultó significativa y con coeficiente positivo con respecto a la del casado y superior a la del promedio. Esta situación puede reflejar la importancia que ha adquirido esta forma de convivencia en Ibagué y que impulsa la participación laboral de las personas (figura 12).

Figura 14. Composición de la PET por edad

Fuente: ECH - cálculos de los autores

De acuerdo con lo anterior, la situación en Ibagué se identifica con dos grandes hechos. En primer lugar, la mayor participación¹⁰ de todos los grupos de edad frente a sus similares de las trece áreas y, en segundo término, la participación aún mayor de las personas pertenecientes a los grupos de edad de 12 a 17 y de 18 a 23 años.

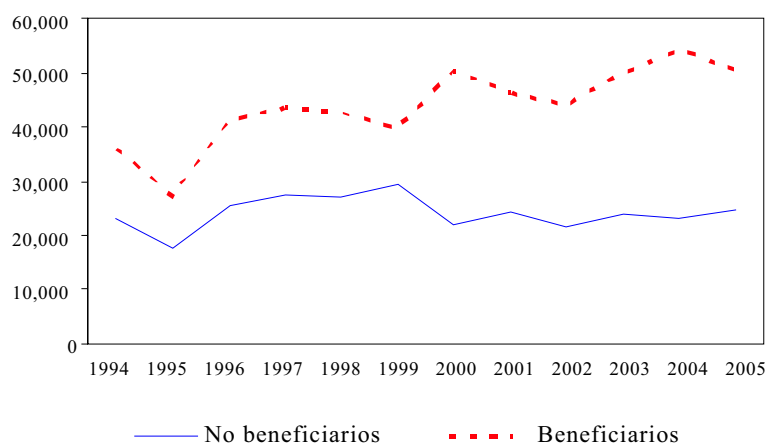
En cuanto al primer elemento, la hipótesis que planteamos es que se ha venido presentando el fenómeno del trabajador adicional. Como resultado, las personas de Ibagué toman la decisión de participar ya que hay una tasa de desempleo muy alta y los ingresos (familiares) han sido muy bajos. Por lo tanto, el desempleo se retroalimenta: hay alta participación, ya que hay alto desempleo. Dando de nuevo una mirada a la tabla 3, la variable “Otros desempleados en el hogar” tiene un valor para Ibagué de 0,44 de la PEA mientras que para las otras doce áreas su valor es de 0,31.

Sobre qué pudo haber detonado este fenómeno existe incertidumbre, pero es posible que en la época de la crisis en Ibagué se hubiera presentado un choque exógeno que recompuso la demanda por trabajo formal (entre beneficiarios y no beneficiarios del subsidio monetario que otorgan las cajas de compensación familiar). Esta explicación proviene de la caída en el número de trabajadores no beneficiarios del subsidio monetario (de altos ingresos) y el aumento en el número de empleados con acceso a dicho subsidio (de menores salarios). Los trabajadores secundarios de los hogares, reaccionando de manera endógena ante la caída en los ingresos familiares, salieron al mercado en busca de un trabajo remunerado.

¹⁰Esto, seguramente, responde a muchos factores, pero, como señalamos en nuestra guía teórica de la sección 3, lo que posiblemente está sucediendo es que el salario de mercado está superando el salario de reserva de las personas. Algunos de los ingredientes que se pueden estar mezclando se explican en el texto.

En efecto, según la figura 15 el número de empleados no beneficiarios del subsidio monetario que entregan las cajas de compensación familiar cayó en el año 2000, al pasar de 29.078 en 1999 a 21.874 en dicho año¹¹, mientras que el número de empleados beneficiarios pasó de 39.551 en 1999 a 50.482 en el 2000. Ese año cayó el aporte nominal del 4 % a las cajas de compensación familiar del departamento del Tolima. Posiblemente, esta caída en los ingresos explica el comportamiento tan persistente de la TGP de Ibagué¹². Reiteramos que esto puede ser síntoma de una caída en los ingresos no laborales de los jóvenes, caída que afectó su salario de reserva y los empujó de manera persistente al mercado laboral (ver panel derecho del diagrama 2). Desafortunadamente, Ibagué no era una de las siete áreas representativas del mercado laboral urbano que cubrió la ECH.

