

¿Cómo deciden los individuos en el mercado laboral? Modelos y estimaciones para Colombia

José Ignacio Uribe, Carlos Humberto Ortiz y Juan Byron Correa*

–Introducción. –I. Marco teórico. –II. Los determinantes de la elección binaria o dicotómica. –III. Un modelo de respuesta múltiple. –Conclusiones. –Bibliografía

Primera versión recibida en febrero de 2006; versión final aceptada en junio de 2006

Introducción

El análisis neoclásico tradicional del mercado laboral parte del supuesto implícito de que las características del trabajador—las condiciones de la oferta—son las determinantes de las decisiones laborales individuales. Desde este enfoque, los agentes escogen voluntariamente sus opciones: participación o inactividad, empleo o desempleo, trabajo formal o informal, etc. Estas escogencias, según los neoclásicos, se ciñen al principio de maximización del bienestar sujeto a diferentes restricciones: tiempo disponible, dotacio-

* José Ignacio Uribe García: Departamento de Economía de la Universidad del Valle. Miembro del Grupo de Investigación en Economía Laboral y Sociología del Trabajo. Dirección electrónica: josuribe@univalle.edu.co. Dirección postal: Universidad de Valle. Departamento de Economía. Apartado aéreo 25360. Cali, Colombia. Carlos Humberto Ortiz Quevedo: Departamento de Economía de la Universidad del Valle. Miembro del Grupo de Investigación en Economía Laboral y Sociología del Trabajo. Dirección electrónica: ortizc@univalle.edu.co. Dirección postal: Universidad de Valle. Departamento de Economía. Apartado aéreo 25360. Cali, Colombia. Juan Byron Correa Fonnegra: Departamento de Economía de la Universidad del Valle. Miembro del Grupo de Investigación en Economía Laboral y Sociología del Trabajo. Dirección electrónica: jbcorrae@univalle.edu.co. Dirección postal: Universidad de Valle. Departamento de Economía. Apartado aéreo 25360. Cali, Colombia. Agradecemos los aportes de un evaluador anónimo. Este artículo es resultado de un proyecto de investigación sobre informalidad laboral financiado por el Banco de la República (Proyecto 1.423 de la Fundación de la Promoción de la Investigación y la Tecnología) y la Universidad del Valle.

nes iniciales de riqueza y de capital humano, etc. Por tanto, para el enfoque neoclásico del mercado laboral la estructura de la economía y la demanda laboral son irrelevantes o su impacto es poco significativo; el supuesto implícito es que el trabajador individual siempre puede escoger porque la demanda laboral se supone amplia y diversa.

En la visión que guió esta investigación, los trabajadores sí escogen, sí deciden, como plantean los neoclásicos, pero la amplitud del rango de opciones está determinada por la estructura económica. Desde esta visión alternativa, la estructura de la demanda sí importa puesto que, en equilibrio, sólo se pueden crear los puestos formales que demanda el sector moderno de la economía. Desde esta perspectiva resultan entonces interesantes las siguientes preguntas. En primer lugar, nos preguntamos qué tan significativas son las características de la oferta laboral en la explicación del conjunto de decisiones que toman los agentes en el mercado laboral. En segundo lugar, nos preguntamos si los agentes económicos en el mercado laboral toman decisiones en secuencia o de forma simultánea. Para responder estas preguntas realizamos estimaciones neoclásicas de las decisiones laborales con dos diferentes aproximaciones: primero en forma secuencial, y luego en forma simultánea. De esta forma analizamos la significación estadística de las variables de la oferta laboral, y discernimos si la estimación simultánea del conjunto de decisiones laborales es más informativa que las estimaciones fragmentadas de las decisiones laborales.

Sobre el primer interrogante es conveniente realizar las siguientes aclaraciones. Aunque en nuestro enfoque la demanda laboral sí es importante, como se señala arriba, las estimaciones realizadas no incluyen el componente de la demanda. Lo impide la limitación de nuestra fuente de información. La Encuesta Nacional de Hogares —ENH— del Departamento Administrativo Nacional de Estadística —Dane—, como es bien conocido, sólo recoge información de los trabajadores. Ello implica que no aporta información que permita caracterizar la demanda laboral. La fuente de información utilizada también explica por qué nuestro análisis sólo va del año 1988 al 2000: después del 2000 la Encuesta Nacional de Hogares fue sustituida por la Encuesta Continua de Hogares, la cual presenta cambios metodológicos que dificultan la comparación intertemporal de las variables laborales.

Para explicar el segundo interrogante es necesario realizar las siguientes consideraciones. Es usual en la literatura encontrar análisis aislados de los diferentes eslabones que componen la cadena de decisiones laborales: 1) participación en la oferta de trabajo, 2) empleo o búsqueda de empleo, dado que se participa, 3) calidad del empleo (formal o informal), dado que se acepta un empleo. Esta orientación al análisis fragmentado no es casual. Si las decisiones de los agentes son racionales y sólo dependen de las características

del trabajador, como piensan los neoclásicos, es natural que el comportamiento completo de los agentes se analice en forma secuencial o por etapas. Para el efecto, se debe considerar cada decisión sujeta a las opciones ya tomadas; la probabilidad estimada de una decisión es simplemente una probabilidad condicional. Pero es posible que los trabajadores piensen y actúen de otra forma. Es posible que el trabajador considere sus opciones teniendo en cuenta el contexto del mercado laboral. Por ejemplo, puede considerar su interacción con otros oferentes y con la demanda esperada y, con base en sus características personales y socioeconómicas, tomar todas sus decisiones laborales simultáneamente. Por demás, no es creíble que alguien decida participar en el mercado laboral sin tener idea al mismo tiempo del puesto al cual aspira. Los agentes actúan inteligentemente y, por tanto, incorporan en su información la demanda esperada y la estructura de la economía. Nuestra hipótesis es, así, que el análisis simultáneo de las decisiones laborales captura mejor el mecanismo de toma de decisiones laborales que el conjunto de los análisis fragmentados.

Hasta donde conocemos, no existe un análisis de las decisiones del mercado laboral en su conjunto. Todos los análisis laborales que conocemos se concentran en la explicación de las decisiones parceladas en el sentido que explicamos arriba. El trabajo clásico de Pencavel (1990) se enfoca en la participación laboral masculina. Killingsworth y Heckman (1986) se concentran, por su parte, en la participación femenina. En Colombia, Ribero y García (1996), Ribero y Meza (1997), Rojas y Santamaría (2001), López (2001) y Arango y Posada (2003), entre otros, analizan la participación en el mercado laboral. Con respecto al desempleo y la duración del mismo se encuentra el trabajo de Layard, Nickell y Jackman (1991), Mortensen (1986), y Lancaster (1979), entre otros. Para Colombia, el análisis de la duración del desempleo se encuentra en López (1988), Núñez y Bernal (1998), Tenjo (1998), y Castellar y Uribe (2003), entre otros. Las decisiones sobre calidad del empleo no tienen una tradición consolidada en la literatura de la economía laboral. Sobre esto volveremos después.

Con respecto a la metodología de estimación empleada es conveniente avanzar que se utilizan dos diferentes aproximaciones. En la primera se supone que las decisiones de los agentes se toman en forma secuencial. Bajo este supuesto, se examina en primer lugar la decisión de participar o no en el mercado laboral —el sustento teórico es el conocido modelo ocio-consumo—. Posteriormente, se examina la decisión de emplearse o seguir buscando, dado que se participa —el sustento teórico se encuentra en los modelos de búsqueda y de duración de desempleo—. Finalmente, una vez que el agente ha decidido emplearse, se examina su decisión sobre la calidad del empleo que acepta: formal o informal. Para cada una de estas estimaciones se utiliza el modelo econométrico bivariado

o binomial. En una segunda aproximación se realiza una estimación multinomial, la cual, como dice su nombre, presupone múltiples alternativas de elección de forma simultánea.

El problema se reduce a modelar la probabilidad de que el individuo tome una decisión. Se utiliza un modelo de escogencia binaria para las decisiones individuales vistas en forma secuencial, y se utiliza un modelo multinomial para la decisión simultánea de un agente entre las siguientes alternativas: inactividad, desempleo, trabajo informal y trabajo formal.

El análisis se concentra en el mercado laboral urbano. Por ello se utiliza la información de las diez principales áreas metropolitanas de Colombia para el período en el cual se aplicó el módulo de informalidad de la Encuesta Nacional de Hogares, o sea 1988-2000. Las áreas mencionadas son Bogotá, Medellín, Cali, Barranquilla, Bucaramanga, Manizales, Pereira, Cúcuta, Pasto y Villavicencio. Las encuestas examinadas corresponden a los meses de junio de los años pares de 1988 a 2000, en las cuales se incluyó el módulo de informalidad laboral. La encuesta de junio de 1990 se excluye del análisis por incompatibilidad con las demás. Según la metodología del Dane, en la Encuesta Nacional de Hogares se entiende por informalidad el conjunto de trabajadores conformado por las siguientes posiciones ocupacionales: los trabajadores por cuenta propia no profesionales ni técnicos, los servidores domésticos, los trabajadores familiares sin remuneración, y los patrones y empleados en empresas de hasta 10 trabajadores.

Después de esta introducción, en la segunda sección se presentan los enfoques teóricos de las decisiones de los agentes en el mercado laboral. La sección tercera se ocupa de la estimación de tres modelos de elección binaria. La cuarta sección presenta la estimación del modelo de decisión múltiple. Las conclusiones se presentan en la sección quinta.

