

MODELO DE BÚSQUEDA DE EMPLEO: UN EJERCICIO DE ESTÁTICA COMPARATIVA 1980 – 2000*

Andrés Eduardo Rangel Jiménez**

Avelino Martínez Sandoval***

Resumen

El artículo, desde un enfoque de oferta, aborda teórica y empíricamente los determinantes de la probabilidad de estar desempleado para las siete principales áreas metropolitanas de Colombia en el año 2000. Para cuantificar tales determinantes se estiman los modelos de elección binaria y se postula que el intercepto de los modelos microeconómicos es de naturaleza macro. Utilizando el Modelo de Búsqueda Secuencial, se postula que la decisión de emplearse está determinada, desde el punto de vista microeconómico, por características personales del individuo como educación, experiencia, género, posición en el hogar e ingresos no laborales. La estimación de los modelos microeconómicos muestra que las anteriores variables son significativas al momento de explicar la probabilidad de estar desempleado en las siete ciudades de estudio en los periodos ya mencionados.

Palabras clave: Desempleo - Modelos de elección binaria.

Abstract

Using a supply approach the article in question tackles both theoretically and empirically the determinants of the probability of unemployment for the seven major metropolitan areas for the year 2000. In order to quantify such determinants the models of binary selection are predicted postulating that the intercept of the microeconomic models are of a macro nature. Using the Discrete Sequential Search Model, it is considered that the decision to employ, from a microeconomic viewpoint is determined by personal characteristics of an individual such as education, experience, gender, role in ones household and additional income from outside of work. The estimates of the microeconomic model indicate that the variables in question are significant with regards the calculation of an individuals probability of being unemployed

* Este artículo se recibió el 23-02-07 y fue aprobado el 09-05-07.

** Economista, Universidad del Valle. Docente Cátedra Universidad Autónoma de Occidente y Pontificia Universidad Javeriana. Corre-e: rangel.ae@gmail.com.

*** Economista, Universidad del Valle. Director Programa de Economía, Universidad Autónoma de Occidente. Correo-e: amartinez@uao.edu.co.

in the seven cities analysed within the aforementioned period.

Key words

Unemployment – Models for discrete choice.

Clasificación JEL: C35 – G64.

Introducción

El objetivo del presente artículo es contrastar empíricamente los determinantes de la probabilidad de estar desempleado, utilizando un enfoque de oferta para las siete principales ciudades colombianas en el año 2000.

Existe un consenso ya aceptado en cuanto al camino que debe recorrerse en la contrastación empírica para modelar decisiones. La estimación de los modelos de variables dependientes limitadas que utilizan muestras aleatorias provenientes de la PET es lo aceptado en estos casos. Variables tales como la educación, la experiencia, la posición en el hogar, el género y los ingresos no laborales constituyen los determinantes microeconómicos de la probabilidad de estar desempleado.

Se presenta entonces en un primer apartado una breve reseña de los principales trabajos que se han hecho en el medio académico; seguidamente se expone el modelo teórico de Búsqueda Secuencial que sustenta la decisión del individuo de emplearse o no, y que luego es modelada mediante la utilización de un enfoque microeconómico. En una última etapa se estiman los modelos de elección binaria con el fin de someter a evidencia empírica

lo afirmado por la teoría, identificando los factores de naturaleza micro que intervienen en la señalada probabilidad. Se finaliza con las conclusiones.

Una revisión a la literatura colombiana

La mayoría de los trabajos de corte microeconómico que se han adelantado en Colombia han sido enfocados en la participación laboral. Se distinguen varios trabajos en esta línea: Ribero y Meza (1997) modelan la participación laboral mediante la estimación de un modelo Probit cuyas variables explicativas son: edad, edad al cuadrado, educación, posición en el hogar, tamaño del hogar, asistencia escolar y estado civil; aunque el modelo logra un buen ajuste, no se calculan los efectos marginales de cada variable, lo que deja a medias los cálculos toda vez que los coeficientes de este tipo de modelos no son directamente interpretables. Tenjo y Ribero (1998), utilizando como marco de referencia el modelo Ocio-Consumo, estiman la probabilidad de participación en función de los ingresos no laborales, la educación, los hijos menores de seis años, el servicio doméstico y la tasa de desempleo familiar; calculan los efectos marginales de cada una de estas variables a través del agente promedio. Castellar y Uribe (2001) ofrecen una exposición teórica detallada del modelo Ocio-Consumo y de su relación vía variables latentes con la elección del individuo de participar o no. Proponen como determinantes de la participación: educación, experiencia, experien-

cia al cuadrado, género, posición en el hogar e ingresos no laborales; estiman los modelos Probit, Logit y MPL, calculando los efectos marginales de los dos primeros a través del agente promedio y el promedio de los agentes. Santa María y Rojas (2001), utilizando el mismo modelo Ocio-Consumo, modelan la decisión de participar en función de variables familiares y proponen la interpretación del intercepto de los modelos micro como una propensión a participar determinada por aspectos institucionales.

Teoría de la búsqueda de empleo

La teoría de la búsqueda de empleo parte de una simple observación, a saber, que la mayoría de las personas derivan casi la totalidad de sus ingresos del mercado laboral, por lo que deben entrar en la búsqueda de una oferta de empleo que cumpla con sus expectativas salariales. Como es bien conocido, en el mercado de trabajo los trabajadores difieren en capacidades y formación; paralelamente, los puestos de trabajo difieren tanto en las condiciones de trabajo como en los requerimientos para su cubrimiento. Dada esta heterogeneidad tanto del lado de la oferta como de la demanda de trabajo, se requiere de un tiempo para adquirir la información (tanto del lado de los demandantes como de los oferentes) que lleve al emparejamiento entre los buscadores de empleo y los puestos de trabajo o vacantes.

Se necesita, entonces, una inversión de tiempo de parte de los trabajadores para adquirir la mejor información

posible acerca de las vacantes y así poder elegir la que de manera integral cumple con sus expectativas. Los empresarios, por su parte, precisan también de un periodo que les permita conocer las cualidades, habilidades y formación de los aspirantes con miras a contratar el trabajador que cumpla con los requisitos del puesto de trabajo.

Como es bien sabido, la teoría neoclásica omite los anteriores aspectos propios de un mercado no competitivo, por ello en su análisis los mecanismos de ajuste en el mercado laboral son inmediatos, toda vez que se incluyen supuestos como información perfecta por parte de los agentes económicos (empresarios y buscadores de empleo) y perfecta movilidad de recursos.

Fue la falta de una estructura teórica sólida que dé cuenta de los mecanismos de ajuste del mercado laboral y la ausencia de razonamientos sólidos que expliquen las fallas presentes en este mercado, lo que dio origen a la Teoría de la Búsqueda de Empleo.

Esta teoría, como lo anota Mortensen (1986), aunque joven, posee una potencia analítica cuando describe la situación en la que un individuo debe adquirir información y tomar decisiones con base en ella, en medio de un horizonte incierto y dinámico inherente al mercado de trabajo. Introduce supuestos más realistas como la existencia de información imperfecta, la falta de unicidad en el precio de la mercancía (trabajo) y la no homogeneidad de la misma (Stigler, 1962).

Originalmente la teoría de la búsqueda nace con Stigler (1962), quien afirma que el principal problema al cual se enfrenta el trabajador es obtener información sobre las ofertas salariales y mantener esa información actualizada, teniendo en cuenta los costos que ello conlleva en un mercado donde existe información asimétrica.

La asimetría en la información genera un lento encuentro entre los desempleados y los puestos de trabajo, e implica inversiones de tiempo y dinero por parte de los buscadores. Frente a situaciones inciertas y costos positivos, la tarea del individuo es obtener información sobre cada una de las ofertas salariales, para lo cual debe determinar el periodo de búsqueda. El eje alrededor del cual el individuo plantea su estrategia de búsqueda es el salario al que considera que equivalen sus servicios, esto es, el salario de reserva. La regla de decisión del individuo puede entenderse entonces como una comparación costo-beneficio. Al respecto Martin (1995: 45) señala: "*El periodo de desempleo dependerá de la tasa salarial que el individuo piense que equivalen sus servicios. Si valora mucho sus servicios permanecerá desempleado ante ofertas salariales que él considere bajas; si el costo de información es grande, el individuo tenderá a limitar las actividades de búsqueda*".

Como se mencionó anteriormente, la búsqueda presupone unos costos positivos que pueden clasificarse en directos e indirectos. Los primeros son los costos de desplazamiento causados cuando se accede a la información

de los puestos de trabajo. Los segundos son los relacionados con el costo de oportunidad de rechazar las ofertas salariales disponibles, además de los bienes que se dejan de producir (como lo son el ocio y las tareas domésticas en el hogar) por disponer de su tiempo para la búsqueda.

Los beneficios se refieren a las mejores condiciones salariales esperadas que superan las ofertas salariales disponibles en el momento. Tal como lo hace la teoría del capital humano, una medida apropiada para calcular la ganancia de rechazar una oferta salarial y seguir buscando es calcular el valor presente de las mejoras salariales futuras.

Es claro que los costos y beneficios asociados a la búsqueda van a depender de las características del mercado de trabajo y de la actitud de los buscadores. Por ejemplo, si el mercado laboral es grande, la probabilidad de encontrarse cerca de potenciales empleadores aumenta, lo que disminuye los costos marginales de la búsqueda y alarga más el periodo de desempleo.