Figura 15. Evolución del empleo afiliado a las Cajas de Compensación Familiar del Tolima



Fuente: Superintendencia del Subsidio Familiar. Se incluyen: Cafasur (Espinal), C.C.F. de Honda, Comfatolima, Comfenalco y Cafastia. (hasta 1997)

En cuanto al segundo elemento podemos destacar lo siguiente. Según la tabla 6, solamente los parámetros asociados a los grupos de edad de 12 a 17 y de 18 a 23 años, correspondientes a Ibagué, son de magnitud importante, significativos y tienen el signo adecuado. Es decir, únicamente en esos dos parámetros se aleja Ibagué de sus similares para el resto del país y esta razón nos lleva a observar con particular atención a dichos grupos de edad. En otras palabras, es en el comportamiento (esto es, el valor de los parámetros estimados)

¹¹Esto significó 11 % de la caída neta en todo el país. Pero debemos tener en cuenta que el total de afiliados que son beneficiarios del subsidio monetario de Ibagué representaron entre 1994 y 2005 entre 1,1 % y 1,9 %, únicamente. Es decir, la caída en Ibagué fue más que proporcional.

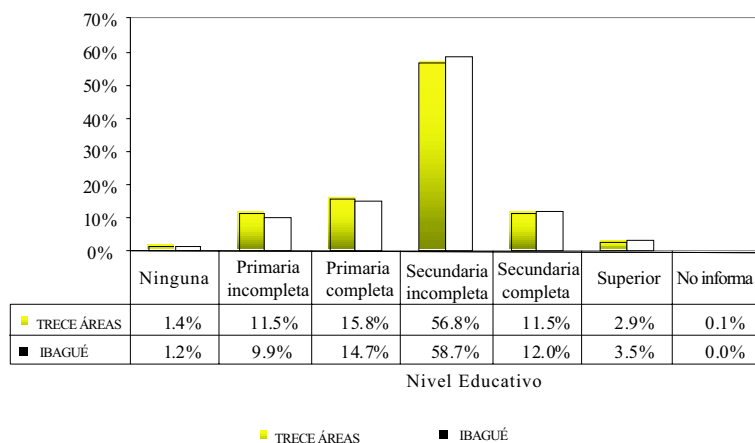
¹²Esta explicación debe ser objeto de una investigación, pero la caída en el empleo formal (afiliado a las cajas de compensación familiar) de “altos ingresos” en el año 2000 es una coincidencia que valdría la pena explorar.

de dichos grupos de personas donde Ibagué es diferente del resto del país. En lo demás, las personas de esa ciudad se comportan de manera similar a las del resto del país.

Este segundo elemento que resaltamos podría ser explicado por el bajo salario relativo de Ibagué, el cual desestimula a las personas a hacer inversiones en capital humano; es decir, como las personas intuyen que el salario real va a ser muy bajo en el futuro, prefieren no incurrir en costos (directos e indirectos) de adquisición de capital humano y más bien deciden ingresar de una vez al mercado laboral, ahora cuando su salario de reserva es bajo frente a lo que ofrece el mercado. La figura 16 muestra el nivel educativo de las personas entre 12 y 17 años que pertenecen a la PEA en trece áreas e Ibagué. Se observa allí que la proporción de personas en Ibagué que tienen secundaria incompleta supera a la de las trece áreas. Sin embargo, como en el caso anterior, esta hipótesis merece una exploración más en sintonía con los estudios de rentabilidad de la educación utilizando las técnicas adecuadas. En este mismo contexto se debería estudiar la oferta relativa de educación a todos los niveles, al igual que sus costos.