I. Marco teórico

A. Las decisiones en el mercado laboral

En un plano estrictamente microeconómico, el hecho de que un trabajador haga parte del sector informal es el producto de una entre varias decisiones de tipo laboral que puede tomar dicho agente. El problema al que se enfrenta el agente puede considerarse de la siguiente manera: en primera instancia, puede decidir si participa o no en el mercado de trabajo. Una vez que decide participar, la búsqueda de un trabajo le posibilita la recepción de ofertas laborales que puede rechazar o aceptar, es decir, debe decidir entre ser desempleado u ocupado. Finalmente, si sabe que debe emplearse, puede optar por una de dos decisiones, ocuparse en el sector formal o en el informal. Un análisis más detallado podría considerar que, habiéndose decidido ya por el sector informal, aún es

posible elegir si se es trabajador informal unipersonal, familiar o microempresario. Sin embargo, esta última es una posibilidad que se deberá abordar en futuras investigaciones.

Como se observa, el resultado de la toma de decisiones por parte de los agentes crea las siguientes categorías: población económicamente inactiva, población económicamente activa, desempleados y ocupados. Los últimos a su vez se dividen entre formales e informales.

De manera alternativa, como se explicó arriba, se puede considerar que cada agente en realidad toma una sola decisión simultánea, la cual lo ubica automáticamente en alguna de las siguientes categorías: inactivo, desempleado, trabajador formal o trabajador informal. Para sustentar este enfoque se puede argumentar que los individuos no proceden como células aisladas, sino como miembros de una familia que es la verdadera unidad de decisión laboral. Por tanto, la interacción con otros miembros de la familia es importante en la toma de decisiones. Este enfoque es afín al que utiliza Becker (1981) en su conocido análisis de la familia.

Las estimaciones realizadas en este trabajo, tanto las binomiales como la multinomial, se ciñen a la visión neoclásica en el sentido de que la pertenencia a algún grupo del mercado laboral se determina primordialmente desde la oferta, o sea desde el agente económico. En nuestro enfoque, el que se utilizó en una investigación sobre el sector informal (Ortiz y Uribe, 2005), se supone que los agentes sí escogen, pero lo hacen sujetos a unas restricciones de orden macroeconómico que actúan por el lado de la demanda de trabajo: existencia de racionamiento de los empleos de buena calidad, existencia de economías a escala en las empresas u otras características tecnológicas de las firmas. Estas características inciden en la estructura laboral de equilibrio, especialmente en la cantidad de trabajadores que se vinculan efectivamente al sector formal de la economía, pero son claramente variables independientes de los individuos. La importancia de considerar estas restricciones está en que, como se verá adelante, los determinantes de las decisiones en nuestro modelo son altamente significativos pero la bondad de ajuste del mismo es baja.

Una analogía puede ser útil para entender nuestro enfoque. Supóngase que se tiene una grava de tamaño irregular, pero se requiere aquella cuyo diámetro sea inferior a un determinado tamaño. Un cedazo, por supuesto, puede hacer el trabajo. También es necesario un recipiente en el cual se reciba la grava ya cribada. Bien, suponga que la grava es la población en edad de trabajar, el tamaño de los huecos del cedazo representa las características de la oferta laboral requeridas para un trabajo formal, y el recipiente en el que cae la grava representa la demanda por trabajadores formales. Evidentemente, en esta analogía el tamaño del sector formal (el tamaño del recipiente) está determinado por condiciones exógenas, y la escogencia de los trabajadores formales se relaciona con ciertas

características de género, posición en el hogar, educación y experiencia (el tamaño de los huecos del cedazo). Así, la grava del recipiente es siempre grava fina, pero no toda la grava fina queda en el depósito, por el racionamiento del sector formal que representamos con el reducido tamaño del recipiente. De la misma forma, los trabajadores del sector formal cumplen ciertas características deseables para sus empleos, pero no todo el que cumple estas características consigue un empleo en el sector formal. Si el tamaño del recipiente fuera suficientemente grande, el 100% de la grava fina caería en el recipiente y, en consecuencia, el criterio de pertenencia al recipiente estaría dado por el cedazo; este caso sería completamente determinístico. Pero si el tamaño del recipiente es reducido, la pertenencia al recipiente —sector formal— se convierte en un evento estocástico: la probabilidad de quedar en el recipiente (la probabilidad de ser formal) aumenta con el tamaño del mismo.

Como se mencionó anteriormente, las decisiones sobre participación laboral y sobre la duración del desempleo han sido ampliamente analizadas. Por el contrario, no existe un desarrollo investigativo comparable sobre la escogencia de calidad del empleo. En la visión que hemos sustentado se considera cierta peculiaridad de los países de menores ingresos. En los países desarrollados se encuentra usualmente que el trabajador prefiere mantenerse desempleado antes que aceptar empleos de mala calidad, puesto que existen medios para financiar la búsqueda —esto explica por qué el sector informal es tan pequeño en estos países—; pero en los países subdesarrollados y de bajos ingresos esta opción no es necesariamente viable pues nuestros trabajadores tienen menor capacidad de financiar la búsqueda. Esta menor capacidad se relaciona, por una parte, con la inexistencia de esquemas generales de seguro de desempleo, y, por otra, con las fuertes restricciones de las familias pobres para apoyar la búsqueda laboral de sus miembros. Cuando esta situación se presenta el trabajador puede verse obligado a aceptar empleos de inferior calidad (informales). Es por esta razón que autores como Bourguignon (1979) plantean que la evolución de la informalidad está asociada con los costos de la búsqueda de empleo formal. Por lo tanto, de acuerdo con las características personales del trabajador y la fase del ciclo que enfrenta la economía, el trabajador “escogerá” un empleo formal o informal.

B. Modelos econométricos de elección

Para la estimación de los modelos de escogencia secuencial la mejor representación econométrica la constituyen los modelos de elección binomial (Logit o Probit). Para la estimación de los modelos de escogencia simultánea la herramienta econométrica más adecuada es un modelo Logit Multinomial (McFadden, 1983; Schmidt y Strauss, 1975).

1. Elección binaria o dicotómica

Como ilustración de la estructura funcional de los modelos de elección binaria se utiliza el proceso de escogencia de empleo. El individuo, según sus características, puede escoger pertenecer al sector formal o al informal —ello implica que ya se ha decidido previamente participar en el mercado laboral y que la opción del desempleo ha sido descartada—. Se plantea una variable binaria $BInfo$ definida como:

$$BInfo = \begin{cases} 0 & \text{si el individuo es formal} \\ 1 & \text{si el individuo es informal} \end{cases}$$

A su vez existe una variable latente $BInfo^*$ definida como “la utilidad” en cada elección o como la propensión o capacidad de elegir una u otra actividad, la cual servirá de puente entre lo observable y lo no observable:

$BInfo^*$: Variable latente que denota la utilidad neta de ser informal y que es función de otras dos variables no observables (salario de reserva y salario potencial de mercado) y por ende función de los atributos definidos en las secciones I.A.1 y I.A.2. El mecanismo de elección es el siguiente:

$$BInfo = \begin{cases} 0 & \text{si } BInfo^* \leq 0 \\ 1 & \text{si } BInfo^* > 0 \end{cases}$$

Donde:

$$BInfo^* = \beta' \mathbf{X} + u_i \quad (1)$$

Con u_i el término de perturbación aleatoria. Si $F(\beta' \mathbf{X})$ es la función de distribución acumulada de u_i , la decisión probabilística vendrá dada por

$$\begin{aligned} \Pr(BInfo = 1) &= \Pr(BInfo^* = \beta' \mathbf{X} + u_i > 0) \\ &= \Pr(u_i > -\beta' \mathbf{X}) = 1 - F(-\beta' \mathbf{X}) \\ &= F(\beta' \mathbf{X}) \end{aligned} \quad (2)$$

Dependiendo de la distribución elegida se utilizan los siguientes modelos:

- a) Si $F(\beta' \mathbf{X}) = \frac{1}{1 + e^{-\beta' \mathbf{X}}} = \Lambda(\beta' \mathbf{X})$ Logit
- b) Si $F(\beta' \mathbf{X}) = \int_{-\infty}^{\beta' \mathbf{X}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp(-t^2/2) dt = \Phi(\beta' \mathbf{X})$ Probit

Sin importar la distribución que se utilice, vale la pena recordar que los parámetros del modelo no son necesariamente los efectos marginales que se analizan en los modelos lineales pues la estimación es no lineal, en este caso:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \Pr(BInfo = 1)}{\partial \mathbf{X}_k} &= \frac{\partial [F(\beta' \mathbf{X})]}{\partial \mathbf{X}_k} \\ &= f(\beta' \mathbf{X}) \beta_k \end{aligned} \tag{3}$$

Siendo $f(\cdot)$ la función de densidad asociada a la función de distribución $F(\cdot)$. Si se utiliza la distribución normal, esta función toma la siguiente forma:

$$\frac{\partial \Pr(BInfo = 1)}{\partial \mathbf{X}_k} = \frac{\partial \Phi(\beta' \mathbf{X})}{\partial \mathbf{X}_k} = \phi(\beta' \mathbf{X}) \beta_k \tag{4}$$

con $\phi(\cdot)$ la función de densidad normal estándar y $\Phi(\cdot)$ la función de distribución. Para la distribución logística la forma funcional del efecto marginal toma la siguiente forma:

$$\frac{\partial \Pr(BInfo = 1)}{\partial \mathbf{X}_k} = \frac{\partial \Lambda(\beta' \mathbf{X})}{\partial \mathbf{X}_k} = \Lambda(\beta' \mathbf{X}) [1 - \Lambda(\beta' \mathbf{X})] \beta_k \tag{5}$$

siendo $\Lambda(\beta' \mathbf{X}) = 1/(1 + \exp(-\beta' \mathbf{X}))$ la función de distribución logística.

