

DETERMINANTES DE LAS DECISIONES EN EL MERCADO LABORAL: LA DECISIÓN DE SER INFORMAL EN COLOMBIA 1988-2000.

Resumen

El propósito de este trabajo es examinar cómo se toman las decisiones en el mercado laboral con énfasis en la decisión de ser informal. Inicialmente 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. Posteriormente se examina la decisión de emplearse o seguir buscando. Finalmente, una vez que el agente ha decidido emplearse, se examina su decisión sobre la calidad del empleo que aceptará (formal o informal). En esta primera estrategia analítica se utiliza la estimación bivariada o binomial. En una segunda instancia, y en consideración a los posibles sesgos de estimación que resultan del supuesto de secuencialidad –cuando posiblemente la decisión es simultánea-, se realiza una estimación multinomial, la cual, como dice su nombre, presupone múltiples alternativas de elección de forma simultánea.

Palabras claves: mercado laboral, informalidad, modelos binomiales, modelos multinomiales.

**DETERMINANTES DE LAS DECISIONES EN EL MERCADO LABORAL: LA
DECISIÓN DE SER INFORMAL EN COLOMBIA 1988-2000.**

**JOSÉ IGNACIO URIBE G.
CARLOS HUMBERTO ORTIZ Q.
JUAN BYRON CORREA F.***

1. INTRODUCCIÓN

El propósito de este documento es examinar cómo se toman las decisiones en el mercado laboral con énfasis en la decisión de ser informal. Además, se presenta una síntesis del ejercicio econométrico que permite estimar esta toma de decisiones.

La modelación de las decisiones que se hace en este documento supone agentes económicos racionales. Inicialmente 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 modelo teórico que sustenta este enfoque es el conocido modelo ocio-consumo; éste supone un agente racional que distribuye su tiempo entre estas opciones sujeto a la restricción temporal, su riqueza inicial y la remuneración del trabajo. Posteriormente se examina la decisión de emplearse o seguir buscando, cuya sustentación teórica se encuentra en los modelos de búsqueda laboral. Finalmente, una vez que el agente ha decidido emplearse, se examina su decisión sobre la calidad del empleo que aceptará –formal o informal-. Se observa, pues, que en esta estrategia analítica se utiliza la estimación bivariada o binomial. En una segunda instancia, y en consideración a los posibles sesgos de estimación que resultan del supuesto de secuencialidad –cuando posiblemente la decisión es simultánea-, se realiza una estimación multinomial, la cual, como dice su nombre, presupone múltiples alternativas de elección de forma simultánea.

Luego, el problema se reduce a modelar la probabilidad de que el individuo tome una decisión, utilizando un modelo bivalente para las decisiones individuales vistas en forma secuencial, y un modelo multinomial para la decisión simultánea de un agente entre las siguientes posibilidades: inactividad, desempleo, trabajo informal y trabajo formal.

Después de esta introducción, en la segunda sección se presentan los marcos teóricos de las decisiones de los agentes en el mercado laboral. La sección tercera se ocupa de tres modelos de elección binaria: participar o no, emplearse o no, ser informal o formal en el mercado laboral. La cuarta sección presenta el problema como una decisión múltiple entre

* Profesores del Departamento de Economía de la Universidad del Valle. Este documento hace parte del informe final del proyecto de investigación “Características y determinantes de la informalidad laboral en Colombia en la década de los noventa”, financiado por el Banco de la República a través de la Fundación para la Promoción de la Investigación y la Tecnología. Esta investigación hace parte de las actividades del Grupo de Investigación en Economía Laboral y Sociología del Trabajo. Queremos agradecer los aportes del colega Carlos Enrique Castellar (q.e.p.d) y de los asistentes de investigación Maribel Castillo y Gustavo García. Los errores u omisiones son responsabilidad de los autores.

las alternativas que se mencionaron arriba. Las conclusiones se presentan en la sección quinta. Finalmente se presenta la bibliografía.

2. MARCO TEÓRICO

2.1. 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. Decisiones que, finalmente, dan paso a la creación de diferentes categorías laborales. El problema de elección 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 está seguro de 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 se puede afirmar que cada agente en realidad toma una sola decisión, la cual lo ubica automáticamente en alguna de las categorías mencionadas anteriormente.

A continuación se presentan las diferentes sustentaciones teóricas de las decisiones en el mercado laboral. Posteriormente se presentan las alternativas econométricas de estimación correspondientes a las decisiones secuenciales y a la decisión simultánea.