Según muestra la figura 16, en la PEA del grupo de 12 a 17 años el grupo que tiene una mayor importancia es el que ha realizado estudios de secundaria sin llegar a terminarla. La ciudad de Ibagué supera en 2 puntos porcentuales su similar para trece áreas. Por lo tanto, una medida coherente consistiría en reducir un porcentaje considerable de la PEA, de tal forma que ésta se ubicara en los niveles promedio de las trece áreas. Posiblemente, políticas que subsidien a la gente joven (de 12 a 17 y de 18 a 23 años) para que adquiera alimentos y cubra sus costos de transporte, de manera que pueda atender sus estudios, podrían contribuir a lograr una reducción en la oferta laboral y la tasa de desempleo de Ibagué.

Figura 16. Nivel educativo del grupo de edad de 12 a 17 años que pertenece a la PEA. Ibagué vs. trece áreas



Fuente: ECH - cálculos de los autores

Una política educativa adecuada debería escolarizar a las personas entre los 12 y 17 años de edad para que retomen o comiencen sus estudios de educación (primaria y secundaria). Si la participación en la PEA de ese grupo de edad bajara de 6 % a 3 %, como en las doce áreas restantes, la TGP de Ibagué se reduciría por lo menos en 2 puntos porcentuales y la tasa de desempleo caería. Una segunda medida que se podría considerar sería la introducción de un salario mínimo inferior a los actuales \$433.700 mensuales (2007), para los más jóvenes de Ibagué; esto para estimular la demanda por el trabajo menos calificado sin aumentar el tamaño del sector informal.

4.4. *Análisis complementario de sensibilidad*

Debido a que las estimaciones de las tablas 4, 5 y 6 se hacen con la base de datos completa (de 2001 a 2005) es importante verificar la incidencia que tienen, durante cada año, los cambios en el comportamiento o reacción de las personas, aproximados a través de los parámetros estimados, y los cambios en las características de las personas, aproximados a través de las variables utilizadas como determinantes de la probabilidad de participar.

Para realizar este ejercicio, en el espíritu de Hotchkiss (2006), se toman los parámetros estimados para cada año y se multiplican por los valores promedio de las variables correspondientes. Este producto permite estimar la probabilidad de participar en el mercado laboral que tendría un agente con las características medias en cada una de las variables. Con esta referencia, se deja variar, en unas ocasiones, el comportamiento de los agentes y, en otras, el valor de las características. Por ejemplo, los parámetros estimados para el año 2001 los multiplicamos por los valores promedio de las variables para cada uno de los años de 2001 a 2005 y tomamos la diferencia entre las probabilidades resultantes.

Para hacerlo más claro, la primera columna de la tabla 7 contiene el año al que corresponden bien los parámetros o bien las características que se dejan fijas. Utilizamos la notación $\Delta\beta$ para denotar un cambio en el comportamiento y ΔX para denotar un cambio en las características. Los subíndices I y TC muestran el área a la que corresponden tanto el comportamiento como las características: Ibagué y las trece áreas, respectivamente.

La primera casilla del panel superior de la primera columna bajo el título Ibagué ($\Delta\bar{X}_I; \bar{\beta}_I$) muestra la diferencia en la probabilidad estimada de participar (0,0045). La primera probabilidad se obtiene utilizando las características del año 2002 y la segunda utilizando las características del año 2001, ambas con los parámetros estimados para el año 2001. Dicho resultado significa que si las personas en Ibagué se hubieran comportado como en el año 2001, los cambios en las variables entre un año y otro hubieran ocasionado una mayor probabilidad (de 0,0045) de participar en el mercado laboral.