Para modelizar la racionalidad del individuo, McKenna (1990) plantea una serie de supuestos comunes en los diferentes modelos de búsqueda, que se sintetizan a continuación:

1. Existe un muestreo implícito en todo proceso de búsqueda, puesto que es imposible visitar todas las oportunidades de empleo dada la existencia de costos positivos asociadas a ello.

2. Se determina el tamaño óptimo de empresas a visitar y si la búsqueda es intensiva o extensiva.
3. Existe un criterio diferenciador por parte del trabajador respecto de las distintas ofertas salariales, esto es, existe un ordenamiento racional en sus preferencias.
4. Las empresas están geográficamente cercanas, de manera que es posible visitar varias en un mismo día.
5. El individuo busca la oferta salarial más atractiva.
6. Los individuos conocen la distribución de ofertas salariales y los costos de búsqueda, ambos invariantes a lo largo del periodo de búsqueda.
7. El trabajador selecciona una muestra de empresas al azar, así como el orden en que las visita.
8. Se ignoran las características no salariales del trabajo.
9. La función de utilidad es lineal, es decir, los individuos son neutrales al riesgo, en medio de un horizonte temporal infinito.
10. El individuo busca maximizar los beneficios netos de la búsqueda.

Para empezar a modelar el comportamiento de un individuo que busca trabajo, se debe imaginar que el mismo se plantea el problema de cómo conseguir un trabajo bien remunerado. Al iniciar una búsqueda activa, el individuo puede descubrir el salario que ofrece cada empresa por una vacante adquiriendo información de cada una

de ellas, ya sea eligiendo de su lista de empresas una al azar y enviando una solicitud o visitándola directamente. Este proceso es lo que se denomina búsqueda de empleo. Para simplificar el análisis, en la adquisición de la información sobre las características salariales del puesto de trabajo se presume que las características de los trabajos son semejantes excepto en el salario ofrecido.

Se supone que las preferencias del trabajador pueden abordarse de una manera sencilla mediante el postulado de racionalidad, que afirma que el individuo es capaz de clasificar las ofertas salariales en orden de preferencia, orden que se expresa matemáticamente por una función de utilidad. Se tiene entonces que, *ceteris paribus*, los trabajadores prefieren un salario alto a uno bajo.

El modelo de búsqueda secuencial

El modelo parte de los supuestos de racionalidad del agente económico propios de la teoría neoclásica. El individuo actúa siempre buscando obtener la utilidad total máxima al determinar las cantidades óptimas de cada uno de los elementos de un conjunto de bienes y servicios a los cuales tiene acceso en el mercado. En este caso específico las decisiones más importantes de los individuos son determinar la cantidad óptima de información y la manera más eficiente de acceder a ella. Es importante anotar que en este caso el supuesto de racionalidad del individuo está enmarcado dentro de

un escenario donde la información es asimétrica, por lo que el mecanismo de maximización es un tanto diferente a cuando se tiene información perfecta. Siendo los buscadores de empleo agentes racionales, se dan a la tarea de allegar información en el mercado de modo que se maximice la diferencia entre el costo de adquirirla y el beneficio de hacer uso de ella, en otras palabras, maximizar la diferencia beneficio-costos¹ de parar la búsqueda o de seguir con ella.

Este modelo supone que la decisión de emplearse del individuo implica la secuencia de toma de decisiones, como la elección de una estrategia² para seleccionar las ofertas a estudiar, y luego la escogencia de una pauta de detención de la búsqueda. El modelo considera que el trabajador investiga las ofertas salariales una a una y decide, sobre la muestra examinada hasta la fecha, si va a parar la búsqueda o va a continuarla (Mortensen, 1986). El individuo toma la decisión de emplearse o no comparando la oferta salarial vigente (w^o) con el salario de reserva (w^r) que el individuo fija al principio de la búsqueda. Si la oferta salarial es menor que el salario de reserva ($w^o < w^r$) se rechaza la oferta y el individuo continúa su proceso de búsqueda y en caso contrario se acepta. En otras palabras,

la decisión de emplearse por parte de individuo al observar una oferta salarial se basa en la comparación de los beneficios esperados de tomarla (corriente de ingresos actuales) con los beneficios esperados de rechazarla³ (ingresos esperados superiores a las ofertas disponibles). La siguiente figura esquematiza el proceso de decisión del individuo.

La decisión de permanecer en la búsqueda dependerá entonces de la comparación de los beneficios y los costos de seguir buscando la mejor oferta. Claro está que ningún individuo racional va a esperar indefinidamente para conseguir el mejor trabajo puesto que el proceso de búsqueda es costoso; no obstante, mientras más información adquiera, más acertada será la decisión que tome. Por ende se configura la siguiente regla de decisión:

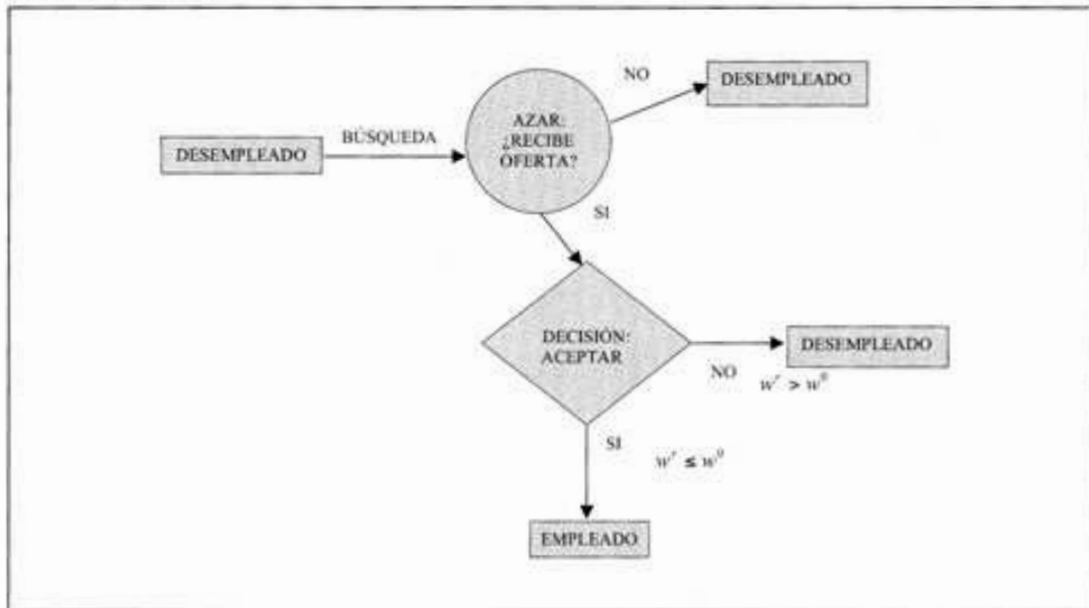
$w^r \leq w^o$ Aceptar la oferta,

$w^r > w^o$ Rechazarla y seguir buscando.

Dado el supuesto de que los trabajadores enfrentan una distribución de probabilidad de salarios $f(W)$ que toma la forma de una función de probabilidad continua, la búsqueda de empleo genera ofertas salariales que pueden considerarse elementos aleatorios de tal distribución (Figura 2).

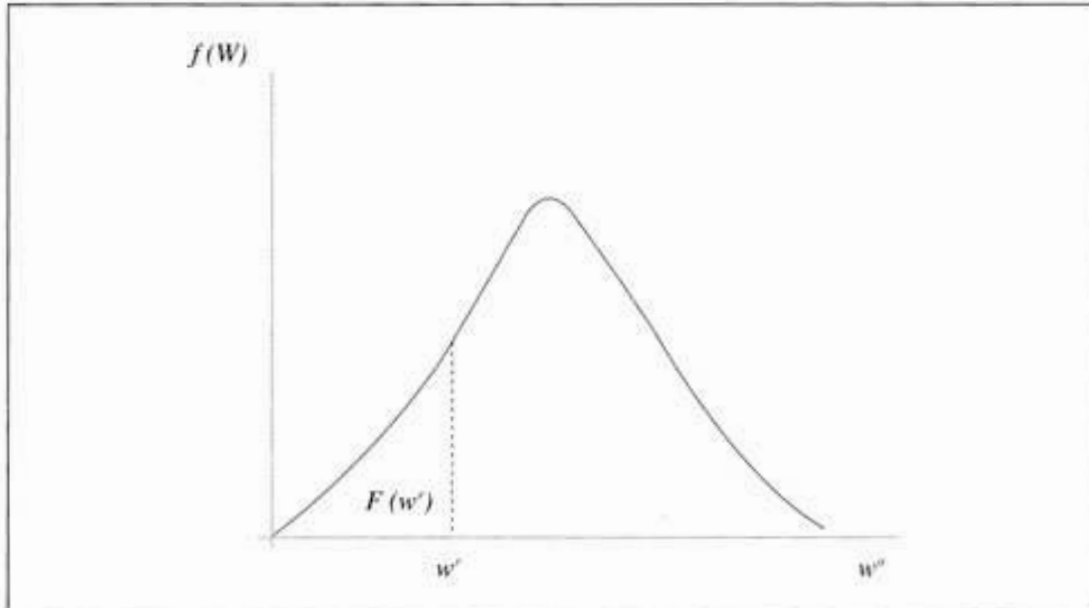
1. Al desarrollar las funciones de costo y de beneficio de la búsqueda, en aras de simplificar el análisis se supone que tales funciones son continuas y derivables.
2. En realidad no existe una estrategia única de búsqueda sino más bien una amalgama entre visitas a centros de información de empleo, consultas a familiares o amigos, consulta de avisos clasificados y seguimiento parcial de información, etc.
3. Martín (1995) establece que la manera apropiada de medir el beneficio de seguir la búsqueda es el valor presente neto de los aumentos de futuros ingresos.