Dado que estos valores varían con los valores de \mathbf{X} , en este caso se utilizan las medias de los regresores, es decir se calculan los efectos marginales para el agente promedio en ambos modelos de escogencia binaria.

Para el caso en que la variable explicativa X_k sea dicotómica, el análisis del efecto de una variación en la variable se mide a través de la diferencia entre los valores proporcionados por

$$E(BInfo = 1 | X_k = 1) - E(BInfo = 1 | X_k = 0) \tag{6}$$

Es de anotar que si una variable X_j está en el modelo tanto en forma lineal como en forma cuadrática, por ejemplo la experiencia, el efecto marginal debe ser construido de la forma

$$\frac{\partial \Pr(BInfo = 1)}{\partial X_j} = f(\beta' \mathbf{X}) (\beta_j + 2\beta_j X_j) \tag{7}$$

2. Elección multinomial

Los modelos de elección múltiple analizan la elección que un individuo realiza entre varias alternativas en función de un conjunto de variables explicativas. Estas pueden ser de dos tipos: unas se refieren a las características propias del individuo —en este caso, la edad, nivel de educación, experiencia potencial—, y otras por el contrario se refieren a los aspectos específicos de cada alternativa concreta.

La variable dependiente se construye asignando un valor desde 0 hasta J , a las diferentes alternativas o categorías a elegir. Así, para el problema de decidir el sector

laboral al cual se pertenece, se asigna el valor 0 a la opción Inactivo, 1 a la opción Desempleado, 2 a la opción Formal, y 3 a la opción Informal, siendo cuatro las opciones entre las cuales el agente decide.

Este tipo de modelos se fundamenta en la teoría de la utilidad. Se supone que el agente económico es racional y que elige la alternativa que le va a proporcionar una mayor utilidad. Además, el modelo se puede interpretar como un problema de decisión, en el que se debe elegir una opción entre un conjunto de J alternativas.

Supongamos que $U_{i0}, U_{i1}, \dots, U_{i(J-1)}$ representan las utilidades de las J alternativas para el individuo i -ésimo, y \mathbf{X} contiene el conjunto de características personales del individuo y las propias de la elección. Se supone además linealidad en las funciones, de tal forma que la especificación del modelo sería:

$$U_{ij} = \beta' \mathbf{X}_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (8)$$

El individuo decide una alternativa j si la utilidad que le proporciona dicha alternativa es mayor que la utilidad que le proporciona el resto, es decir:

$$Y_i = \begin{cases} 0 & \text{si } U_{i0} > U_{ij} \text{ para toda } j \neq 0 \\ 1 & \text{si } U_{i1} > U_{ij} \text{ para toda } j \neq 1 \\ \dots & \\ (J-1) & \text{si } U_{i(J-1)} > U_{ij} \text{ para toda } j \neq (J-1) \end{cases}$$

Un enfoque alternativo para plantear el problema de la elección de múltiples alternativas es el enfoque de la variable latente, para el cual se plantea una variable no observable o latente Y_i^* que depende de las características contenidas en \mathbf{X} , la matriz de características. Sobre la variable latente se aplica una regla de decisión que genera las alternativas que se observan en la realidad. Así los valores de la variable observada, que mide las diferentes categorías, se definen como:

$$Y_i = \begin{cases} 0 & \text{si } Y_i^* \leq c_1 \\ 1 & \text{si } c_1 \leq Y_i^* \leq c_2 \\ \dots & \\ (J-1) & \text{si } c_{(J-1)} \geq Y_i^* \end{cases}$$

donde $c_1, c_2, \dots, c_{(J-1)}$ son los valores de los umbrales.

Formalmente se puede expresar el modelo de respuesta múltiple a través de la relación siguiente:

$$Y_{ij}^* = \beta' \mathbf{X}_{ij} + u_{ij} \quad \text{con } i = 1, 2, \dots, n \text{ los individuos y} \quad (9)$$

$$j = 0, 1, 2, 3 \text{ las diferentes alternativas}$$

La distribución asociada al modelo de elección múltiple será una logística dado que los individuos tienen diferentes opciones de selección sujetos a un mismo conjunto de características. Este modelo se ha utilizado con frecuencia para estas situaciones en análisis del mercado laboral (Schmidt y Strauss, 1975). Con lo anterior se tiene que la elección del área laboral se modela mediante la siguiente ecuación:

$$\Pr(y_i = j) = \frac{e^{\beta_j X_i}}{\sum_{k=0}^J e^{\beta_k X_i}} = P_{ij} \quad j = 0, 1, 2, \dots, J \quad (10)$$

Ésta corresponde a un modelo Logit multinomial. La estimación de las ecuaciones para cada una de las alternativas representa un conjunto de probabilidades que tiene el individuo de elegir alguna de esas alternativas sujeto a sus propias características, esto indica P_{ij} , que es la probabilidad de que el individuo i -ésimo elija la opción j -ésima. Para evitar que todas las probabilidades sean iguales se normalizará el modelo tomando el vector de coeficientes asociado a la primera elección ($j = 0$) igual a cero, esto es $\beta_0 = 0$ (Greene, 2003). Con esto las probabilidades resultantes serán:

$$\Pr(y_i = j) = \frac{e^{\beta_j X_i}}{1 + \sum_{k=1}^J e^{\beta_k X_i}} = P_{ij} \quad j = 1, 2, 3, \dots, J$$

$$\Pr(y_i = 0) = \frac{1}{1 + \sum_{k=1}^J e^{\beta_k X_i}} = P_{i0} \quad (11)$$

La estimación se realiza por medio de la maximización del logaritmo de la función de verosimilitud; como resultado se obtiene un vector de coeficientes asociado a cada una de las variables explicativas para cada elección.

Es difícil dar una interpretación de los coeficientes estimados del modelo logit multinomial dado que resulta tentador asociar los β_j con el j -ésimo resultado. Adicionalmente existe la posibilidad de que la derivada de p_j con respecto a una variable específica X_k pueda no tener igual signo que β_k , lo cual no muestra la real dirección de cambio en la variable dependiente cuando cambia la variable explicativa. Para corregir el primero de los problemas se hace necesario el cálculo de los efectos marginales. Estos últimos miden

el cambio marginal que generan las características de los individuos sobre las probabilidades P_{ij} estimadas, mostrando con más acierto la inclinación de las características de los agentes para elegir un sector u otro del mercado laboral. Así, los efectos marginales resultan de diferenciar la ecuación (11) con respecto a cada una de las variables componentes del vector de características \mathbf{X}_i y son expresados como:

$$\delta_j = \frac{\partial P_j}{\partial \mathbf{X}_i} = P_j \left[\boldsymbol{\beta}_j - \sum_{k=0}^J P_k \boldsymbol{\beta}_k \right] = P_j [\boldsymbol{\beta}_j - \bar{\boldsymbol{\beta}}] \quad j=0, 1, 2, \dots, J \quad (12)$$

Como en los modelos de elección binaria, los efectos marginales se calculan en el promedio de las variables; es decir, la probabilidad P_j de escoger alguna alternativa para el agente promedio se obtiene utilizando el vector de coeficientes estimados tanto a través de las probabilidades como a través de la media ponderada, con lo cual se hallará el efecto marginal de cada una de las características individuales para cada elección.

Para el caso de variables explicativas que se encuentren tanto en forma lineal como cuadrática el efecto marginal se calcula de la siguiente forma:

$$\frac{\partial P_j}{\partial x_i} = P_j \left[\beta_{ij} + 2\beta_{i+1,j}x_i - \sum_{k=0}^J P_k (\beta_{ik} + 2\beta_{i+1,k}x_i) \right] \quad j=0, 1, 2, \dots, J \quad (13)$$

Así, para el agente promedio se trabaja con la media de x_i .

De igual forma hay un trato especial para variables explicativas binarias: el efecto marginal se calcula como la resta entre la probabilidad P_j con la variables binaria igual a uno menos la probabilidad P_j con la binaria igual a cero. Es decir,

$$\begin{aligned} \Pr(y_i = j | x_i = 1) &= \frac{e^{\beta_j x_i}}{1 + \sum_{k=1}^J e^{\beta_k x_i}} = P_{ij | x_i=1} \quad j = 1, 2, \dots, J \\ \Pr(y_i = j | x_i = 0) &= \frac{e^{\beta_j x_i}}{1 + \sum_{k=1}^J e^{\beta_k x_i}} = P_{ij | x_i=0} \end{aligned} \quad (14)$$

Con lo que el efecto marginal de $x_i = 1$ frente a $x_i = 0$ es:

$$P_{ij | x_i=1} - P_{ij | x_i=0}$$

Para el efecto marginal de la elección $j=0$ se utiliza su correspondiente función y se procede igual que en las otras elecciones. Para el agente promedio se calcula igual, sólo que se toma el promedio de las demás variables explicativas en el cálculo de las probabilidades.

II. Los determinantes de la elección binaria o dicotómica

En este trabajo se consideran como variables explicativas del salario de reserva de los trabajadores el género y la jefatura de hogar. Como determinantes del salario de mercado se considera el nivel de capital humano de los individuos (educación y experiencia).

Para la estimación de la elección binaria se utilizaron los modelos Probit y Logit. El análisis de la variación en la probabilidad debida a un incremento en la variable, el efecto marginal, es realizado para el agente promedio.