En las dos columnas bajo el título de Ibagué se observa que, en general, es mayor el cambio en la probabilidad de participar cuando se modifican los parámetros asociados a Ibagué que cuando se modifican características. Más

Tabla 7. Cambios en probabilidad ante cambios en características ΔX y en el comportamiento $\Delta\beta$

Año	Diferencia	Ibagué		Ibagué – trece áreas			
		$\Delta X_I; \bar{\beta}_I$	$\Delta\beta_I; \bar{X}_I$	$\Delta X_I; \bar{\beta}_{TC}$	$\Delta\beta_{TC}; \bar{X}_I$	$\Delta X_{TC}; \bar{\beta}_I$	$\Delta\beta_I; \bar{X}_{TC}$
2001	2002 - 2001	0,0045	0,0140	0,0045	-0,0100	-0,0016	0,0171
	2003 - 2001	0,0073	0,0058	0,0073	-0,0064	-0,0013	0,0106
	2004 - 2001	-0,0002	0,0443	0,0014	-0,0198	-0,0009	0,0411
	2005 - 2001	-0,0001	0,0922	0,0020	-0,0451	-0,0014	0,0848
	2003 - 2002	0,0028	-0,0082	0,0027	0,0037	0,0003	-0,0065
	2004 - 2002	-0,0047	0,0303	-0,0031	-0,0098	0,0007	0,0241
	2005 - 2002	-0,0045	0,0782	-0,0026	-0,0351	0,0002	0,0677
	2004 - 2003	0,0861	0,0385	-0,0479	-0,0135	0,0869	0,0306
	2005 - 2003	-0,0073	0,0864	-0,0053	-0,0388	-0,0001	0,0742
	2005 - 2004	0,0001	0,0478	0,0006	-0,0253	-0,0005	0,0436
2002	2002 -2001	0,0057	0,0152	0,0070	-0,0076	0,0002	0,0189
	2003 - 2001	0,0092	0,0069	0,0106	-0,0042	0,0008	0,0118
	2004 - 2001	0,0015	0,0455	0,0040	-0,0170	0,0011	0,0440
	2005 - 2001	0,0014	0,0935	0,0043	-0,0417	0,0004	0,0874
	2003 - 2002	0,0035	-0,0083	0,0036	0,0034	0,0006	-0,0071
	2004 - 2002	-0,0042	0,0302	-0,0030	-0,0094	0,0009	0,0251
	2005 - 2002	-0,0043	0,0783	-0,0027	-0,0341	0,0002	0,0685
	2004 - 2003	-0,0077	0,0386	-0,0066	-0,0128	0,0003	0,0322
	2005 - 2003	-0,0078	0,0866	-0,0063	-0,0375	-0,0004	0,0755
	2005 - 2004	0,0000	0,0480	0,0004	-0,0247	-0,0007	0,0434
2003	2002 -2001	0,0056	0,0159	0,0067	-0,0067	-0,0003	0,0192
	2003 - 2001	0,0091	0,0076	0,0100	-0,0037	-0,0002	0,0117
	2004 - 2001	0,0002	0,0454	0,0038	-0,0161	0,0001	0,0437
	2005 - 2001	0,0007	0,0932	0,0041	-0,0407	-0,0007	0,0868
	2003 - 2002	0,0035	-0,0083	0,0033	0,0031	0,0002	-0,0075
	2004 - 2002	-0,0053	0,0295	-0,0029	-0,0094	0,0005	0,0245
	2005 - 2002	-0,0048	0,0772	-0,0026	-0,0340	-0,0003	0,0677
	2004 - 2003	-0,0089	0,0378	-0,0062	-0,0124	0,0003	0,0320
	2005 - 2003	-0,0084	0,0855	-0,0058	-0,0370	-0,0005	0,0751
	2005 - 2004	0,0005	0,0478	0,0004	-0,0246	-0,0008	0,0431
2004	2002 - 2001	0,0056	0,0157	0,0073	-0,0075	0,0013	0,0191
	2003 - 2001	0,0469	0,0062	-0,0025	-0,0040	0,0318	0,0116
	2004 - 2001	0,0017	0,0462	0,0042	-0,0170	0,0021	0,0442
	2005 - 2001	0,0030	0,0936	0,0046	-0,0420	0,0028	0,0866
	2003 - 2002	0,0027	-0,0094	0,0036	0,0035	0,0000	-0,0075
	2004 - 2002	-0,0039	0,0306	-0,0032	-0,0096	0,0009	0,0251
	2005 - 2002	-0,0027	0,0779	-0,0027	-0,0346	0,0016	0,0675
	2004 - 2003	-0,0067	0,0400	-0,0068	-0,0131	0,0009	0,0326
	2005 - 2003	-0,0054	0,0873	-0,0064	-0,0380	0,0015	0,0750
	2005 - 2004	0,0013	0,0473	0,0004	-0,0250	0,0007	0,0424
2005	2002 - 2001	0,0058	0,0155	0,0080	-0,0077	0,0010	0,0189
	2003 - 2001	0,0083	0,0066	0,0117	-0,0042	0,0008	0,0113
	2004 - 2001	0,0012	0,0474	0,0045	-0,0172	0,0009	0,0454
	2005 - 2001	0,0010	0,0932	0,0054	-0,0417	0,0010	0,0873
	2003 - 2002	0,0025	-0,0089	0,0037	0,0035	-0,0002	-0,0076
	2004 - 2002	-0,0046	0,0319	-0,0035	-0,0095	-0,0001	0,0265
	2005 - 2002	-0,0048	0,0777	-0,0026	-0,0340	0,0001	0,0683
	2004 - 2003	-0,0071	0,0408	-0,0072	-0,0130	0,0001	0,0341
	2005 - 2003	-0,0073	0,0866	-0,0063	-0,0375	0,0003	0,0760
	2005 - 2004	-0,0002	0,0458	0,0009	-0,0245	0,0002	0,0419