Figura 1. Proceso de decisión del individuo.



Fuente: Elaboración de los autores.

Figura 2. Distribución de probabilidad de salarios.



Fuente: Elaboración de los autores.

En cada periodo el individuo recibe una oferta salarial (w^o) que se considera como una variable aleatoria proveniente de la distribución de probabilidad $f(W)$. La probabilidad de aceptar una oferta salarial en un instante de tiempo α_t , viene dada por:

$$\alpha_t = \Pr(w^o \geq w^r) \quad (1)$$

La probabilidad de que cualquier salario ofrecido (w^o) sea inferior al salario de reserva (w^r) está descrita por $F(w^r)$. Tal como lo anota Martín (1995), el beneficio esperado de la búsqueda, que se denota por $V(W_r)$ está descrito por tres componentes:

1. El valor esperado de aceptar la oferta en el caso de que $w^o \leq w^r$, que viene dado por:

$$\int_{w_r}^{\infty} Wf(W) dw \quad (2)$$

2. El valor esperado de seguir buscando, si no acepta la oferta salarial en el caso de que $w^o > w^r$, que viene descrito por:

$$\left[1 - P(w^o \geq w^r) \right]$$

esto es equivalente a $F(W^r)$. (3)

3. Si sigue buscando el beneficio neto esperado es $V(W_r)$. El beneficio esperado de este segundo componente viene dado por:

$$V(W_r) \cdot F(W^r) \quad (4)$$

De otra parte, el costo de búsqueda, que se supone independiente del tamaño de la muestra y que viene

constante a lo largo del proceso, es dado por C .

El beneficio neto esperado de la búsqueda queda entonces representado así:

$$V(W_r) = \underbrace{\int_{w_r}^{\infty} Wf(W) dW + V(W_r)F(W_r)}_I - \frac{C}{\alpha} \quad (5)$$

En la ecuación (5) el primer término representa el beneficio total de la búsqueda mientras que el segundo representa el costo total. El buscador de empleo al recibir ofertas salariales provenientes de una distribución, fijará como pauta óptima de elección detener el proceso de búsqueda en el momento que maximice el valor esperado de los ingresos recibidos; para ello debe determinar el salario de reserva de manera que maximice los beneficios netos de la búsqueda (Figura 3).

Se reordena la ecuación (5) de manera que el beneficio y costo total de búsqueda quede en términos del salario de reserva.

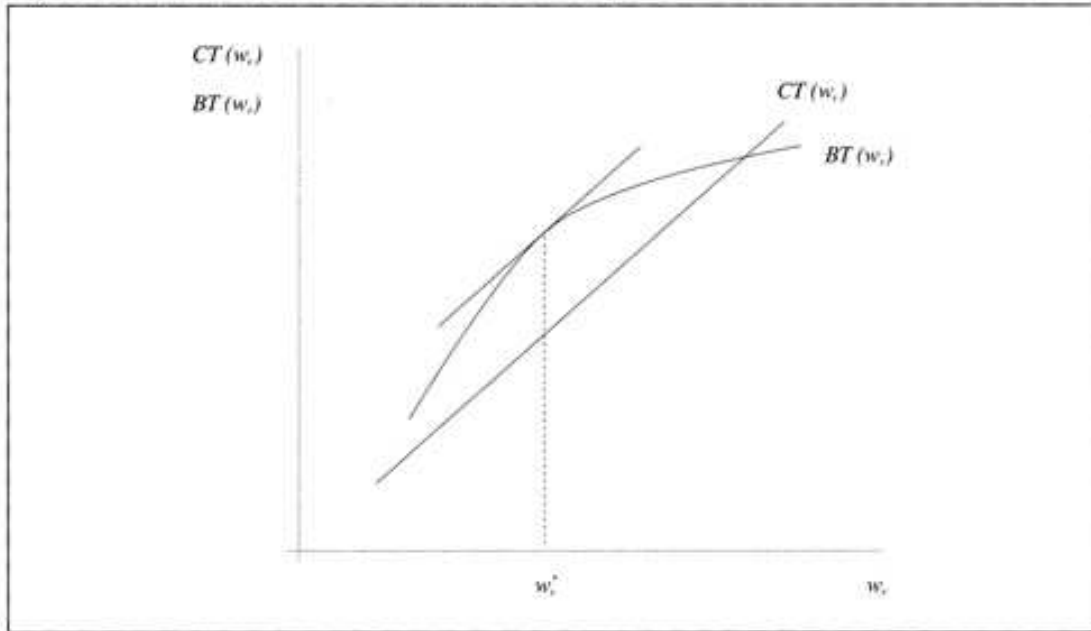
$$V(W_r) = \frac{\left[\int_{w_r}^{\infty} Wf(W) dW - C \right]}{[1 - F(W_r)]} \quad (6)$$

Reordenando términos:

$$V(W_r) = \frac{\left[\int_{w_r}^{\infty} Wf(W) dW \right]}{[1 - F(W_r)]} - \frac{C}{[1 - F(W_r)]} \quad (7)$$

El primer término de la ecuación (7) representa el beneficio total, mientras que el segundo representa el costo total, ambos en función del salario de reserva. Tal y como se observa en la Figura 3, el salario de reserva óptimo es el que

Figura 3. Determinación del salario de reserva óptimo.



Fuente: Elaboración de los autores.

maximiza la diferencia entre el beneficio total $BT(W_r)$ y el costo total $CT(W_r)$.

Para obtener la ganancia y el costo marginal de la búsqueda se deriva la expresión (7) respecto al salario de reserva, tal como lo hace Martín (1995):

$$V'(W_r) = \frac{[-W_r f(W_r)(1 - F(W_r))] + f(W_r) \left[\int_{W_r}^{\infty} w f(w) dw - c \right]}{[1 - F(W_r)]^2}$$

Igualando a cero se puede encontrar el valor máximo que alcanza el beneficio neto

$$f(W_r) \left[\int_{W_r}^{\infty} w f(w) dw - c \right] - [W_r (1 - F(W_r))] = 0.$$

Como $\frac{\partial [1 - F(W_r)]}{\partial W_r} = -f(W_r)$,

$$f(W_r) \int_{W_r}^{\infty} w f(w) dw - c - f(W_r) \int_{W_r}^{\infty} W_r f(W_r) dW = 0.$$

$$f(W_r) \int_{W_r}^{\infty} (w - W_r) f(w) dw - c = 0.$$

Reordenando

$$c = f(W_r) \int_{W_r}^{\infty} (w - W_r) f(w) dw. \quad (8)$$

La ecuación (8) muestra que el costo adicional de la búsqueda se iguala al beneficio adicional de la búsqueda. Si se deriva W_r con respecto a C en la ecuación (8) se encuentra que al aumento del costo de búsqueda se define como:

$$dW_r^* / dC = -1 / [1 - F(W_r^*)] < 0.$$

Especificación y modelación econométrica

Como es bien sabido en la microeconomía, el problema es la elección de un individuo ante la disyuntiva de optar por alguna alternativa, la cual en este caso es emplearse o seguir buscando. En esta perspectiva se puede modelar la decisión de un agente racional que maximiza una función de utilidad, con un argumento aleatorio sujeto a restricciones que lo llevan a tomar una decisión.

Dado que el principal objetivo de la investigación es modelar la probabilidad de estar desempleado, los modelos que postula la econometría son los modelos de variable dependiente limitada, los cuales son útiles cuando de modelar decisiones se trata. Las opciones disponibles dentro de los modelos citados son el PROBIT, el LOGIT y el MPL, los cuales serán utilizados para modelar la probabilidad mencionada.

El mecanismo de elección para una decisión se traduce en

$$BDES_{i,t} = \begin{cases} 1 & \text{desempleado} \\ 0 & \text{empleado} \end{cases}$$

La variable dependiente $BDES_{i,t}$ en este caso representa la probabilidad de que un individuo i esté desempleado.

$$BDES_{i,t} = \begin{cases} 1 & \text{si } BDES^* > 0 \quad \rightarrow w^r - w^m > 0 \quad w^r > w^m \quad \text{No se emplea} \\ 0 & \text{si } BDES^* < 0 \quad \rightarrow w^r - w^m \leq 0 \quad w^r \leq w^m \quad \text{Se emplea} \end{cases}$$

En este esquema el valor crítico será el salario de reserva con base en el cual se toman las decisiones. Si el salario de mercado es menor que el salario de reserva ($w^m < w^r$) el individuo no se emplea y sigue buscando, en tanto que si es mayor o igual al salario de reserva se emplea. Si $BDES^*$ es la utilidad neta

Toma el valor de 1 si el individuo está desempleado y 0 si está empleado; por ello también se la denomina variable dicotómica.