Las estimaciones proporcionan una cuantificación de la probabilidad de elegir la opción o alternativa uno, y el signo que acompaña esta probabilidad solo indica la dirección del cambio. Si la variable explicativa es continua, una variación unitaria en X_j indica una variación de β_j en el modelo en términos de probabilidad; si la variable explicativa es cualitativa, la variación se calcula como la diferencia entre la presencia y la ausencia de la característica en el modelo.

En esta sección se presentan las estimaciones de los modelos Logit y Probit. Cabe mencionar que las estimaciones obtenidas son significativas a cualquier nivel de significación escogido y, por tanto, en las tablas 1, 2, 3 y 4 se omite la presentación de los niveles de significación.

A. Modelo de elección binaria de participación

La decisión de un individuo de entrar en el mercado laboral está ligada a las características propias del individuo como a los aspectos específicos de la decisión a tomar. Una exposición reciente de las decisiones de participar en el mercado laboral basada en el modelo ocio-consumo puede verse en Castellar y Uribe (2001 y 2002).

El modelo que muestra la decisión de participar se especificó en la sección anterior e incluye el vector de características que se muestra a continuación:

$$\text{BPART}_{it} = f(\text{EDUCAT}_{it}, \text{EXPER}_{it}, \text{EXPER}_{it}^2, \text{BPAR}_{it}, \text{BSEX}_{it}, U_{it})$$

(+) (+) (-) (+) ($\neq 0$)

Donde BPART es una variable binaria definida como:

$$\text{BPART}_{it} = \begin{cases} 1 & \text{si el individuo toma la decisión de participar en el mercado laboral} \\ 0 & \text{en cualquier otro caso} \end{cases}$$

Las variables independientes son las siguientes: *EDUCAT* representa los años de educación aprobados; *EXPER* representa la experiencia potencial (edad menos años de educación menos 7 años); *EXPER2* es la experiencia potencial al cuadrado; *BPAR* es una variable binaria que asume el valor de 1 para los jefes de hogar y 0 en los demás casos;

$BSEX$ es una variable binaria que asume el valor de 1 para los hombres y cero para las mujeres, y U_{it} representa el término aleatorio de error.

Los signos de los coeficientes indican que a mayor educación y experiencia mayor probabilidad de participar, esta última con rendimientos decrecientes, en este modelo se supone que los jefes de hogar tienen un salario de reserva menor que los no jefes (por las exigencias que implica las responsabilidades frente al hogar), se anticipa que los jefes de hogar tienen mayor probabilidad de participar. Con respecto al sexo no se anticipa teóricamente un salario de reserva diferencial entre hombres y mujeres. La tabla 1 y los gráficos 1 y 2 presentan los efectos marginales de los modelos estimados.

El análisis de los diferentes factores que inciden en la decisión de participar se presenta a continuación para los años pares entre 1988 y 2000.

Tabla 1. *Efectos marginales del modelo dicotómico en la decisión de participar en el mercado laboral*

	1988	1992	1994	1996	1998	2000
Educación						
EM PROBIT	0,024	0,021	0,027	0,028	0,024	0,022
EM LOGIT	0,026	0,023	0,030	0,031	0,026	0,024
Experiencia*						
EM PROBIT	0,0123	0,0127	0,0132	0,0121	0,0121	0,0115
EM LOGIT	0,0133	0,0135	0,0143	0,0131	0,0130	0,0124
Género						
EM PROBIT	0,305	0,272	0,280	0,272	0,219	0,190
EM LOGIT	0,313	0,273	0,287	0,280	0,220	0,190
Jefatura de hogar						
EM PROBIT	0,321	0,303	0,302	0,300	0,274	0,245
EM LOGIT	0,367	0,349	0,349	0,344	0,314	0,277
R ² McFadden Probit	0,2379	0,2468	0,2596	0,2554	0,2454	0,2326
R ² McFadden Logit	0,2416	0,2500	0,2650	0,2608	0,2504	0,2378
% predic. correctas Probit.	71,52	72,82	73,94	73,94	74,78	75,47
% predic. correctas Logit.	72,15	73,00	74,50	74,94	75,40	75,69

* El efecto marginal se calculó como se menciona en la sección I.A.1 utilizando la media de la experiencia. *Fuente:* Cálculo de los autores con base en la ENH.

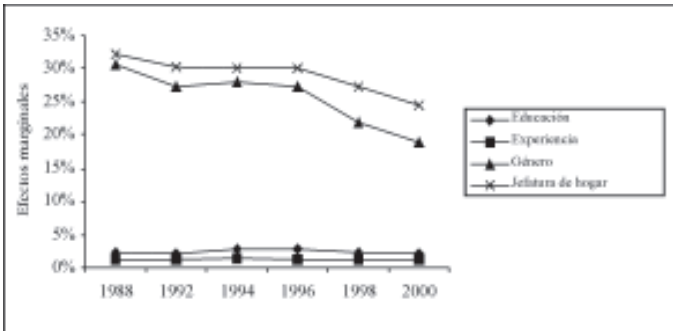


Gráfico 1. *Efectos marginales del modelo Probit de participación*

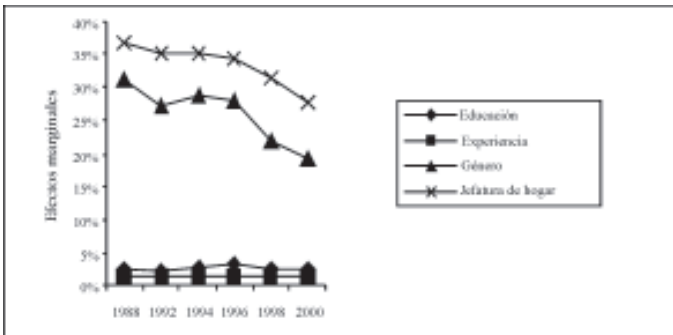


Gráfico 2. *Efectos marginales del modelo Logit de participación*

En general, se constata que las estimaciones de los efectos marginales de los factores relacionados con el capital humano son consistentes y parecen moverse de forma ligeramente procíclica. Según la estimación Logit, un año adicional de educación aumenta la probabilidad de participar en un valor que oscila entre 2,3 y 3,1 puntos porcentuales. También según la estimación Logit, un año adicional de experiencia aumenta la probabilidad de participar en un valor que oscila entre 1,24 y 1,43 puntos porcentuales.

Las características personales también arrojan resultados consistentes en el período de análisis. Se constata que estos factores tienen un efecto marginal alto sobre la decisión de participar, pero su importancia ha venido disminuyendo de forma tendencial. Según la estimación Logit, el efecto marginal de la condición masculina disminuye de 31,3 a 19 puntos porcentuales en el período de análisis; y el efecto marginal de la condición de jefe

de hogar disminuye de 36,7 a 27,7 puntos porcentuales. Es posible que estas tendencias decrecientes se expliquen por la mayor participación de la mujer en la fuerza laboral.

Como muestra la tabla 1, las estimaciones de los efectos marginales también se realizaron por el método Probit. Se obtienen en general valores muy aproximados aunque ligeramente inferiores.

B. Modelo de elección binaria de empleo

El modelo de búsqueda de empleo, del cual se ofrece una síntesis en Castellar y Uribe (2003), permite establecer los determinantes de la probabilidad de estar empleado. Los efectos marginales estimados del agente promedio se consignan en la tabla 2 y se muestran en los gráficos 3 y 4. Los signos esperados son los correctos. Debe recordarse que estas probabilidades están condicionadas a la decisión previa de participar en el mercado laboral.

Tabla 2. *Efectos marginales del modelo dicotómico en la decisión de emplearse en el mercado laboral*

	1988	1992	1994	1996	1998	2000
Educación						
EM PROBIT	0,0061	0,0057	0,0060	0,0081	0,0087	0,0079
EM LOGIT	0,0054	0,0051	0,0055	0,0075	0,0082	0,0078
Experiencia*						
EM PROBIT	0,0069	0,0059	0,0067	0,0068	0,0079	0,0079
EM LOGIT	0,0070	0,0059	0,0068	0,0069	0,0082	0,0082
Género						
EM PROBIT	0,02154	0,0361	0,0395	0,0347	0,0407	0,0348
EM LOGIT	0,02063	0,0367	0,0362	0,0335	0,0400	0,0345
Jefatura de hogar						
EM PROBIT	0,08224	0,0775	0,0642	0,0656	0,0853	0,1093
EM LOGIT	0,08252	0,0777	0,0639	0,0652	0,0855	0,1103
R2 McFadden Probit	0,085	0,081	0,091	0,076	0,080	0,072
R2 McFadden Logit	0,085	0,082	0,093	0,076	0,081	0,073
% predic correctas Probit	87,6	88,2	89,3	87,4	83,9	79,7
% predic correctas Logit	87,6	88,2	89,3	87,4	83,9	79,3

* El efecto marginal se calculó como se menciona en la sección I.A.1 utilizando la media de la experiencia.

Fuente: Cálculo de los autores con base en la ENH.