Fuente: ECH- cálculos de los autores

aún, el cambio en el comportamiento de las personas sugiere que la participación en Ibagué bien hubiera podido ser más alta de lo que realmente ha sido, según se observa en las columnas correspondientes a $\Delta\bar{X}_I$; $\bar{\beta}_I$ y $\Delta\beta_I$; \bar{X}_I .

Las cuatro columnas más a la derecha de la tabla 7, bajo el título Ibagué-trece áreas, muestran, respectivamente, los cambios en la probabilidad de participar si: i) en Ibagué hubieran cambiado las características pero se hubiera mantenido constante el comportamiento promedio (correspondiente al de trece áreas); ii) en Ibagué se hubieran mantenido constantes las características pero hubiera cambiado el comportamiento de las personas (correspondiente al de las trece áreas); iii) en Ibagué se hubiera mantenido constante el comportamiento de las personas pero hubieran cambiado las características (correspondientes a las trece áreas); y, iv) se hubieran presentado cambios de comportamiento pero las características (correspondientes a las trece áreas) se hubieran mantenido constantes.

En las últimas cuatro columnas se ratifica que el comportamiento de las personas en Ibagué hubiera sugerido una mayor participación en el mercado laboral, mientras que el cambio en el comportamiento en las trece áreas habría señalado una caída en la misma. En consecuencia, el problema en la participación habría podido ser mayor de acuerdo con el comportamiento de las personas; sin embargo, la evolución en las características, algunas de las cuales son endógenas, lo atenuó. Por ejemplo, el número de personas desempleadas en el hogar ha venido cayendo y con éste el efecto del trabajador adicional. De igual manera, la proporción de personas con edad entre 18 y 23 años ha perdido participación, lo cual también hace que se reduzca la probabilidad relativa de participar.

5. Algunas conclusiones

La elevada tasa de participación en Ibagué, que se ubica por encima de las otras doce principales áreas que conforman la base de las estadísticas urbanas del mercado laboral colombiano, es una de las principales razones de la elevada tasa de desempleo en dicha ciudad, durante el período 2001–2005. Esta se encuentra asociada a aumentos de la oferta laboral, principalmente de los jóvenes.

El ejercicio econométrico consistió en la estimación de un modelo probit con todas las observaciones entre 2001 y 2005. Esto permitió detectar algunos de los determinantes de la tasa de participación laboral para trece áreas e Ibagué.