En estos modelos se construyen variables latentes como estrategia de la elección, teniendo en cuenta que la elección debe ser función de las características del individuo. En este caso la variable latente se denomina $BDES^*$, la cual denota la utilidad neta de ser desempleado, y es función a su vez de otras dos variables no observables: el salario de reserva (w^r) y el salario ofrecido⁴ (w^m).

El mecanismo de elección del individuo y su conexión con los modelos econométricos disponibles se ilustra en el siguiente esquema:⁵

de la búsqueda y esta es positiva, el individuo no se emplea y sigue buscando, en tanto que si es negativa para la búsqueda y se emplea.

Ahora, dado que el salario de reserva es una variable no observable, es imprescindible una variable aleatoria al momento de modelar. Recordando

4. Para una exposición más detallada de los fundamentos microeconómicos del modelo Ocio Consumo y su relación con las variables latentes véase Castellar y Uribe (2001).

5. Como se observa, la gracia de los modelos está en convertir un mecanismo de elección no observable via variables latentes, en una relación entre variables observables, las características individuales y la elección binaria.

que ambas son función de variables observables se tiene:

$$w^e = BX_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (9)$$

$$w^0 = \lambda Z_{i,t} + \eta_{i,t}. \quad (10)$$

siendo $X_{i,t}$ y $Z_{i,t}$ los vectores de características socioeconómicas que determinan el salario de reserva y el salario esperado, respectivamente.

Para la construcción de los modelos de dimensión microeconómica de la probabilidad de estar desempleado para cada una de las ciudades durante el periodo 1988-2000, el mecanismo de decisión de emplearse o no puede formularse a partir de la modelización del salario esperado en el mercado y del salario de reserva.

Para el salario esperado de mercado:

$$w_{i,t,1988-2000}^0 = \lambda_0 + \lambda_1 EDUCAT_{i,t} + \lambda_2 EXPER_{i,t} + \lambda_3 EXPER_{i,t}^2 + \eta_{i,t}. \quad (11)$$

$$\lambda_0 \neq 0 \quad \lambda_1 > 0 \quad \lambda_2 > 0 \quad \lambda_3 < 0$$

donde:

$EDUCAT_{i,t}$: años de escolaridad aprobados por el individuo i en el periodo t ,

$EXPER_{i,t}$: proxy de la experiencia del individuo i en el periodo t , calculado como la edad del individuo menos los años de educación menos 7 años.

$\eta_{i,t}$: es una variable aleatoria que exhibe la naturaleza latente del salario esperado en el mercado. Los signos de los coeficientes indican que a mayor educación y mayor experiencia mayor salario esperado de mercado con rendimientos decrecientes en la experiencia.

Para el salario de reserva se postula:

$$w_{i,t,1988-2000}^r = \pi_0 + \pi_1 BPAR_{i,t} + \pi_2 BSEX_{i,t} + \pi_3 INGRNLTR_{i,t} + \varepsilon_{i,t}. \quad (12)$$

$$\pi_0 \neq 0 \quad \pi_1 < 0 \quad \pi_2 < 0 \quad \pi_3 > 0$$

donde:

$BPAR_{i,t}$: binario para los jefes de hogar igual a 1 (0 en otro caso),

$BSEX_{i,t}$: binario para el género (hombre = 1 mujer = 0),

$INGRNLTR_{i,t}$: ingresos no laborales totales reales en cientos de miles de diciembre de 1988,

$\varepsilon_{i,t}$: exhibe la naturaleza latente del salario de reserva; adicionalmente engloba las preferencias individuales respecto al trabajo.

En el modelo de salario de reserva se supone que los jefes de hogar tienen un salario de reserva menor que el resto de miembros de la familia, debido a sus mayores responsabilidades en la manutención del hogar. Con respecto al género se anticipa teóricamente que la mujer tendrá un salario de reserva mayor que el del hombre, dado su papel principal en la producción del hogar. Se presume que a mayores ingresos no laborales el salario de reserva se eleva,

pues el individuo se toma el tiempo de seguir buscando la mejor oferta salarial que cumpla sus expectativas.

Se debe recordar que la decisión de emplearse, representada en la variable dependiente limitada $BDES_{i,t}$, está conectada con la diferencia entre el salario de reserva y el salario de mercado ($w^r - w^m$); por lo tanto, lo que aumenta el salario de mercado disminuye la probabilidad de estar desempleado, en tanto que lo que aumenta el salario

de reserva aumenta la probabilidad de estar desempleado.

Modelo de probabilidad lineal. Cuando la variable dependiente limitada se modela como una probabilidad ex post que depende linealmente del vector de características ($X_{i,t}$), y de una perturbación aleatoria ($U_{i,t}$), se está frente a un modelo de probabilidad lineal o MPL. Este modelo, considerando los modelos de salario de mercado y de reserva, toma la siguiente especificación:

$$BDES_{i,t} = \alpha_i + \beta_{1i} EDUCAT_{i,t} + \beta_{2i} EXPER_{i,t} + \beta_{3i} EXPER_{i,t}^2 + \beta_{4i} BPAR_{i,t} + \beta_{5i} BSEX_{i,t} + \beta_{6i} INGRNLTR_{i,t} + u_{i,t} \quad (13)$$

$$\alpha_i > 0 \quad \beta_{1i} < 0 \quad \beta_{2i} < 0 \quad \beta_{3i} > 0 \quad \beta_{4i} < 0 \quad \beta_{5i} < 0 \quad \beta_{6i} > 0$$

En el modelo de probabilidad lineal el intercepto definido como $\alpha_i = \lambda_{0i} - \pi_{0i}$ debe ser no negativo si efectivamente es cierta la hipótesis de que es un componente macroeconómico de la probabilidad de estar desempleado. La razón para que el intercepto de los modelos micro sea de naturaleza macro proviene de la misma definición de intercepto:

$$E(Y_{i,t} | X_{1t} = X_{2t} = X_{3t} = \dots = 0) = \alpha_i \quad (14)$$

Siendo Y_i la probabilidad de estar desempleado en la ciudad i , el periodo t y $X_{i,t}$ el vector de características del individuo. Se tiene entonces que el intercepto es la probabilidad de estar desempleado de un individuo ubicado en un espacio-tiempo, independiente de su vector de características, pero permitiendo que los otros coeficientes del modelo varíen de periodo a periodo. Así las cosas, α_i es una proba-

bilidad sistemática de quedar desempleado común a todos los individuos, una probabilidad que depende de las condiciones macroeconómicas.

El término de perturbación queda definido como la diferencia entre los errores aleatorios de las ecuaciones de salario de reserva y salario esperado, respectivamente, esto es:

$$u_{i,t} = \eta_{i,t} - \varepsilon_{i,t}$$

El modelo MPL presenta algunos inconvenientes, como la existencia de probabilidades que se salen del intervalo $[0,1]$ y los problemas de heterocedasticidad del término de error. No obstante, como lo anota cuando el objetivo es la obtención de los estimadores MCO, en el caso del modelo MPL estos son insesgados y consistentes (Pindyck y Rubinfeld, 2001). La ventaja de este tipo de modelos es la

interpretación directa de los coeficientes: probabilidades marginales. Vale la pena entonces comparar los resultados de los modelo MPL con aquellos que superan sus limitaciones, como son los modelos Probit y Logit.

Modelos Logit. Cuando la variable dependiente es una probabilidad *ex ante* de que la variable $BDES_{i,t}$ tome valores de 1 ó 0, se está ante

los modelos Probit y Logit. Como se mencionaba anteriormente, la variable dependiente $BDES^*$ viene dada por la diferencia entre el salario ofrecido y el salario de reserva. Si se supone que en el vector de características $X_{i,t}$ del individuo se encuentran las variables que determinan el salario de reserva y el salario de mercado, se plantea el siguiente modelo probabilístico:

$$Prob(w_{i,t}^0 - w_{i,t}^r > 0) = Prob(\alpha_{i,t} + \beta X_{i,t} + u_{i,t} > 0) = Prob(u_{i,t} > -\alpha_{i,t} - \beta X_{i,t}) = 1 - F(-\alpha_{i,t} - \beta X_{i,t}),$$

$$Prob(w_{i,t}^0 - w_{i,t}^r < 0) = Prob(\alpha_{i,t} + \beta X_{i,t} + u_{i,t} < 0) = Prob(u_{i,t} < -\alpha_{i,t} - \beta X_{i,t}) = F(-\alpha_{i,t} - \beta X_{i,t}).$$

Si el término de error sigue una distribución normal se tiene un modelo Probit, en tanto que si se supone logístico se tiene un modelo Logit. A continuación se especifica la forma funcional del modelo logit:

$$Y_{i,t} = \frac{e^{X_{i,t}\beta}}{1 + e^{X_{i,t}\beta}} + u_{i,t}. \quad (15)$$

Se tiene entonces que dados los valores del vector de características de los individuos $X_{i,t}$, se asigna una probabilidad P_i de que la variable dependiente tome el valor de uno, esto es, la probabilidad de estar desempleado tiene una probabilidad P_i .