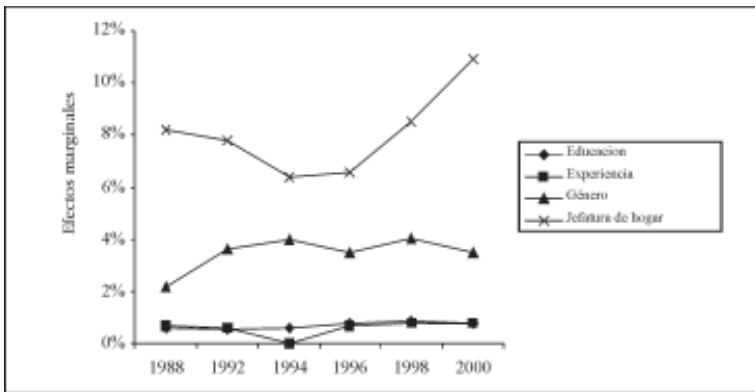
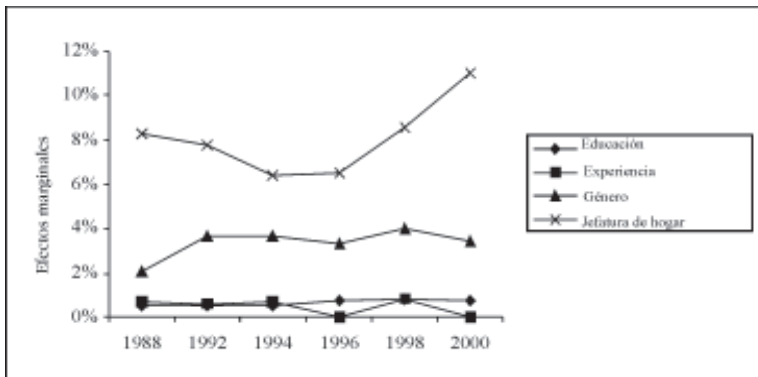


Gráfico 3. *Efectos marginales del modelo Probit de empleo*



Fuente: Tabla 2.

Gráfico 4. *Efectos marginales del modelo Logit de empleo*

Como se especificó en la sección anterior, el modelo estimado para el caso de la elección binaria de empleo tiene la siguiente estructura:

$$\text{BEMP}_{it} = g(\text{EDUCAT}_{it}, \text{EXPER}_{it}, \text{EXPER}_{it}^2, \text{BPAR}_{it}, \text{BSEX}_{it}, U_{it})$$

(+) (+) (-) (+) ($\neq 0$)

Donde BEMP es una variable binaria definida como:

$$\text{BEMP}_{it} = \begin{cases} 1 & \text{si el individuo toma la decisión de emplearse en el mercado laboral} \\ 0 & \text{en cualquier otro caso} \end{cases}$$

Las estimaciones de los efectos marginales de los factores relacionados con el capital humano sobre la decisión de emplearse son consistentes para el período de análisis. Se analizan primero los efectos estimados tipo Logit. Un año adicional de educación aumenta la probabilidad de emplearse en un valor que oscila entre 0,51 y 0,82 puntos porcentuales. Los mayores efectos marginales se estiman para los años 1998 y 2000, los de menor actividad económica, lo cual puede indicar que en períodos de crisis la dotación de capital humano mejora la probabilidad de colocación. Ello puede indicar que, dado el sesgo a favor del trabajo calificado que introdujo la apertura comercial en Colombia, en las crisis las empresas se vuelven más selectivas favoreciendo a los más calificados. No obstante, el efecto es pequeño. Por otra parte, las estimaciones tipo Probit arrojan cifras ligeramente superiores en todos los años analizados.

Las estimaciones Logit del efecto de la experiencia arrojan que un año adicional de experiencia aumenta la probabilidad de emplearse entre 0,59 y 0,82 puntos porcentuales en el período de análisis. Las cifras que arrojan las estimaciones del modelo Probit son muy similares y en todos los años ligeramente inferiores.

Tabla 3. *Efectos marginales del modelo dicotómico en la decisión de ser informal en el mercado laboral*

	1988	1992	1994	1996	1998	2000
Educación						
EM PROBIT	-0,0444	-0,0456	-0,0435	-0,0454	-0,0483	-0,0485
EM LOGIT	-0,0451	-0,0465	-0,0443	-0,0463	-0,0490	-0,0488
Experiencia*						
EM PROBIT	-0,0029	-0,0031	-0,0003	0,0004	-0,0007	-0,0008
EM LOGIT	-0,0029	-0,0030	-0,0003	0,0004	-0,0006	-0,0006
Género						
EM PROBIT	-0,0322	-0,0353	-0,0429	-0,0236	-0,0305	-0,0126
EM LOGIT	-0,0309	-0,0536	-0,0424	-0,0229	-0,0291	-0,0112
Jefatura de hogar						
EM PROBIT	-0,0538	-0,0527	-0,0472	-0,0407	-0,0413	-0,0513
EM LOGIT	-0,0542	-0,0536	-0,0487	-0,0416	-0,0415	-0,0513
R2 McFadden Probit	0,1038	0,1083	0,1012	0,1136	0,1369	0,1518
R2 McFadden Logit	0,1040	0,1084	0,1013	0,1139	0,1374	0,1526
% predic correctas Probit.	67,27	66,44	66,09	67,62	70,11	72,47
% predic correctas Logit.	67,25	66,52	66,09	67,63	70,13	72,48

* El efecto marginal se calculó como se menciona en la sección I.A.1 utilizando la media de la experiencia.
Fuente: Cálculo de los autores con base en la ENH.

Las características personales arrojan resultados consistentes en el período de análisis. El efecto marginal de la condición masculina sobre la decisión de emplearse se mantiene relativamente estable entre 1992 y 2000; fluctúa entre 3,35 y 4 puntos porcentuales —la estimación realizada para el año 1988 está significativamente por debajo de las estimaciones posteriores—. Las estimaciones del efecto marginal de la condición de jefe de hogar en el período de 1988 a 2000 fluctúan entre 6,39 y 11 puntos porcentuales; en este caso se constata que los menores valores corresponden a los períodos de mayor actividad económica (1994 y 1996) y los mayores valores corresponden a los periodos de crisis (1988 y 2000). Este comportamiento anticíclico es consistente con el supuesto usual de que los requerimientos de subsistencia obligan a los trabajadores con responsabilidades familiares a disminuir sus exigencias salariales para ocuparse donde puedan. Las estimaciones Probit son muy similares tanto para la condición masculina como para la jefatura del hogar.

C. Modelo de elección binaria de informalidad

La estimación de la decisión de ser informal se realiza para los ocupados. Por tanto, las probabilidades marginales estimadas están condicionadas por la decisión previa de ocuparse. Los efectos marginales estimados se encuentran en la tabla 3 y se muestran en los gráficos 5 y 6.

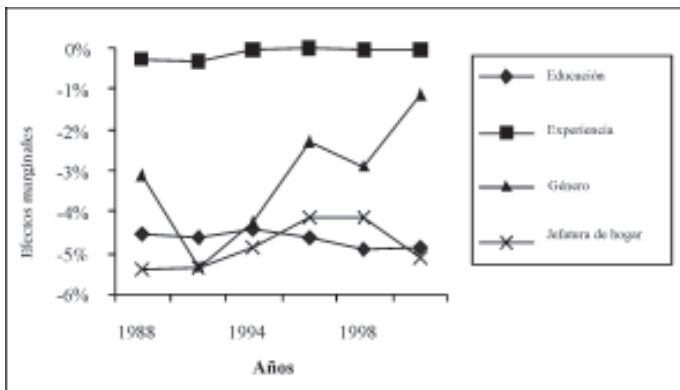


Gráfico 5. *Efectos marginales del modelo Probit de informalidad*

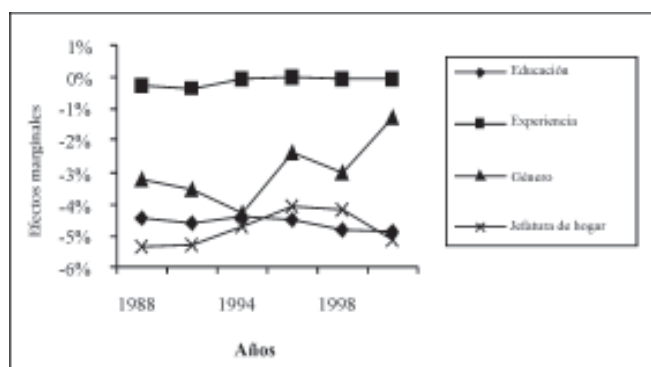
El modelo de análisis tiene la siguiente estructura:

$$\text{BINFO}_{it} = h(\text{EDUCAT}_{it}, \text{EXPER}_{it}, \text{EXPER}_{it}^2, \text{BPAR}_{it}, \text{BSEX}_{it}, U_{it})$$

(+) (+) (-) (+) (≠ 0)

con BINFO, variable binaria, definida como:

$$\text{BINFO}_{it} = \begin{cases} 1 & \text{si el individuo toma la decisión de ser un empleado informal} \\ 0 & \text{en cualquier otro caso} \end{cases}$$



Fuente: Tabla 3.

Gráfico 6. *Efectos marginales del modelo Logit de informalidad*

Conviene recordar que en los modelos de elección binaria el signo de los efectos marginales estimados indica la dirección del cambio que se genera por variaciones unitarias en las variables explicativas. Es decir, en el modelo de la decisión de ser informal, el signo negativo asociado a alguna variable independiente implica una caída en la probabilidad de pertenecer al sector informal.

Teniendo en cuenta lo anterior, se comprueba en general que las variables de educación, experiencia y jefatura de hogar inciden negativamente sobre la decisión de ser informal. Este comportamiento es bastante estable en el período analizado (véase gráficos 5 y 6). También se comprueba que las estimaciones de los efectos marginales no varían con respecto al método de estimación (Logit o Probit). Pasando a las estimaciones se obtiene que en promedio un año adicional de educación disminuye la probabilidad de ser informal en 4,7 puntos porcentuales. La condición de jefe de hogar disminuye en promedio la probabilidad de ser informal en 5 puntos porcentuales. La variable condición masculina tiene un impacto negativo sobre la decisión de ser informal, pero su magnitud es pequeña y parece disminuir en el período de análisis; este comportamiento es consistente con la mayor participación femenina en el mercado de trabajo y con la tendencia a la igualación en el sector informal entre hombres y mujeres.