Las variables más influyentes fueron: la existencia de otros desempleados en el hogar, ya que a mayor frecuencia de desempleados mayor es la probabilidad de participación de las personas más jóvenes (efecto del trabajador adicional) y ratifica el efecto positivo que tiene la tasa de desempleo sobre la oferta laboral en todo el país. El nivel educativo mostró el signo esperado (positivo) para todos los niveles (con respecto a ningún nivel educativo) y el efecto marginal muestra que la probabilidad de participar para los niveles más bajos de educación se aumenta más en Ibagué que en el promedio de las trece áreas.

La variable relativa a los grupos de edad resultó significativa y mostró los signos esperados. Se observa un comportamiento no lineal del efecto de esta variable en la probabilidad de participar. Por otra parte, la posición en el hogar mostró que “los hijos” tienen una probabilidad de participar mayor en 5,2 % con respecto al otro pariente en el mercado laboral de Ibagué, mientras que en el promedio de las trece áreas, la mayor probabilidad es de 2,4 %. Finalmente, las personas que se encuentran en unión libre participan más en Ibagué (6,6 %) que en las trece áreas (5 %) con respecto a las personas casadas.

Ahora, con el modelo que contrasta las trece áreas e Ibagué, se estimó una mayor probabilidad en Ibagué (aproximadamente 13 % superior al promedio de trece áreas) de ingresar al mercado laboral en los primeros años de edad, con respecto al grupo de 42 a 47 años de edad, la cual va aumentando en la medida que aumentan los grupos de edad. Sin embargo, para el grupo de más de 30 años de edad, los coeficientes no resultaron significativos. La variable “posición en el hogar” mostró que la probabilidad de que “los hijos” participen aumenta en 2,5 % (con respecto al otro pariente) con relación al promedio de las trece áreas. De la misma forma que los otros modelos, la convivencia en unión libre resultó significativa y con coeficiente positivo con respecto al casado y superior a la del promedio de las trece áreas (1,1 %), mostrando la importancia que ha adquirido esta figura en Ibagué y que impulsa directamente a que las personas participen mucho más.

El hecho notable es la mayor participación de las personas de todos los grupos de edad, en relación con la de las trece áreas; sin embargo, se destaca la participación laboral de los jóvenes entre 12 y 17 y entre 18 y 23 años.

Nos hemos planteado dos posibles explicaciones a la mayor participación laboral. En primer lugar, es posible que en la época de la crisis, en Ibagué se haya presentado un choque exógeno que recompuso la demanda por trabajo formal (entre beneficiarios y no beneficiarios del subsidio monetario que otorgan las cajas de compensación familiar). Por tal razón, el número de trabajadores no beneficiarios del subsidio monetario (de altos ingresos) cayó, mientras que el número de empleados con acceso a dicho subsidio (de menores salarios) aumentó. Los trabajadores secundarios de los hogares, reaccionando de manera endógena ante la caída en los ingresos familiares, salieron al mercado en busca de un trabajo remunerado. El fenómeno ha tenido mucha persistencia.

En cuanto a los jóvenes de 12 a 17 años (y de 18 a 23), una posible explicación a su alta tasa de participación laboral tiene que ver con el poco retorno de la educación, dados los bajos ingresos laborales de Ibagué en relación al promedio de las trece áreas. Las personas de estos grupos de edad, al ver lo poco rentable que resulta la educación en términos del valor esperado, podrían dedicarse al mercado laboral desde muy jóvenes.

Si se lograra escolarizar a los jóvenes que no se encuentran estudiando y no han completado su educación básica, la TGP de Ibagué se reduciría de forma importante. Tal reducción contribuiría a una caída posterior de la tasa de desempleo. Por estas razones, en el corto plazo se deben emprender políticas que incentiven la retención escolar (transferencias directas en dinero que

incrementen el salario de reserva de los jóvenes, contingentes a la asistencia continua a los centros educativos y su rendimiento). Una segunda medida que se podría evaluar sería la implementación de un salario inferior al mínimo para estimular la demanda por trabajo de menor experiencia y baja calificación. De todas maneras, ambas medidas de política afectan la comparación entre el salario de reserva y el salario de mercado, lo cual está en el centro de nuestra interpretación del problema de Ibagué.