$$Prob(Y_{i,t} = 1 / X_{i,t}) = P_i,$$

$$Prob(BDES_{i,t} = 1 / X_{i,t}) = P_i.$$

Para los mismos valores del vector $X_{i,t}$, la probabilidad de que la variable $Y_{i,t}$ tome el valor de cero es $(1 - P_i)$.

$$Prob(Y_{i,t} = 0 / X_{i,t}) = 1 - P_i,$$

$$Prob(BDES_{i,t} = 0 / X_{i,t}) = 1 - P_i.$$

Para calcular la probabilidad de elegir la opción 1 (P_i), se procede a calcular la esperanza de $Y_{i,t}$ en términos probabilísticos, esto es:

$$\begin{aligned} E(Y_{i,t} / X_{i,t}) &= (\text{valor de } Y_{i,t} = 0)(Prob Y_{i,t} = 0) + (\text{valor de } Y_{i,t} = 1)(Prob Y_{i,t} = 1) \\ &= 0(1 - P_i) + P_i = P_i. \end{aligned}$$

A diferencia de lo ocurrido con el modelo MPL, los modelos Probit y Logit son no lineales, por lo que el efecto marginal de cada uno de los regresores en la probabilidad no es

constante. Para la interpretación de los parámetros en el modelo Logit se deben calcular las derivadas parciales. La derivada parcial del modelo Logit es (véase ecuación 15):

$$\frac{\partial \left(\frac{e^{X_i \beta}}{1 + e^{X_i \beta}} \right)}{\partial X_{ki}} = \frac{e^{X_i \beta} (1 + e^{X_i \beta}) \beta_k - e^{X_i \beta} e^{X_i \beta} \beta_k}{(1 + e^{X_i \beta})^2} = \frac{e^{X_i \beta}}{(1 + e^{X_i \beta})^2} \beta_k. \quad (16)$$

La ecuación (16) muestra que la variación de la probabilidad de la variable debida a un incremento de la variable explicativa, teniendo las demás variables en *ceteris paribus*, depende de los valores que tome la función derivada en el punto *i*ésimo, o bien del producto de la función de densidad por el valor del respectivo parámetro β_k (Cabrera, Pérez y Serrano, 2001).

Modelo Probit. El modelo Probit relaciona, a través de una función no lineal, la variable explicativa, en este caso una probabilidad, con el vector de variables explicativas X . La especificación del modelo Probit es como sigue:

$$Y_i = \int_{-\infty}^{Z_i} \frac{1}{(2\pi)^{1/2}} e^{-\frac{s^2}{2}} ds + u_i.$$

La variable $Z_i = X_i \beta$ es el índice que define el modelo probit.

Reescribiendo el modelo:

$$Y_i = \Phi(X_i \beta) + u_i.$$

Dados los valores de las características X_i , se asigna una probabilidad, por ejemplo P_i , de que la variable valga la unidad, donde $Y_i = BDES_i$ es:

$$\text{Prob}(BDES_i = 1 | X_i) = P_i.$$

De otro lado, la probabilidad de que la variable dependiente tome el valor de cero es:

$$\text{Prob}(BDES_i = 0 | X_i) = 1 - P_i.$$

Para calcular la probabilidad de elegir la opción 1 (P_i), se procede a calcular la esperanza de Y_i en términos probabilísticos, esto es:

$$\begin{aligned} E(BDES_{i,t} | X_{i,t}) &= (\text{valor de } Y_{i,t} = 0)(\text{Prob } Y_{i,t} = 0) + (\text{valor de } Y_{i,t} = 1)(\text{Prob } Y_{i,t} = 1) \\ &= 0(1 - P_i) + P_i = P_i. \end{aligned}$$

De nuevo, al igual que el modelo Logit, la interpretación de los parámetros del modelo Probit se puede efectuar a través de las derivadas parciales. La derivada parcial del modelo Probit respecto a la variable X_{ki} se define:

$$\frac{\partial \Phi(X_i, \beta)}{\partial X_{ki}} = \phi(X_i, \beta) \beta_k, \quad (17)$$

donde $\phi(X_i, \beta)$ es la función de densidad normal (la derivada de la función de distribución). La ecuación (17) muestra el cambio de la probabilidad, en este caso de estar desempleado, ante cambios en alguna de las variables explicativas, el cual depende de los valores que tome la función de densidad en el punto iésimo, y del estimador del parámetro $\hat{\beta}_k$.

Como se anotó anteriormente, tanto en los modelos Probit como en los Logit la interpretación de los estimadores se efectúa por derivadas parciales. Existen dos alternativas de cómputo de tales derivadas: el agente promedio (evaluar el efecto marginal de la media de las variables explicativas para un agente) y el promedio de los agentes (calcular la probabilidad marginal de cada agente y promediarla). Al respecto, Greene (2000) sugiere que siempre y cuando los cálculos lo permitan, es mejor la segunda opción, aunque se pronostica que ambos procedimientos tienden a comportarse muy similares.

Datos y procesamiento informático

La información utilizada para la estimación econométrica de los modelos procede del Banco de Fuentes Primarias (BFP) del Departamento Nacional de Planeación (DNP). El DNP organiza la información de la Encuesta Nacional de Hogares del DANE de manera que el manejo de los archivos sea más amigable al momento de procesarlos. Para la construcción de la base de datos se utilizan cinco archivos de la encuesta: características personales, fuerza de trabajo, ocupados, desocupados e inactivos. Las etapas de la presente investigación corresponden a las Etapas 61 (tercer trimestre 1990) y 119 (tercer trimestre 2000).⁶

La información en primera instancia se encuentra en formato SAS, el que maneja el BFP. Se opta procesar la base bajo el programa SPSS, para lo cual se convierten las bases de datos en extensión .SAV (extensión de SPSS); para realizar este procedimiento se utiliza el programa Starttransfer, que permite convertir bases de datos con cualquier extensión a los requeridos por el investigador. Situados en formato SPSS se procede a pegar los archivos de aspirantes, cesantes y ocupados con el fin de construir la PEA para cada una de las ciudades objeto de estudio. Una vez se tiene el archivo con la PEA, se agregan de manera horizontal los archivos características

6. Ver DNP-DANE (2000). Metodología de la ENH.

personales, factores de expansión, educación, fuerza de trabajo, obteniendo así la base de datos de la que se elegirán las variables de interés para la modelación econométrica (Figura 4). Es de anotar que este diseño de la base permite para cada individuo en una determinada ciudad y periodo un solo registro con todas las variables calculadas.

Identificadas las variables en el archivo "madre" se exportan hacia Excel con el fin de que las variables puedan ser importadas desde Eviews, programa en el que se estiman los modelos de corte microeconómico, esto es, los modelos MPL, Probit y Logit, estos dos últimos con sus respectivos cálculos de efectos marginales.

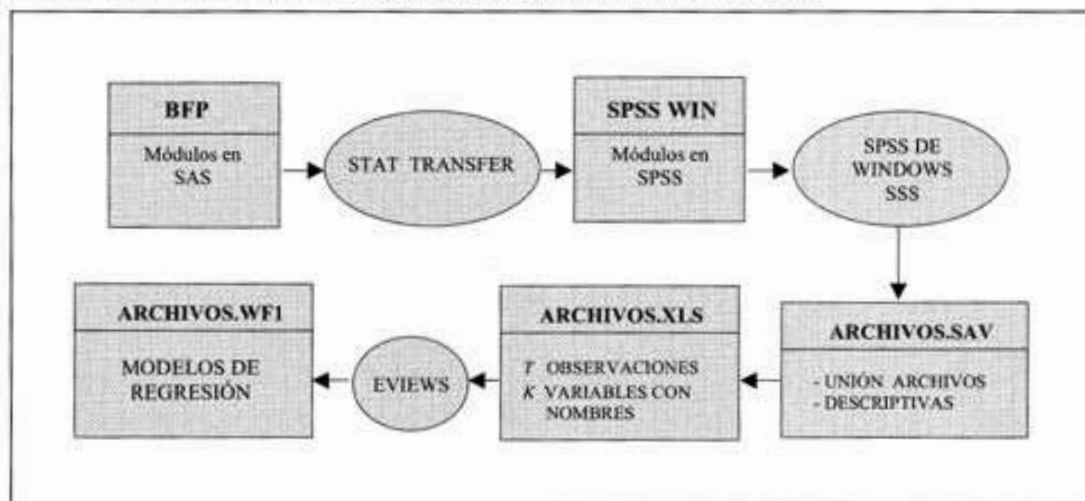
Estimación de los modelos microeconómicos

Los efectos microeconómicos presentados corresponden a las derivadas

parciales de los modelo Probit y Logit calculadas mediante el promedio de los agentes y el agente promedio. En el primer caso se evalúan las expresiones (16) y (17), tomando como X_i las medias muestrales de los datos. Para el cálculo del promedio de los agentes se evalúan los efectos marginales en cada observación con las anteriores expresiones y luego se calcula la media muestral de los efectos marginales individuales; asimismo, se presentan las probabilidades marginales del modelo MPL, toda vez que los estimadores de este tipo de modelos son insesgados, lo que permite su comparación con los primeros dos modelos (Pyndyck, 2000). Cada uno de los modelos se estima utilizando muestras aleatorias provenientes de la población en edad de trabajar.