2.1.1. MODELO DE PARTICIPACIÓN EN EL MERCADO LABORAL

El modelo neoclásico ocio-consumo muestra cómo un individuo, ante la disyuntiva de participar o no en el mercado de trabajo, logra un equilibrio al tomar una decisión que maximiza su nivel de utilidad sujeta a las restricciones de presupuesto y tiempo.

Dicho modelo parte de que toda función de oferta de trabajo se deriva de un modelo general de demanda del consumidor en que una dotación fija de un bien, en este caso un periodo dado de tiempo T , se divide en una parte destinada a la venta en el mercado, y otra parte que se reserva para el consumo directo; es decir debe dividirse entre las horas de trabajo en el mercado, h , y las horas dedicadas a otras actividades, o . Luego, $T = h + o$. Entre más horas destine el individuo para la venta en el mercado de trabajo, mayores serán las posibilidades de consumir reportándole una mayor utilidad, y entre más horas dedique a

otras actividades, como el descanso, la producción de bienes domésticos y la recreación, mayor será la utilidad obtenida. Estas últimas actividades pueden agruparse dentro de la categoría de ocio = o .

Es claro que existe una relación inversa entre ocio y consumo. Entre más horas destine el individuo al ocio menor tiempo estará dedicando al trabajo, por tanto tiene que disminuir su consumo pues está disminuyendo los ingresos que provienen de las horas de trabajo. En consecuencia existe un arbitraje entre consumo y ocio.

Dicho consumidor tiene una función de utilidad (que asigna valores reales, es continua y cuasi-cóncava), definida para su consumo de bienes, x , y sus horas de ocio o .

$$U = U(x, o, \varepsilon) \text{ con } U'_x > 0, U'_o > 0$$

Donde ε es una variable aleatoria que capta aspectos como los gustos del individuo y no es observada por el investigador.

El individuo maximiza la utilidad sujeto a su restricción presupuestaria, es decir sujeto a las posibilidades de consumo dado un salario de mercado, una renta no laboral y el tiempo disponible. La utilidad de todo individuo tiene un factor subjetivo, y es la preferencia que el individuo tenga por el trabajo y el ocio. Dicho factor es representado por la curva de indiferencia, la cual muestra las distintas combinaciones de consumo de bienes (renta real) y tiempo de ocio que reportan un determinado nivel de utilidad o satisfacción al individuo. El óptimo se encuentra en la tangencia entre la curva de indiferencia y la recta presupuestaria si la solución es interior (participa), o en el corte con la restricción temporal (no participa). Para ello se crea una variable binaria de participación, BPAR, que adopta el valor 1 si se pertenece a la Población Económicamente Activa (PEA), y el valor 0 si se pertenece a la Población Económicamente Inactiva (PEI).

Este modelo es comúnmente usado para explicar las decisiones de participar (Pencavel, 1990). En el modelo es importante distinguir entre una solución interior para las horas de trabajo ($h > 0$), de una solución de esquina ($h = 0$), ya que en una solución interior el individuo selecciona un número positivo de horas para ofrecer en el mercado y la condición para alcanzar el máximo condicionado es que seleccione los bienes y las horas de trabajo de tal modo que la tasa marginal de sustitución (m) entre consumo de bienes y el tiempo de ocio, con signo negativo, sea igual a la pendiente de la restricción presupuestaria, o salario real (w/p): donde

$$\frac{w}{p} = -m = \frac{U'_o}{U'_x}$$

Cuando se trata de una solución de esquina, se tiene que la tasa marginal de sustitución entre consumo de bienes y tiempo de ocio es mayor que el salario real. Dicha tasa marginal

de sustitución evaluada en cero horas se expresa como el salario de reserva. El salario de reserva es el valor del tiempo para el individuo cuando es indiferente entre la actividad y la inactividad laboral, es decir, lo mínimo que está dispuesto a recibir por hora trabajada. En el momento de tomar la decisión el individuo compara su salario de reserva (w^*) con el salario potencial de mercado (w) o la valoración del mercado de su tiempo. Si la valoración del mercado de su tiempo w , excede al valor implícito del tiempo para el individuo w^* , optará por la actividad laboral y ofrecerá un número positivo de horas de trabajo:

$$w > w^* \text{ entonces } h > 0, \text{ luego } BPAR = 1$$

Por otra parte si el individuo otorga un valor mayor a una unidad adicional de su tiempo que el mercado reservará todo su tiempo disponible para sí mismo:

$$w < w^* \text{ entonces } h = 0, \text{ luego } BPAR = 0$$

Pero aquí surgen las siguientes preguntas: ¿qué hace que unos individuos obtengan una mayor utilidad marginal por el ocio o tiempo fuera del mercado? Y de igual forma ¿qué puede determinar el salario que un individuo pueda obtener en el mercado?