Los modelos de escogencia binaria estimados (de participación, de emplearse y de ser informal), son altamente significativos en sus parámetros. Así mismo, la prueba de razón de verosimilitud en cada uno de los modelos es altamente significativa. Aunque las medidas de bondad de ajuste son bajas, fluctúan levemente alrededor de 25%, 8% y 12% para los modelos de participación, emplearse y ser informal; el porcentaje de predicciones correctas fluctúa alrededor de 74%, 85% y 67% para las decisiones en el mismo orden. Como se vio arriba, no existen diferencias considerables entre la utilización de un modelo Logit o un Probit, dado que los niveles de ajuste así como los valores de los coeficientes estimados son muy similares.

Este proceso binomial de análisis de las decisiones laborales supone, siguiendo la tradición neoclásica, que las escogencias del mercado laboral dependen de los trabajadores. En nuestro enfoque esto es correcto y, por tanto, es relevante analizar la toma de decisiones. Pero, siguiendo una tradición de orden estructuralista, es posible considerar que las decisiones están acotadas por la estructura de la economía.

Recurriendo a la analogía del cedazo y el recipiente para la clasificación de la grava, que se expuso anteriormente, se pueden explicar los resultados anteriores. Recuérdese que la analogía se utiliza para entender la opción por el empleo formal. Recuérdese también que en el recipiente sólo cae grava fina —esto corresponde al alto grado de predicciones correctas de los modelos—, pero no toda la grava fina cae en el recipiente —esto corresponde al bajo grado de bondad de ajuste del modelo—. Por consiguiente, para el análisis de la formalidad, todos los formales tienden a cumplir algunas características comunes, por ejemplo, la educación y la experiencia inciden positivamente en la probabilidad de ser formal, y por eso el porcentaje de predicciones correctas es alto; pero quienes poseen esas características, no necesariamente llegan al sector formal, y por eso la bondad de ajuste del modelo es baja.

Como conclusión de esta sección, el modelo de escogencia binomial representa acertadamente las decisiones de los trabajadores desde una perspectiva microeconómica, pero no da cuenta del tamaño limitado de la demanda laboral del sector formal o moderno.

III. Un modelo de respuesta múltiple

En esta sección se generaliza el modelo de análisis para la situación en la cual el agente económico puede decidir entre varias alternativas de forma simultánea. Como se explicó en la sección I.B, el modelo adecuado es el logístico de elección múltiple o multinomial. La estimación del modelo se realiza mediante el software Limdep 8.0.

Para la elección múltiple se crea la variable elección de actividad (ELEAC), la cual agrupa la siguiente información sobre el individuo (definido en la sección I.B.2):

$$\text{ELEAC}_{it} = \begin{cases} 0 & \text{Inactivo} \\ 1 & \text{Desempleado} \\ 2 & \text{Informal} \\ 3 & \text{Formal} \end{cases}$$

La probabilidad de elegir alguna de las opciones anteriores se expresa mediante la ecuación (10), o las ecuaciones (11) después de normalizar el modelo.

Con esta formulación se estiman las j decisiones de los individuos, basados en la información de las ENH para los meses de junio de los años pares entre 1988 y el 2000, mediante un modelo con la siguiente estructura:

$$\text{ELEAC}_{it} = k(\text{EDUCAT}_{it}, \text{EXPER}_{it}, \text{EXPER}_{it}^2, \text{BPAR}_{it}, \text{BSEX}_{it}, U_{it})$$

(+) (+) (-) (+) ($\neq 0$)

Donde, como en el caso binario, los signos de las estimaciones indican la dirección del cambio de la variable dependiente ante variaciones de las variables independientes. Los efectos marginales del modelo multinomial son calculados con base en las ecuaciones (12), (13) y (14) según sea el tipo de variable independiente.

Es de anotar que en la estimación del modelo multinomial se utiliza la totalidad de la muestra analizada, es decir, la variable explicada no presenta valores *missing*, lo que sólo ocurría en la estimación del modelo binario de participación. De esta forma se evitan posibles problemas de sesgo de selectividad en la estimación.

La tabla 4 resume las estimaciones. Como los modelos binarios anteriores, arroja estimativos de los efectos marginales altamente significativos. En general, como lo revela el gráfico 7, los efectos marginales son estables en el período de análisis. Una clave para entender los efectos en este modelo multinomial es que los impactos marginales de las variables analizadas generan cambios en las probabilidades, cuya suma se anula dado que las opciones consideradas son todas las que están al alcance de los agentes. Una referencia a los cambios en las estimaciones durante el período de análisis se hará posteriormente.

El efecto de un año de educación adicional tiende a aumentar en promedio la probabilidad de ser formal en 3 puntos porcentuales, y disminuye la probabilidad de ser inactivo en promedio en 2,5 puntos porcentuales. El impacto sobre la probabilidad de quedar desempleado, aunque positivo, es casi nulo, y el impacto sobre la probabilidad de ser informal es negativo pero muy pequeño, -0,6 puntos porcentuales. En general, las

estimaciones arrojan que un año adicional de educación disminuye la probabilidad de quedar inactivo y aumenta la probabilidad de emplearse en actividades formales.

La experiencia tiene, en general, un menor impacto sobre las decisiones analizadas que la educación. El efecto más importante de un año adicional de experiencia es disminuir la probabilidad de estar inactivo; el efecto marginal estimado sobre la probabilidad de estar inactivo se mueve ligeramente alrededor de -0,8 puntos porcentuales. El mismo año adicional de experiencia no tiene mayor incidencia sobre la probabilidad de estar desempleado, el efecto marginal estimado es negativo pero prácticamente nulo. Por consiguiente, como es de esperar, el efecto negativo de la experiencia sobre la inactividad se traduce en un aumento equivalente de la probabilidad de ser empleado, en especial en el sector informal. Este efecto tiende a reforzarse durante el período de análisis.

Del análisis realizado hasta ahora es evidente que los factores relacionados con el capital humano (educación y experiencia) tienden a vincular al agente económico al mercado laboral. Pero los efectos se diferencian: un año adicional de educación tiene un efecto positivo de tres puntos porcentuales sobre la probabilidad de ser empleado formal, mientras que el efecto de un año adicional de experiencia sobre la probabilidad de ser formal fluctúa entre 0,1 y 0,35 puntos porcentuales, y además este último impacto disminuye con la crisis económica (el estimativo pasa de un valor de 0,35 puntos porcentuales en 1988 a 0,12 puntos porcentuales en 2000).

Tabla 4. *Modelación simultánea de la decisión de ser informal. Modelo logit multinomial*

Elección	Parámetros	1988	1992	1994	1996	1998	2000
Inactividad	Constante	0,7803	0,7014	0,8243	0,8276	0,7117	0,6489
	Educación	-0,0243	-0,0222	-0,0289	-0,03	-0,0246	-0,0227
	Experiencia	-0,0083	-0,008	-0,0088	-0,0079	-0,0077	-0,0073
	Bsex = Hombre	-0,322	-0,2873	-0,2996	-0,2918	-0,2333	-0,202
	Bpar = Jefe Hog.	-0,357	-0,3456	-0,344	-0,3416	-0,3101	-0,2714
Desempleo	Constante	-0,1045	-0,0877	-0,0862	-0,0983	-0,0936	-0,1132
	Educación	0,0021	0,0012	0,0016	0,0016	0,0023	0,0052
	Experiencia	-0,0011	-0,0011	-0,0012	-0,0013	-0,0015	-0,0012
	Bsex = Hombre	0,0187	0,0026	-0,0028	0,0078	0,0021	0,0101
	Bpar = Jefe Hog.	-0,0132	-0,0184	-0,0107	-0,0012	-0,01	-0,0203
Ocupación informal	Constante	-0,199	-0,1051	-0,2216	-0,2387	-0,1595	-0,1389
	Educación	-0,0059	-0,0105	-0,0051	-0,0037	-0,007	-0,0072
	Experiencia	0,0059	0,0056	0,0072	0,0073	0,0073	0,0074
	Bsex = Hombre	0,1971	0,1748	0,1822	0,1855	0,1612	0,1474
	Bpar = Jefe Hog.	0,2238	0,209	0,2009	0,2015	0,2086	0,1984

Continúa...