Con el objetivo de hacer una comparación, cada uno de los cinco efectos marginales es presentado en los

Figura 4. Procesamiento electrónico de una encuesta de la ENH.



Fuente: Elaboración de los autores.

anexos: el MPL, el Logit y el Probit (estos dos últimos por dos caminos, agente promedio y promedio de los agentes). Mediante el criterio Schwarz se encontró que el modelo Logit es el que mejor se ajusta a los datos, por lo que se presentan a continuación los efectos marginales del modelo Logit evaluado mediante el promedio de los agentes, toda vez que la vía del agente promedio sesga al alza las estimaciones (Greene, 2000), y se consignan las estadísticas descriptivas de estas estimaciones. También se presenta por separado cada uno de los efectos marginales del Logit para cada una de las ciudades, con el fin de dinamizar la lectura de los mismos.

Educación. Teóricamente el modelo postula un signo negativo para esta variable, el cual es confirmado en la totalidad de las ciudades. Se observa la gran similitud que tiene la estimación del efecto marginal en la probabilidad de estar desempleado que tiene un año de educación por los tres métodos: los efectos marginales del Probit y del Logit y las probabilidades marginales del modelo MPL (ver Anexo 1). Esto comprueba lo que la teoría econométrica postula acerca de la insesgadez

de los estimadores mínimos cuadráticos en el MPL. Un año de educación adicional disminuye la probabilidad de que un individuo esté desempleado en el mercado de trabajo en un 2.15%, *ceteris paribus* las demás características. Entretanto, en las ciudades intermedias (Manizales, Bucaramanga y Pasto) el efecto marginal es notablemente inferior al de ciudades como Bogotá, Medellín, Cali y Barranquilla. Una explicación de esta regularidad empírica es que en ciudades pequeñas, debido a la estrechez del mercado, el capital humano tiene una baja rentabilidad, lo cual se traduce en un bajo efecto marginal de la educación sobre la probabilidad de salir del desempleo. Se comprueba en este caso que el camino simplificado de evaluar el agente promedio (y no el promedio de los agentes) arroja sesgos en la estimación.

Experiencia. De nuevo la evidencia empírica apoya la predicción de la teoría respecto al signo de esta variable. En promedio para todas las ciudades se encuentra que un año adicional de experiencia disminuye la probabilidad de estar desempleado en un 2.8%. Los resultados en uno y otro periodo se mantienen.

Cuadro 1. Probabilidades marginales medias de la educación.

	Bogotá	Medellín	Cali	Barranquilla	Manizales	Bucaramanga	Pasto
Media	-1.58	-2.17	-1.77	-1.80	-1.89	-1.40	-0.96

Cálculos y elaboración de los autores mediante el programa Eviews. Fuente: ENH

Cuadro 2. Probabilidades marginales medias de la experiencia.

	Bogotá	Medellín	Cali	Barranquilla	Manizales	Bucaramanga	Pasto
Media	-2.70	-3.03	-2.75	-4.05	-2.81	-2.83	-2.93

Elaboración de los autores. Fuente: ENH.

Experiencia al cuadrado. Del cuadrado de la experiencia se formula teóricamente un signo positivo, el cual se confirma para la totalidad de las ciudades. Lo anterior indica la existencia de rendimientos marginales decrecientes en la experiencia; es de anotar que este coeficiente no tiene una interpretación directa, dado que

se está hablando de la expresión cuadrática de una variable. La utilidad de incluir esta variable al cuadrado es calcular el umbral por encima del cual ya empieza la experiencia a presentar rendimientos decrecientes; en este caso el umbral corresponde a 27.5 años en promedio para todas las ciudades.

Cuadro 3. Probabilidades marginales medias del cuadrado de la experiencia.

	Bogotá	Medellín	Cali	Barranquilla	Manizales	Bucaramanga	Pasto
Media	0.054	0.055	0.051	0.053	0.051	0.052	0.049

Cálculos y elaboración de los autores mediante el programa Eviews. Fuente: ENH

Posición en el hogar. La teoría indica que los jefes de hogar tienen una menor probabilidad de quedar desempleados, dado su menor salario de reserva. Los datos apoyan esta hipótesis en la totalidad de las ciudades. El Logit, mediante la evaluación del promedio de los agentes, sugiere un 23.4% (promedio ciudades) menos de probabilidad de estar desempleado de un jefe de hogar frente a uno no jefe. La sobreestimación del agente promedio se mantiene (Ver Anexo 5). Analizando los dos periodos se observa un

marcado descenso de este efecto en todas las ciudades. Esto dice que la diferencia entre la probabilidad de estar desempleado de los jefes respecto a los no jefes, aunque positiva, disminuyó, dado que los salarios de reserva de este último grupo han disminuido (acercándose al nivel de los jefes de hogar) con el fin de compensar la caída de los ingresos familiares. Lo anterior fue un indicador de que la evolución del empleo, tanto cuantitativa como cualitativamente, es insatisfactoria después de las reformas laborales.

Cuadro 4. Probabilidades marginales medias de la posición en el hogar.

	Bogotá	Medellín	Cali	Barranquilla	Manizales	Bucaramanga	Pasto
Media	-23.6	-15.2	-21.2	-19.0	-22.8	-21.9	-21.0

Cálculos y elaboración de los autores mediante el programa Eviews. Fuente: ENH

Género. Con relación al sexo se anticipó negativo, en virtud de que las mujeres tienen un salario de reserva mayor que el de los hombres. Se

recuerda que el intercepto que es positivo para todas las ciudades, muestra la probabilidad sistemática de quedar desempleado de las mujeres. Para

obtener la probabilidad sistemática de los hombres se suma el coeficiente del binario género (que es negativo) más el intercepto. Así las cosas, la probabilidad sistemática de quedar desempleado de los hombres es menor que el de las mujeres. Las estimaciones vuelven a coincidir por los tres caminos que lo han venido haciendo.

Se encuentra una menor probabilidad de estar desempleado en el mercado de trabajo de las siete ciudades cuando se es hombre; no obstante, este efecto diferencial ha variado entre los

dos periodos. En 1988 los hombres respecto de las mujeres tenían un 20.6% menos de probabilidad de estar desempleados (promedio todas las ciudades), para situarse luego en un 12.9%, año 2000. Se ve de esta manera que el diferencial entre hombres y mujeres disminuyó, toda vez que la participación activa de la mujer en el mercado de trabajo aumentó, no solo por el efecto del trabajador añadido, sino también por el incremento en la calidad de la oferta de este sector de la población.

Cuadro 5. Probabilidades marginales medias del género.

	Bogotá	Medellín	Cali	Barranquilla	Manizales	Bucaramanga	Pasto
Media	-8.15	-15.4	-15.2	-17.3	-13.6	-10.2	-10.7

Cálculos y elaboración de los autores mediante el programa Eviews. Fuente: ENH

Ingresos no laborales. Es un factor que afecta el salario de reserva de manera positiva, lo que aumenta la probabilidad de ir a la población económicamente inactiva. El signo positivo se obtiene en las siete ciudades del modelo Logit y de acuerdo con la evaluación del promedio de los agentes, el

aumento de cien mil pesos constantes de 1988 de los ingresos no laborales incrementa en 3.9% la probabilidad de estar desempleado. Al comparar los dos periodos se encuentra que, en general (exceptuando Bogotá y Medellín), este efecto marginal aumentó de 1988 al 2000.

Cuadro 6. Probabilidades marginales medias de los ingresos no laborales.

	Bogotá	Medellín	Cali	Barranquilla	Manizales	Bucaramanga	Pasto
Media	2.69	2.76	4.04	2.75	4.41	3.68	2.77

Cálculos y elaboración de los autores mediante el programa Eviews. Fuente: ENH

Conclusiones

La decisión de emplearse o no, desde el punto de vista microeconómico, está determinada por las característi-

cas personales del individuo. Se postulan desde el modelo teórico variables tales como educación, experiencia, experiencia al cuadrado, género,

posición en el hogar e ingresos no laborales. La estimación de los modelos microeconómicos muestra que las anteriores variables son significativas al momento de explicar la probabilidad de estar desempleado en las siete ciudades de estudio. La contrastación empírica muestra que aumentos en la educación y la experiencia disminuyen la probabilidad de estar desempleado, y se presentan rendimientos decrecientes en esta última a partir de los 28 años de experiencia.

El ser hombre disminuye la probabilidad de estar desempleado en las siete ciudades, lo cual es una evidencia de discriminación en contra de las mujeres; sin embargo, comparando los dos periodos se observa que la brecha de la probabilidad de estar desempleados de ambos grupos converge. Lo anterior es producto de una mayor participación femenina debido no solo a la necesidad de compensar los bajos ingresos familiares sino también por efecto de aumentos en la calidad de su mano de obra. Por otra parte, los jefes de hogar exhiben menores pro-

babilidades de estar desempleados en virtud de su menor salario de reserva. Las personas que reciben ingresos no laborales tienen mayor probabilidad de estar desempleadas con respecto a las que no lo reciben.

Se observa después de la reforma un cierre del diferencial del efecto marginal en la posición en el hogar en todas las ciudades de estudio, lo que indica que la brecha en los salarios de los jefes y no jefes se va cerrando dada la necesidad del resto de integrantes de participar activamente.