Entre los determinantes del salario de reserva, véase por ejemplo Castellar y Uribe (2001), se deben tener en cuenta variables asociadas a las características del individuo: su posición en el hogar, es decir si es jefe de hogar o no (pues se supone que los jefes de hogar tienen un salario de reserva menor que los no jefes por las exigencias que implica su responsabilidad), si recibe ingresos no laborales, los ingresos del resto de miembros del hogar –cuyo efecto es elevar el salario de reserva–, y el género.

Las teorías desarrolladas por la nueva economía de la familia reconocen que la reproducción de cualquier formación socio-económica no sólo está integrada por la producción de bienes materiales sino también por el mantenimiento de su población que permite y asegura la reproducción de la fuerza de trabajo. Dicha reproducción es llevada a cabo en el interior de las familias y a través de la producción de bienes domésticos. El trabajo doméstico ha sido asignado tradicionalmente a las mujeres en razón de factores culturales y sociales que no se discuten en este trabajo y que pueden cambiar –y están cambiando– históricamente. El punto importante a tener en cuenta es que en las economías de mercado no se presenta una valoración monetaria del trabajo en el hogar. Esto hace que las remuneraciones femeninas tiendan a diferenciarse de las masculinas.

La mayor asignación de la responsabilidad del trabajo doméstico en las mujeres hace que se establezcan salarios de reserva mayores que los hombres: el coste de oportunidad de emplearse es mayor para las mujeres, dada el valor de su producción en el trabajo doméstico.

En cuanto a los determinantes del salario potencial de mercado este se supone determinado por las variables de capital humano, es decir, el nivel de educación y de experiencia, véase

por ejemplo Castellar y Uribe (2002). De acuerdo con la teoría del capital humano, la productividad de todo individuo depende directamente de su nivel educativo y de su experiencia, ya que una persona que posea un nivel de estudios más altos y una formación mejor, es capaz de ofrecer una cantidad mayor de esfuerzo productivo útil que una que posea menos estudios y formación, y esto se traduce en mayores salarios esperados por el agente más productivo. Una relación causal similar aunque con diferente marco teórico se genera con la teoría de la señalización.

2.1.2. MODELOS DE BÚSQUEDA DE EMPLEO

Los modelos de búsqueda de empleo son los pioneros en la fundamentación microeconómica del mercado laboral. Su soporte es el comportamiento maximizador de los agentes. Estos modelos centran su interés en la decisión de un individuo racional que, una vez que está participando en el mercado de trabajo, elige entre dos alternativas: emplearse o no emplearse (Layard, Nickell y Jackman, 1991; Blanco, 1995).

Estos modelos parten del supuesto de que en el mercado laboral la información es incompleta y costosa de conseguir, debido a que a este mercado acuden trabajadores con diferentes capacidades, formación y preferencias, y que deben invertir tiempo y recursos en conocer las posibilidades de empleo, las ofertas salariales y las características de los puestos vacantes (condiciones de seguridad, exigencias físicas, intelectuales, ambiente de trabajo, etc.) ya que los empleos son distintos en exigencias, compensaciones y condiciones laborales. Esta existencia de información imperfecta hace que el ajuste entre trabajadores desocupados y puestos de trabajo vacantes sea lento y costoso, ya que la recolección de información sobre las posibilidades de empleo implica gastos de tiempo y dinero por parte de los agentes económicos (Martín, 1995).

Los trabajadores en condiciones de incertidumbre y costes de información positivos se ven enfrentados al problema de determinar hasta cuando continuar buscando un nuevo empleo y fijar una pauta óptima de detención del proceso de búsqueda. Al respecto Martín (1995, p.48) señala:

“Desde un punto de vista simple, el período de desempleo dependerá de la tasa salarial que el individuo piense que equivale a los servicios que puede prestar en el mercado. Si valora mucho sus servicios permanecerá desempleado ante ofertas salariales que él considere bajas; si el coste de información es grande, el individuo tiende a limitar las actividades de búsqueda”.

Por lo tanto, el desempleado ante una oferta de empleo decide si la acepta o no teniendo en cuenta un nivel salarial mínimo que él considera aceptable (salario de reserva o aceptación).