Referencias

- Arango, L.E. y Posada C.E. (2001). "El desempleo en Colombia". *Borrador de Economía* 176.
- Arango, L.E. y Posada, C.E. (2002). "La participación laboral en Colombia". *Borrador de Economía* 217.
- Arango, L.E. y Posada, C.E. (2005). "Labor participation of married women in Colombia". *Borrador de Economía* 357.
- Becker, G. (1965). "A theory of the allocation of time". *Economic Journal*, 493-517.
- Borjas, G. *Labor Economics* (2000). 2da Edición. Irwin - McGraw - Hill: Madrid.
- Cahuc, P. y Zylberberg A. (2004). *Labor Economics*. Massachusetts Institute of Technology: Massachusetts.
- Castellar, C.P. y Uribe, J.I. (2000). "Determinantes de la participación en el mercado de trabajo del Área Metropolitana de Cali en diciembre de 1998", Universidad del Valle. Documentos de Investigación. Cali
- Castillo, C.M. (2000). "Determinantes de la probabilidad de estar desempleado en el Área Metropolitana de Cali: evidencias micro y macroeconómicas en el período 1988 - 1998", Universidad del Valle. Documentos de Investigación. Cali
- Charry, A. (2003). "La participación laboral de las mujeres no jefes de hogar en Colombia y el efecto del servicio doméstico". *Borrador de Economía* 262.
- Chiappori, P.A. (1988). "Rational household labor supply". *Econometrica* 56, 1, 63-89.
- Chiappori, P.A. (1992). "Collective labor supply and welfare". *The Journal of Political Economy* 100, (51), 437-467.
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). (2003). "Características y tendencias del mercado laboral de Ibagué, 2001 I – 2003 II". Dirección de Metodología y Producción Estadística. *Documentos técnicos sobre el mercado laboral*. Bogotá D.C.
- Deaton, A. y Muellbauer, J. (1980). *Economics and Consumer Behavior*. Cambridge University Press: United Kingdom.

- Econometría S.A. (1998). *Análisis de la población y el mercado laboral en Santa Fe de Bogotá D.C. 1998*. Departamento Administrativo de Planeación Distrital: Bogotá.
- Ehrenberg, R.G. y Smith, R.S. (2006). *Modern Labor Economics, Theory and Public Policy*. 9th Edition. Pearson, Addison Wesley: Boston.
- Greene, W.H. (1998). *Econometric analysis*. Prentice Hall: New York.
- Gronau, R. (1973). "The effect of children on the housewife's value of time". *Journal of Political Economy* 81, (2).
- Gujarati, D.N. (1997). *Econometría básica*. 3^a. Ed. McGraw Hill: Colombia.
- Hotchkiss, J.L. (2006). "Changes in Behavioral and Characteristic Determination of Female Labor Force Participation, 1975–2005". *Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review*, Second Quarter, 1-20.
- Maddala, G.S. (1983). *Limited dependent and qualitative variables in econometrics*. Cambridge University Press: United Kingdom
- Nicholson, W. (2004). *Teoría microeconómica: principios básicos y aplicaciones*. Madrid
- Posada, C.E. y González, A. (1997). *El mercado laboral urbano: empleo, desempleo y salario real en Colombia entre 1985 y 1996*. Banco de la República: Bogotá.
- Santa María, M. y Rojas, N. (2001). "La participación laboral: ¿qué ha pasado y qué podemos esperar?" *Archivos de Macroeconomía (DNP)* 146.
- Tenjo, J. y Ribero, R. (1998). "Participación, desempleo y mercados laborales en Colombia". *Archivos de Macroeconomía (DNP)* 81.
- Wooldridge, J. (2002). *Econometrics Analysis of Cross section and Panel Data*. MIT Press: Massachusetts.