Los resultados obtenidos mediante la estimación de los modelos microeconómicos son robustos, es decir, no dependen del modelo probabilístico elegido. Otro indicador de robustez se encuentra en la consistencia de los resultados en todas las ciudades de estudio en los dos puntos del tiempo.

Especial cuidado debe tenerse cuando se estiman los efectos marginales de los modelos Probit y Logit cuando se elige el camino del agente promedio, toda vez que esta metodología sesga hacia arriba la obtención de dichos efectos.

Bibliografía

AMEMIYA, T. (1981), "Qualitative response models: a survey", *Journal of Economic Literature*, vol 19, núm. 4, pp. 481-536.

BERNAL, R Y CÁRDENAS, M. (2003), "Determinants of Labor Demand in Colombia: 1976-1996", *NBER Working Paper*, núm.10077, pp. 35-43.

CAÑÓN, I. (2006), "Reforma de mercado en los noventa y su impacto en el

comportamiento a nivel de la firma: Un modelo estructural para la demanda laboral", *Archivos de Economía DNP*, núm. 321, pp. 10-29.

CASTAÑEDA, T. (1981), "La participación de las madres en el mercado de trabajo urbano en Colombia" *Desarrollo y Sociedad*, Bogotá, núm. 6, pp. 30-36.

CASTELLAR, C Y URIBE, J. (2001), "Determinantes de la participación en el mercado de trabajo del área metropolitana

- en diciembre de 1998". *Documentos de trabajo CIDSE*, Cali, núm. 56. pp. 8-40.
- CLAVIJO, S. (2002), "Las reformas pensionales de 1993 y 2002 en Colombia". *Fasecolda*, pp. 5-13.
- GARCÍA, G. (1996), "Prestaciones por desempleo y duración del paro", *CES*, Madrid, pp.15-21.
- GRACIA, M. (1988), "Modelos con variable dependiente cualitativa y de variación limitada". *Cuadernos de Economía del ICE*, Madrid, núm. 39, pp. 40-44.
- GREENE, W. (2000), *Econometric analysis*, 4ª ed., Londres, Prentice Hill International.
- LÓPEZ, H. (1996), "Participación laboral y desempleo en las cuatro principales ciudades: un modelo econométrico", en: López, H., ed., *Ensayos sobre economía laboral colombiana*, Bogotá, Carlos Valencia Editores.
- LÓPEZ, H. (2004), "Impacto de la reforma laboral sobre la generación y calidad del empleo" *CIDE*, pp. 29-31.
- LORA, E. (2004), "Los efectos sociales de las reformas estructurales de los noventa", *Coyuntura Social*, Edición especial 15 años, pp. 78-91.
- MARTIN, J. (1996), "Paro y búsqueda de empleo: una aproximación desde la teoría económica", *Serie Ciencias Económicas y Empresariales*, núm. 31, pp. 20-51.
- PINDYCK, R Y RUBINFELD, D. (2001), *Econometría: modelos y pronósticos*, 4ª ed., México, Mc. Graw Hill.
- REYES, A. (1994), "El impacto de las regulaciones laborales sobre el mercado de trabajo: el caso colombiano", en: Márquez, G. *Regulación del mercado de trabajo en América Latina*, San Francisco, Centro Internacional para el Desarrollo Económico, pp. 15-22.
- RIBERO, R. Y MESA, C. (1997), "Determinantes de la participación laboral de hombres y mujeres en Colombia 1976-1995", *Archivos de macroeconomía del DNP*, núm. 63, Bogotá, pp. 18-26.
- SANTAMARÍA, M. Y ROJAS, N. (2001), "La participación laboral: ¿qué ha pasado y qué podemos esperar?", *Archivos de Macroeconomía del DNP*, núm. 146, Bogotá, pp. 10-17.
- TENJO, J. Y RIBERO, R. (1998), "Participación, desempleo y mercados laborales en Colombia", *Archivos de macroeconomía del DNP*, núm. 8, Bogotá, pp. 14-23.

Anexo 1

Cálculo de los efectos marginales de la educación. Obs. 2003:3

Ciudad	Logit agente promedio	Logit promedio agentes	MPL	Probit agente promedio	Probit promedio agentes
Bogotá	-0.020979769	-0.01584	-0.017345241	-0.019505737	-0.015632
Cali	-0.024057915	-0.017706	-0.018453904	-0.023635972	-0.018745
Medellín	-0.028598452	-0.02172	-0.024689703	-0.028018168	-0.02259
Barranquilla	-0.024076624	-0.018041	-0.021150352	-0.022542572	-0.017739
Manizales	-0.025228925	-0.018954	-0.021581982	-0.023969951	-0.019002
Bucaramanga	-0.019120384	-0.014077	-0.016849252	-0.017877466	-0.013919
Pasto	-0.013040	-0.009652	-0.010826	-0.011053	-0.008711

Cálculos y elaboración de los autores mediante el programa Eviews. Fuente: ENH

Anexo 2

Cálculo de los efectos marginales de la experiencia. Obs. 2003:3

Ciudad	Logit agente promedio	Logit promedio agentes	MPL	Probit agente promedio	Probit promedio agentes
Bogotá	-0.035861931	-0.027077	-0.023039501	-0.032527842	-0.026067
Cali	-0.037499731	-0.027598	-0.026475656	-0.036400983	-0.028862
Medellín	-0.039905894	-0.03031	-0.028575125	-0.038902848	-0.031366
Barranquilla	-0.030364	-0.040525075	-0.030366	-0.031415031	-0.038585103
Manizales	-0.037479847	-0.028159	-0.026898296	-0.034631048	-0.027453
Bucaramanga	-0.038457736	-0.028314	-0.02962278	-0.035892043	-0.027945
Pasto	-0.039706	-0.029389	-0.033216	-0.036854	-0.029044

Cálculos y elaboración de los autores mediante el programa Eviews. Fuente: ENH

Anexo 3

Cálculo de los efectos marginales del cuadrado de la experiencia. Obs. 2003:3.

Ciudad	Logit agente promedio	Logit promedio agentes	MPL	Probit agente promedio	Probit promedio agentes
Bogotá	0.0007261	0.000548	0.000421637	0.000644325	0.000516
Cali	0.000703813	0.000518	0.000448343	0.000643039	0.00051
Medellín	0.000730703	0.000555	0.000465497	0.000679286	0.000548
Barranquilla	0.000711872	0.000533	0.000485521	0.000670269	0.000527
Manizales	0.000685923	0.000515	0.000441191	0.00062037	0.000492
Bucaramanga	0.000718884	0.000529	0.000479648	0.000660165	0.000514
Pasto	0.000669	0.000495	0.000516	0.000617	0.000486

Cálculos y elaboración de los autores mediante el programa Eviews. Fuente: ENH

Anexo 4

Cálculo de los efectos marginales del género. Obs. 2003:3.

Ciudad	Logit agente promedio	Logit promedio agentes	MPL	Probit agente promedio	Probit promedio agentes
Bogotá	-0.108035879	-0.081571	-0.079847427	-0.104577218	-0.083807
Cali	-0.207315024	-0.152576	-0.181543758	-0.227509589	-0.180342
Medellín	-0.203965135	-0.154919	-0.178953925	-0.223107331	-0.179886
Barranquilla	-0.231798336	-0.17369	-0.20903011	-0.175648	-0.223208036
Manizales	-0.181706116	-0.136516	-0.15726019	-0.17243473	-0.136694
Bucaramanga	-0.138873097	-0.102245	-0.150370427	-0.131484766	-0.10237
Pasto	-0.145128	-0.107420	-0.143233	-0.137551	-0.108401

Cálculos y elaboración de los autores mediante el programa Eviews. Fuente: ENH

Anexo 5

Cálculo de los efectos marginales de la posición en el hogar. Obs. 2003:3.

Ciudad	Logit agente promedio	Logit promedio agentes	MPL	Probit agente promedio	Probit promedio agentes
Bogotá	-0.3126486	-0.23606	-0.226280737	-0.285781596	-0.229022
Cali	-0.288419573	-0.212265	-0.113243944	-0.158707934	-0.12622
Medellín	-0.200692611	-0.152433	-0.088926967	-0.101348582	-0.081715
Barranquilla	-0.254045728	-0.190361	-0.058524621	-0.225644166	-0.177565
Manizales	-0.303715496	-0.228181	-0.157524538	-0.279807563	-0.221811
Bucaramanga	-0.297810188	-0.219262	-0.049582586	-0.271656962	-0.211504
Pasto	-0.284433	-0.210530	-0.072816	-0.251458	-0.198169

Cálculos y elaboración de los autores mediante el programa Eviews. Fuente: ENH

Anexo 6

Cálculo de los efectos marginales de los ingresos no laborales. Obs. 2003:3.

Ciudad	Logit agente promedio	Logit promedio agentes	MPL	Probit agente promedio	Probit promedio agentes
Bogotá	0.035690887	0.026948	0.023448513	0.028701925	0.023001
Cali	0.054957891	0.040447	0.021078237	0.046985317	0.037276
Medellín	0.036410912	0.027655	0.024996865	0.026048771	0.021002
Barranquilla	0.036820464	0.02759	0.018681964	0.019767572	0.015556
Manizales	0.058807326	0.044182	0.028803021	0.050820175	0.040287
Bucaramanga	0.050107107	0.036891	0.031590859	0.044122154	0.034352
Pasto	0.037544	0.027789	0.012595	0.014563	0.011477

Cálculos y elaboración de los autores mediante el programa Eviews. Fuente: ENH

Anexo 7

Estimaciones de los modelos econométricos para las siete principales ciudades.
Variable dependiente BDES.