Tabla 4. *Continuación*

Elección	Parámetros	1988	1992	1994	1996	1998	2000
Ocupación formal	Constante	-0,4768	-0,5086	-0,5164	-0,4906	-0,4585	-0,3968
	Educación	0,0282	0,0314	0,0323	0,032	0,0292	0,0248
	Experiencia	0,0035	0,0036	0,0028	0,0019	0,0019	0,0012
	Bsex = Hombre	0,1063	0,1099	0,1202	0,0985	0,07	0,0444
	Bpar = Jefe Hog.	0,1464	0,1549	0,1537	0,1413	0,1114	0,0932
Porcentaje de predicciones correctas		58,48	56,27	58,14	57,78	55,9	54,52

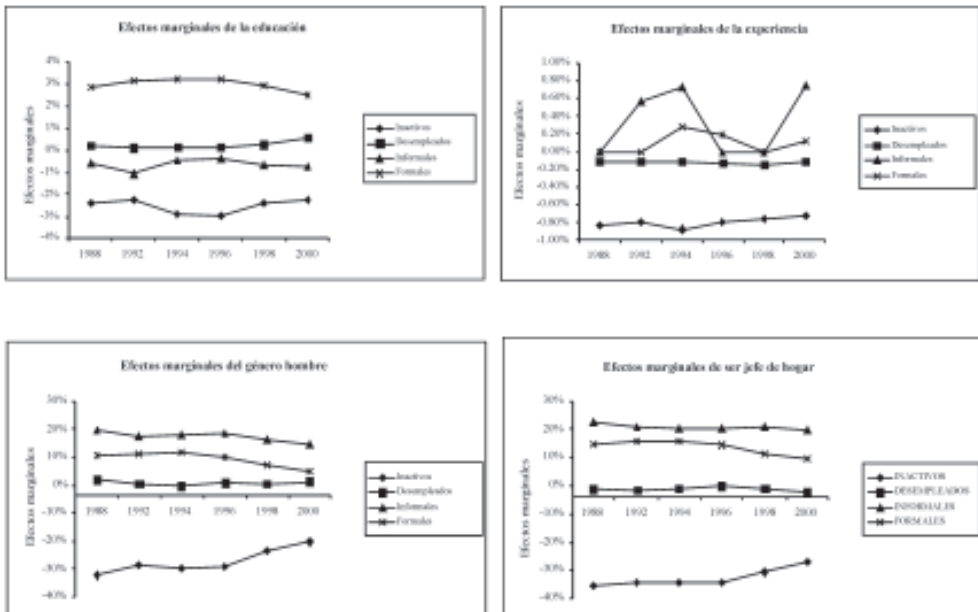
Fuente: Cálculo de los autores con base en la ENH.

La condición de ser hombre disminuye la probabilidad de que la persona esté inactiva, el efecto marginal estimado se mueve ligeramente alrededor de -27,3 puntos porcentuales. Este efecto sobre la inactividad se balancea con un aumento en la probabilidad de estar ocupado —el efecto sobre la probabilidad del desempleo es prácticamente nulo—, especialmente en las actividades informales (el efecto marginal de la condición masculina sobre la probabilidad de ser informal se mueve alrededor de 17,5 puntos porcentuales, mientras el efecto marginal sobre la probabilidad de ser formal se mueve alrededor de 9,2 puntos porcentuales). Estos resultados son compatibles con el análisis usual de la economía laboral: la presión social y cultural que existe sobre los hombres los lanza al mercado laboral con mayor intensidad que a las mujeres.

La condición de Jefe de Hogar disminuye la probabilidad de que la persona esté inactiva, el efecto marginal estimado se mueve ligeramente alrededor de -32,8 puntos porcentuales. Este efecto sobre la inactividad se balancea con un aumento en la probabilidad de estar ocupado —el efecto sobre la probabilidad del desempleo es negativo pero es muy cercano a cero—, especialmente en las actividades informales: el efecto marginal de la Jefatura del Hogar sobre la probabilidad de ser informal se mueve alrededor de 20,7 puntos porcentuales, mientras el efecto marginal sobre la probabilidad de ser formal se mueve alrededor de 13,3 puntos porcentuales. Estos resultados son compatibles con el análisis usual de la economía laboral sobre la condición de jefatura del hogar: sobre el jefe recae en mayor medida la obligación de proveer la subsistencia, lo cual lo presiona en mayor medida que a los demás miembros del hogar a buscar trabajo.

Analizando el comportamiento de las variables condición masculina y jefatura de hogar para el período de análisis, se deduce que los efectos respectivos tienden a disminuir su intensidad. Este resultado es compatible con la creciente integración de la mujer al mercado laboral. Además, los efectos marginales sobre el empleo informal son mayores que los efectos sobre el empleo formal, como era de esperarse en un período en el cual

la informalidad tiende a aumentar significativamente. Seguramente, esta variación se relaciona estrechamente con los cambios estructurales de la década de los noventa.



Fuente: Cuadro 4.

Gráfico 7. *Efectos marginales del modelo multinomial*

Como en los casos analizados con estimaciones binarias, los coeficientes estimados con el modelo Logit multinomial son altamente significativos, así mismo lo es el estadístico χ^2 de la prueba global de significación. Además, se observa que el porcentaje de predicciones correctas oscila alrededor del 57% en cada uno de los períodos analizados.

Conclusiones

Como se planteó anteriormente, los modelos estimados de escogencia binaria y multinomial de las decisiones laborales son altamente significativos en sus parámetros. Así mismo, la prueba de razón de verosimilitud en cada uno de los modelos es altamente significativa. No obstante, las medidas de bondad de ajuste son bajas. En consecuencia, estos resultados son consistentes con la hipótesis de que los factores de oferta inciden significativamente en las decisiones laborales, pero no alcanzan a explicar todo el

comportamiento, lo cual es consistente con la visión planteada de que los factores de demanda también deben ser incluidos.

Los resultados de los ejercicios dicotómicos (Logit y Probit), y del Logit Multinomial, parecen ser consistentes con respecto a la participación. Las estimaciones de los efectos marginales sobre la participación arrojan valores similares en ambos ejercicios. El ejercicio binomial estima el efecto de las variables independientes sobre la participación, lo cual arroja estimaciones positivas para, en su orden, la experiencia, la educación, la condición masculina y la jefatura del hogar (gráficos 1 y 2); mientras en el ejercicio multinomial se pregunta por el efecto de las mismas variables sobre la probabilidad de ser inactivos (gráfico 7), los signos obtenidos son negativos pero en valores absolutos son similares a los obtenidos en los ejercicios binomiales y, por tanto, se ordenan en la misma forma.

Igual consistencia entre los ejercicios binomiales y el multinomial se obtiene con la estimación de la decisión de emplearse. Los ejercicios binomiales Probit y Logit se presentan en los gráficos 3 y 4, y el ejercicio multinomial se presenta en el gráfico 7. Debe advertirse que en el ejercicio multinomial no se pregunta por el efecto sobre la probabilidad de empleo, así que la comparación con el ejercicio binomial implica sumar los efectos estimados sobre las probabilidades de ser formal e informal. Con este procedimiento se encuentra que los efectos marginales de las variables independientes se ordenan de la misma forma en ambos ejercicios (educación, experiencia, condición masculina y jefatura del hogar); debe advertirse que en valor absoluto son menores las estimaciones binomiales, lo cual es comprensible porque en este ejercicio se estiman variaciones en las probabilidades condicionales. Por ejemplo: el efecto de un año adicional de educación sobre la probabilidad de empleo se mueve entre 0,5% y 0,8% en el ejercicio binomial, mientras que los efectos sumados de la misma variación en educación sobre la probabilidad de emplearse en el sector formal y el sector informal del ejercicio multinomial arroja un valor de 2,3 puntos porcentuales ($\approx 3 - 0,7$). Es posible que la diferencia se explique por la razón aducida —probabilidad condicional— o por sesgo de selección. Para evitar este sesgo, es mejor utilizar el modelo multinomial.

Donde sí no se encuentra consistencia entre los ejercicios binomial y multinomial es en el análisis de la decisión de ser informal. Los efectos marginales que se estiman con el ejercicio binomial tienen valores negativos, cuyo orden en valor absoluto es el siguiente: jefatura del hogar, educación, condición masculina y experiencia (ver los gráficos 5 y 6); mientras que en el ejercicio multinomial el efecto marginal de la educación sobre la informalidad es negativo (lo cual es consistente con el ejercicio binomial), las demás variables independientes obtienen coeficientes estimados positivos (ver gráfico 7).

¿Cómo explicar esta divergencia? Es posible, como se planteó arriba, que la estimación multinomial capte interacciones de orden familiar e incorporación de información estructural que las estimaciones binomiales no captan. Adicionalmente, cuando se estiman parcialmente las decisiones laborales se corre el riesgo de que aparezca el sesgo de selección. En consecuencia, la vía más segura es el análisis de las estimaciones derivadas del ejercicio multinomial, el cual por definición evita el sesgo de selección dado que considera simultáneamente todas las opciones disponibles de los agentes económicos en el mercado laboral.

Sobre la base del análisis multinomial se obtienen las siguientes conclusiones generales (véase gráfico 7):

1. Ninguna de las variables analizadas (educación, experiencia, condición masculina y jefatura del hogar) tiene un efecto marginal importante sobre la probabilidad de desempleo. Los efectos marginales son siempre estimados como valores cercanos a cero. Este resultado es interesante porque muestra que el desempleo no depende fundamentalmente de las características asociadas a la oferta laboral, y por tanto debe depender más de factores de demanda.

2. Todas las variables independientes analizadas tienen un efecto negativo sobre la inactividad. En orden de importancia, las estimaciones promedio de los efectos marginales son los siguientes: experiencia (-0,8 puntos porcentuales), educación (-2,5 puntos porcentuales), condición masculina (-27,3 puntos porcentuales), jefatura del hogar (-32,8 puntos porcentuales).

3. Las variables jefatura del hogar y condición masculina tienen un efecto marginal muy importante sobre la inactividad (y por tanto sobre la actividad), pero su importancia decrece en el período de análisis, lo cual es consistente con la creciente entrada femenina en el mercado laboral y el aumento de las jefaturas femeninas.

4. Las variables condición masculina, jefatura del hogar y experiencia no son susceptibles de afectarse con políticas económicas. Pero la variable educación sí lo es, lo cual es una suerte porque la educación tiene un efecto marginal negativo sobre la inactividad, tiene un efecto marginal negativo sobre la ocupación informal (y esta variable es la única de las consideradas que arroja este efecto negativo), y tiene un efecto positivo sobre la ocupación formal. Por otra parte, el efecto marginal sobre el desempleo es positivo pero cercano a cero (sólo en el año 2000, coincidiendo con la crisis, el efecto marginal de la educación sobre el desempleo aumenta a 0,5 puntos porcentuales, en los años anteriores fluctúa entre 0,1 y 0,2 puntos porcentuales). O sea, todos los efectos de la educación son positivos desde el punto de vista del bienestar, en especial porque se

favorece la ocupación de alta calidad (empleo formal) y se desalienta la ocupación de baja calidad (empleo informal).

5. Los efectos marginales de la educación varían con el ciclo. El efecto marginal sobre el empleo formal aumenta en los auges (1994-1996) y disminuye en las crisis (1998-2000); y el efecto marginal de la educación sobre la informalidad es menos negativo en los auges y más negativo en las crisis. Se debe insistir en que las variaciones de los efectos marginales de la educación con el ciclo son relativamente pequeñas: por ejemplo, el efecto marginal sobre la ocupación formal asociado a la educación varía entre 3,2 puntos porcentuales (1994) y 2,5 puntos porcentuales (2000).

Conviene hacer algunos comentarios generales. Las variables explicativas utilizadas en nuestros ejercicios econométricos son usualmente las que la literatura laboral relaciona con el capital humano (educación y experiencia laboral) y las condiciones socioeconómicas del trabajador (género y jefatura del hogar). Este tratamiento sistemático arroja un ejercicio parsimonioso que permite la comparabilidad. Ejercicios futuros deberían considerar el efecto de otras variables determinantes de la oferta laboral.

También cabe llamar la atención sobre una posibilidad laboral que el modelo no considera: la migración internacional. Como han mostrado los estudios, los educados tienen una mayor probabilidad de migrar que los no educados. Un trabajador educado posiblemente querría colocarse en el sector formal, pero la contracción del aparato productivo nacional puede llevarlo a buscar la opción de la migración. Por tanto, un trabajador educado, en principio, tiende a no afectar el desempleo, y el modelo capta ese fenómeno. Así, la estimación del efecto marginal de la educación sobre el desempleo, que arroja un valor casi nulo, puede estar sesgado por la omisión de la alternativa de migración. Desafortunadamente, la base de datos de la Encuesta Nacional de Hogares no permite considerar esta opción. Sería conveniente incluirla en investigaciones futuras.

Una consideración final. La mayoría de los estudios del mercado laboral se basan en teorías de la oferta laboral. La contraparte empírica de estas teorías son las encuestas de hogares que se hacen en todo el mundo. De esta forma se tiende a ignorar los determinantes que pueden actuar desde el lado de la demanda, por ejemplo, la estructura de la economía y su grado de modernidad. No obstante, en este trabajo se encuentra que esa exclusión puede incidir en la bondad de ajuste de los modelos de decisión basados en la oferta. Sería conveniente, por tanto, explorar estas determinaciones, como se intenta en Uribe, Castro y Ortiz (2004).

Bibliografía

- ARANGO, Luis E. y POSADA, Carlos E. (2003). "La participación laboral en Colombia", *Coyuntura Social*, No. 28, junio.
- BECKER, Gary (1981). *A Treatise on the Family*, Boston: Harvard University Press.
- BLANCO, Juan Manuel (1995), "La duración del desempleo en España". En: DOLADO, Juan José y JIMENO, Juan Francisco (comps.). *Estudios sobre el funcionamiento del mercado de trabajo español*. Madrid: Fundación de Estudios de Economía Aplicada.
- BOURGUIGNON, Francois (1979). "Pobreza y dualismo en el sector urbano de las economías en desarrollo: el caso de Colombia", *Desarrollo y Sociedad* No. 1, Bogotá: Universidad de los Andes.
- _____ (1983). "El papel de la educación en el mercado de trabajo urbano en el proceso de desarrollo: el caso de Colombia". En: URQUIDI, Víctor L. y TREJO REYES, Saúl. *Recursos humanos, empleo y desarrollo en la América Latina*, México: Fondo de Cultura Económica, Lecturas de El Trimestre Económico, No. 51.
- CASTELLAR, Carlos y URIBE, José Ignacio (2001). "Determinantes de la participación en el mercado de trabajo en el Área Metropolitana de Cali en diciembre de 1988". Cali: Universidad del Valle - Cidse. *Documentos de Trabajo* No 56.
- _____ (2002). "La participación en el mercado de trabajo: componentes micro y macroeconómicos en el Área Metropolitana de Cali", Cali: Universidad del Valle - Cidse. *Anuario de Investigaciones*.
- _____ (2003). "Determinantes de la duración del desempleo en el Área Metropolitana de Cali 1988-1998". Bogotá: Departamento Nacional de Planeación, Marzo. *Archivos de Macroeconomía* No. 218.
- EMIYA, Takeshi. (1981). "Qualitative Response Models: A Survey". *Journal of Economic Literature*. Vol. 19, No. 4. pp. 1483-1536.
- GREENE, W. H. (1995). *LIMDEP Version 7.0 User's Manual*. Bell Port N. Y.: Econometric Software.
- _____ (2003). *Econometric Analysis*, Prentice Hall, Fifth Edition, New Jersey.
- KILLINGSWORTH, Mark y HECKMAN, James (1986). "Female Labor Supply: A Survey". En: ASHENFELTER, ORLEY y LAYARD, Richard (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 1, Elsevier Science Publishers, 103-204.
- LANCASTER, Tony (1979). "Econometric Methods for the Duration of Unemployment", *Econometrica*, Vol. 47, No. 4, pp. 939-956.
- LAYARD, Richard; NICKELL, Stephen y JACKMAN, Richard (1991). *Unemployment Macroeconomic Performance and the Labour Market*. Oxford: Oxford University Press. [Traducción al español: *Los resultados macroeconómicos del paro y el mercado de trabajo* (1994). Madrid: Ministerio de Trabajo y Seguridad Social].
- LÓPEZ, Hugo (1988). "La duración del desempleo y el desempleo de larga duración en Colombia", *Coyuntura Económica*, Bogotá, Diciembre.

- _____ (2001). "Características y determinantes de la oferta laboral colombiana y su relación con la dinámica del desempleo". En: URRUTIA, Miguel (ed.) *Empleo y economía*. Bogotá: Banco de la República.
- McFADDEN, Daniel (1983). "Econometric Analysis of Qualitative Response Models". En: GRILICHES, Zvi y INTRILIGATOR, Michael D: (eds.), *Handbook of Econometrics*, Amsterdam: North-Holland.
- MORTENSEN, Dale T. (1986). "Job Search and the Labor Market Analysis". En: ASHENFELTER, Orley y LAYARD, Richard (eds.). *Handbook of Labor Economics*, Vol. 2. Amsterdam: Elsevier Science Publishers.
- NÚÑEZ, Jairo y BERNAL, Raquel (1998). "El desempleo en Colombia: tasa natural, desempleo cíclico y estructural, y la duración del desempleo, 1976-1998". Bogotá: Departamento Nacional de Planeación, Marzo. *Archivos de Macroeconomía*. No. 97.
- ORTIZ, Carlos Humberto y URIBE, José Ignacio (2005). "Características y determinantes de la informalidad en el mercado laboral colombiano en la década de los noventa". Cali: Universidad del Valle - Cidse. Disponible en internet: <http://socioeconomia.univalle.edu.co/nuevo/public/index.php?seccion=Cidse&ver=ProyectoS&tipo=Terminados&proyecto=79> Fecha de consulta: julio de 2006.
- PENCAVEL, John (1990). "La oferta de trabajo de los varones: una panorámica". En: ASHENFELTER, Orley y LAYARD, Richard (comps.) (1991), *Manual de economía del trabajo*. Madrid: Ministerio del Trabajo y Seguridad Social.
- RIBERO, Rocío y GARCÍA, Carmen J. (1996). "Estadísticas descriptivas del mercado laboral masculino y femenino en Colombia, 1976-1995". Bogotá: Departamento Nacional de Planeación. *Archivos de Macroeconomía*. No. 98.
- RIBERO, Rocío y MEZA, Claudia (1997). "Determinantes de la Participación Laboral de Hombres y Mujeres en Colombia: 1976-1995". Bogotá: Departamento Nacional de Planeación. *Archivos de Macroeconomía*, No. 63.
- ROJAS, Norberto y SANTAMARÍA, Mauricio (2001). "La Participación Laboral: ¿Qué ha pasado y Qué Podemos Esperar?". Bogotá: Departamento Nacional de Planeación. *Archivos de Macroeconomía*. No. 146.
- SCHMIDT, Peter y STRAUSS, Robert (1975). "The Prediction of Occupation Using Multiple Logit Models", *International Economic Review*, Vol. 16 No. 2 . June. pp. 471-486.
- TENJO, Jaime (1998). "La duración y la incidencia del desempleo en Colombia: una nueva aproximación", *Indicadores del Mercado Laboral*, Bogotá: Sena
- TENJO, Jaime. y RIBERO, Rocío. (1998), "Participación, desempleo y mercados laborales en Colombia", Bogotá: Departamento Nacional de Planeación. *Archivos de Macroeconomía*. No. 81.
- URIBE, José Ignacio; CASTRO, Javier Andrés y ORTIZ, Carlos H. (2004). "¿Qué tan segmentado era el mercado laboral urbano en la década de los noventa?". Cali: Universidad del Valle - Cidse. *Documentos de Trabajo*, No. 78.