Bogotá 2000:3			
Variable	M.C.O.	Probit	Logit
C	0.926524 (0.018271) [50.70920]	1.276867 (0.061859) [20.64165]	2.186083 (0.106933) [20.44353]
EDUCAT	-0.018283 (0.001400) [-13.06323]	-0.054226 (0.004631) [-11.70823]	-0.094588 (0.007987) [-1184273]
EXPER	-0.027641 (0.000904) [-30.57711]	-0.087667 (-0.003370) [-26.01409]	-0.151884 (0.005946) [-25.54532]
EXPER2	0.000474 (1.50E-05) [31.62216]	0.001666 (6.20E-05) [26.86631]	0.002939 (0.000115) [25.58455]
INGRNLTR	0.040825 (0.00297) [13.75768]	0.230434 (0.016689) [13.80763]	0.417033 (0.031979) [13.04105]
BSEX	-0.120733 (0.011310) [-10.67476]	-0.290791 (0.037952) [-7.662047]	-0.498066 (0.064169) [-7.761780]
BPAR	-0.132583 (0.010264) [-12.91723]	-0.825374 (0.048941) [-16.86480]	-1.454759 (0.087681) [-16.59143]

Cálculos del autor utilizando el programa Eviews.

Anexo 7 (Continuación)

Cali 2000:3			
Variable	M.C.O.	Probit	Logit
C	0.923309 (0.018260) [50.56492]	1.348910 (0.061272) [22.01509]	2.294436 (0.105662) [21.71490]
EDUCAT	-0.022431 (0.001455) [-15.41542]	-0.069435 (0.004828) [-14.38056]	-0.120805 (0.008322) [-14.51632]
EXPER	-0.024038 (0.000921) [-26.09990]	-0.084192 (0.003275) [-25.70894]	-0.143738 (0.005717) [-25.14343]
EXPER2	0.000421 (1.45E-05) [28.98117]	0.001570 (5.84E-05) [26.90107]	0.002707 (0.000106) [25.57524]
INGRNLTR	0.037521 (0.003109) [12.06731]	0.140285 (0.012452) [11.26569]	0.285114 (0.026627) [10.70768]
BSEX	-0.125382 (0.011483) [-10.91913]	-0.409622 (0.036651) [-11.17624]	-0.679129 (0.061821) [-10.98540]
BPAR	-0.197299 (0.013730) [-14.37022]	-0.700075 (0.046438) [-15.07540]	-1.231090 (0.082207) [-14.97545]

Cálculos del autor utilizando el programa Eviews.

Anexo 7 (Continuación)

Medellín 2000:3			
Variable	M.C.O.	Probit	Logit
C	0.996270 (0.015549) [64.07245]	1.554450 (0.052904) [29.38231]	2.618383 (0.092039) [28.44861]
EDUCAT	-0.022596 (0.001229) [-18.39321]	-0.067661 (0.004041) [-16.74274]	-0.114499 (0.006950) [-16.4746]
EXPER	-0.023995 (0.000776) [-30.93910]	-0.087762 (0.002832) [-30.98559]	-0.151944 (0.005032) [-30.19780]
EXPER2	0.000423 (1.21E-05) [34.83407]	0.001673 (5.12E-05) [32.68709]	0.002962 (9.66E-05) [30.65992]
INGRNLTR	0.040289 (0.003388) [11.89151]	0.165183 (0.014340) [11.51930]	0.294554 (0.027597) [10.67324]
BSEX	-0.137721 (0.009840) [-13.99630]	-0.436717 (0.031467) [-13.87835]	-0.731238 (0.053077) [-13.77693]
BPAR	-0.200391 (0.011959) [-16.75600]	-0.673067 (0.039995) [-16.82872]	-1.166135 (0.069723) [-16.72535]

Cálculos del autor utilizando el programa Eviews.

Anexo 7 (Continuación)

Barranquilla 2000:3			
Variable	M.C.O.	Probit	Logit
C	1.099176 (0.015635) [70.30446]	1.813890 (0.059094) [30.69474]	3.104526 (0.105256) [29.49506]
EDUCAT	-0.021770 (0.001255) [-17.34175]	-0.065857 (0.004426) [-14.88100]	-0.113879 (0.007663) [-14.86148]
EXPER	-0.033721 (0.000767) [-43.98026]	-0.105915 (0.003111) [-34.04035]	-0.182305 (0.005603) [-32.53877]
EXPER2	0.000518 (1.27E-05) [40.60407]	0.001784 (5.45E-05) [32.72320]	0.003117 (0.000102) [30.53544]
INGRNLTR	0.043693 (0.003000) [14.56400]	0.266711 (0.018939) [14.08293]	0.474145 (0.035201) [13.46983]
BSEX	-0.230818 (0.009564) [-24.13513]	-0.637043 (0.034476) [-18.47768]	-1.094551 (0.059409) [-18.42389]
BPAR	-0.049439 (0.004932) [-10.02413]	-0.696898 (0.047231) [-14.75522]	-1.217931 (0.083878) [-14.52034]

Cálculos del autor utilizando el programa Eviews.

Anexo 7 (Continuación)

Manizales 2000:3			
Variable	M.C.O.	Probit	Logit
C	1.004670 (0.018999) [52.88142]	1.617706 (0.067192) [24.07604]	2.744870 (0.117565) [23.34778]
EDUCAT	-0.021619 (0.001509) [-14.32585]	-0.068389 (0.005165) [-13.24127]	-0.119357 (0.008937) [-13.35493]
EXPER	-0.026506 (0.000917) [-28.91289]	-0.094586 (0.003410) [-27.73704]	-0.161918 (0.006055) [-26.73982]
EXPER2	0.000447 (1.45E-05) [30.77021]	0.001708 (6.09E-05) [28.04502]	0.002952 (0.000113) [26.21833]
INGRNLTR	0.039247 (0.002736) [14.34581]	0.160136 (0.011556) [13.85731]	0.349990 (0.029008) [12.06533]
BSEX	-0.129239 (0.011681) [-11.06445]	-0.423182 (0.038601) [-10.96289]	-0.712338 (0.065806) [-10.82479]
BPAR	-0.226746 (0.014220) [-15.94522]	-0.791826 (0.049385) [-16.03371]	-1.408897 (0.088097) [-15.99265]

Cálculos del autor utilizando el programa Eviews.

Anexo 7 (Continuación)

Bucaramanga 2000:3			
Variable	M.C.O.	Probit	Logit
C	0.945610 (0.018627) [50.76529]	1.401920 (0.064246) [21.82112]	2.26001 (0.112840) [20.02830]
EDUCAT	-0.019463 (0.001500) [-12.97539]	-0.058805 (0.005062) [-11.61720]	-0.096869 (0.008813) [-10.99107]
EXPER	-0.030358 (0.000872) [-34.81435]	-0.104094 (0.003419) [-30.44325]	-0.169185 (0.006146) [-27.52891]
EXPER2	0.000487 (1.38E-05) [35.20031]	0.001808 (6.09E-05) [29.69779]	0.003079 (0.000112) [27.38930]
INGRNLTR	0.049154 (0.003809) [12.90569]	0.198840 (0.017769) [11.19013]	0.427607 (0.037047) [11.54236]
BSEX	-0.178098 (0.01198) [-15.90482]	-0.538685 (0.037769) [-14.26273]	-0.754335 (0.066395) [-11.36128]
BPAR	-0.056934 (-0.006793) [-8.381224]	-0.338504 (0.034836) [-9.717193]	-1.138846 (0.091119) [-12.49840]

Cálculos del autor utilizando el programa Eviews.

Anexo 7 (Continuación)

Pasto 2000:3			
Variable	M.C.O.	Probit	Logit
C	0.931827 (0.018328) [50.84283]	1.302643 (0.060488) [21.53562]	2.088581 (0.106284) [19.65100]
EDUCAT	-0.014455 (0.001439) [-10.04553]	-0.043221 (0.004649) [-9.296990]	-0.073264 (0.008074) [-9.073542]
EXPER	-0.033342 (0.000914) [-36.46645]	-0.103128 (0.003187) [-32.35836]	-0.164632 (0.005818) [-28.29807]
EXPER2	0.000517 (1.49E-05) [34.61553]	0.001657 (5.50E-05) [30.13783]	0.002749 (0.000102) [27.05751]
INGRNLTR	0.040211 (0.003703) [10.85841]	0.125301 (0.012301) [10.18635]	0.391752 (0.036114) [10.84758]
BSEX	-0.127825 (0.011604) [-11.01585]	-0.406471 (0.036777) [-11.05230]	-0.518065 (0.065796) [-7.873855]
BPAR	-0.073782 (0.008778) [-8.405129]	-0.245985 (0.028199) [-8.723213]	-1.010249 (0.088130) [-11.46316]

Cálculos del autor utilizando el programa Eviews.