Uno de los modelos más robustos en la explicación de por qué un agente decide o no emplearse en el mercado de trabajo es el modelo de búsqueda secuencial cuyo principal aporte es modelar el hecho de que el trabajador toma su decisión de continuar o no con la búsqueda cada vez que recibe una oferta laboral.

El modelo simple de búsqueda secuencial parte de los siguientes supuestos (García, 1996):

- Los individuos conocen la distribución de ofertas salariales y se enfrentan a un horizonte temporal infinito.
- En cada período de paro el individuo recibe exactamente una oferta de empleo.
- El coste asociado a la generación de ofertas, el coste de búsqueda de empleo es constante a lo largo del período de paro e igual a C .
- Cuando el individuo acepta un puesto de trabajo, permanece en él de forma permanente.
- La distribución de ofertas salariales no varía en el tiempo y es independiente del estado de la economía.
- La función de utilidad de los individuos es lineal, debido a que éstos son neutrales al riesgo.
- El buscador de empleo pretende maximizar los beneficios netos de su búsqueda.

El sentido de estos supuestos es hacer que el salario de reserva permanezca constante a lo largo del período de búsqueda, porque ante ofertas salariales iguales en momentos de tiempo diferentes la decisión del individuo –emplearse o no– debe ser la misma. Dado que lo que interesa modelar es la decisión de continuar buscando o no, estos supuestos son pertinentes. Para otros propósitos, por ejemplo mirar el efecto de un seguro de desempleo en el modelo, deben relajarse algunos de los supuestos entre ellos el de coste de búsqueda constante, porque el seguro de desempleo tiene como efecto reducir este coste.

Dado que los trabajadores que buscan empleo enfrentan una distribución de salarios y condiciones de trabajo que ellos conocen, puede decirse que la búsqueda genera ofertas de trabajo que se pueden considerar como elementos aleatorios tomados de tal distribución. La estrategia del trabajador que busca empleo es, la de fijar un salario de reserva (W_r) tal que si recibe una oferta con un salario igual o superior a W_r acepta el empleo o de lo contrario continúa su búsqueda (Tenjo y Ribero, 1998). Al determinar el salario de reserva, los trabajadores se enfrentan con un intercambio: cuanto mayor sea, es más probable que tarden más tiempo en encontrar un empleo y por tanto, permanecerán más tiempo desempleados. Por otro lado, cuanto menor sea el salario de reserva, menor será el salario que recibirá el trabajador cuando consiga un empleo. Por lo tanto, el salario de reserva debe ser fijado de manera que maximice los beneficios netos de la búsqueda de empleo.

De esta manera, el buscador observa una oferta salarial y compara los beneficios derivados de tomarla con los beneficios esperados de rechazarla y continuar la búsqueda, optando así por una regla de decisión automática: compara la oferta salarial a considerar con el salario de reserva que ha elegido al iniciar su período de búsqueda, de tal forma que maximice sus beneficios esperados. Si la oferta salarial es menor que el salario de reserva, continúa buscando, en caso contrario acepta el empleo.

Si $W_1 > W_r$ Acepta el empleo

Si $W_1 < W_r$ Sigue buscando

Teniendo en cuenta el supuesto de que en cada período se genera exactamente una oferta de empleo W_1 , la cual es una variable aleatoria con una función de distribución $F(W)$ puede decirse que los ingresos percibidos por el individuo después de buscar durante n periodos son:

$$Y_n = \max (W_1 \cdot W_2 \cdots W_n) - C_n$$

El trabajador desempleado al enfrentarse a una secuencia de ofertas aleatorias $W_1 \cdot W_2 \cdots W_n$ tendrá como decisión óptima detener el proceso de búsqueda en el momento en que maximice el valor esperado de los ingresos recibidos $E(Y_n)$.

Dado que la distribución de salarios tiene la forma de una función de distribución de probabilidad continua, $f(W)$ la probabilidad de que la oferta salarial W_1 sea inferior o superior al salario de reserva (W_r) está descrita en la distribución de frecuencias $F(W)$ de la forma $F(W_r)$ y $1 - F(W_r)$ respectivamente, esto permite decir que: la probabilidad de rechazar la oferta de empleo W_1 y continuar buscando será:

$$\Pr(W_1 < W_r) = F(W_r) = \int_0^{W_r} f(w_1)dw_1$$

La probabilidad de aceptar la oferta de empleo W_1 será:

$$\Pr(W_1 > W_r) = 1 - F(W_r) = \int_{W_r}^{\infty} f(w_1)dw_1$$

Por lo tanto, la ganancia neta esperada como consecuencia de la decisión óptima será:

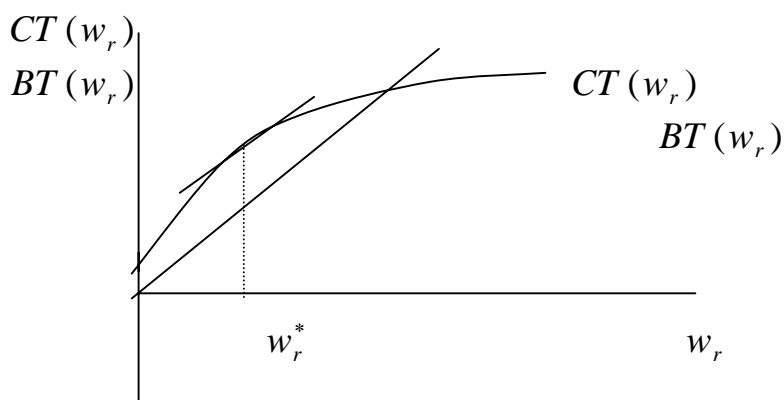
$$E \max(W_r - W_1) - CT$$

Dado que la pauta óptima de conducta establece que el salario de reserva (W_r), debe ser igual a la ganancia esperada de la búsqueda, se tiene:

$$W_r = E \max(W_r - W_1) - CT$$

El primer término de esta ecuación representa el beneficio total de la búsqueda en función del salario de reserva elegido (BT), mientras que el segundo término representa el coste total (CT).

El valor del salario de reserva óptimo es el que maximiza la diferencia $BT(W_r) - CT(W_r)$. Esta relación se puede expresar gráficamente como se muestra en la siguiente figura (Martín, 1995).



Es decir:

$$w_r^* = E \max(W_r - W_1) - CT$$

Por lo tanto, el individuo observa la oferta salarial W_1 , compara los beneficios y costes esperados de tomarla con los de rechazarla y continuar la búsqueda. El coste de aceptar una oferta de empleo con un salario determinado es perder la oportunidad de recibir ofertas mejores en el futuro próximo; el beneficio es el ingreso recibido (Tenjo y Ribero, 1998).

El coste de no aceptarla y seguir desempleado son los gastos directos de la búsqueda: transporte, anuncios, tiempo, etc. Además de los ingresos a los que se renuncia al rechazar la oferta, el beneficio de seguir buscando es la posibilidad de encontrar una oferta salarial superior a las recibidas hasta el momento.

Para elegir el salario de reserva óptimo, el individuo compara esos costes y beneficios de aceptar o no una oferta salarial y elige aquel salario de reserva que maximice la diferencia entre dichos costes y beneficios. Una aplicación del modelo de búsqueda secuencial para la duración del desempleo se encuentra en Castellar y Uribe (2003).

2.1.3. LA DECISIÓN DE SER INFORMAL

Se sabe que mientras el individuo esté buscando trabajo solo detendrá el proceso de búsqueda cuando crea que el salario ofrecido supere o equivalga al salario de reserva.

Hasta aquí el modelo de búsqueda de empleo. Sin embargo, la situación en nuestros países es peculiar porque nuestros trabajadores usualmente no tienen medios que les permitan financiar su proceso de búsqueda de empleo –especialmente porque no existen esquemas de seguro de desempleo generalizado-. 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 enfrente la economía, el

trabajador “escogerá” un empleo formal o informal. La decisión está condicionada por lo mencionado atrás, no es totalmente libre.

Como se mencionó arriba, la mayoría de las veces el sector informal es un soporte precario del mercado laboral. Cuando la situación económica se hace crítica este sector absorbe una gran cantidad de trabajadores que no han podido ser enganchados por el sector formal. Como dicha absorción ocurre principalmente en virtud de las escasas barreras a la entrada del sector informal, es apenas previsible que esté conformado en mayor proporción por trabajadores de bajo perfil. Por lo tanto, la productividad del sector informal tiende a ser baja y, por ende, lo será el salario que se puede esperar en él. De este modo, cuando un individuo establece para sí un salario de reserva bajo, lo más probable es que se incorpore al sector informal.

De manera que, como se mencionó anteriormente, ciertas características específicas (como ser hombre, jefe de hogar, tener baja educación y una situación económica precaria en el hogar) permitirán el establecimiento de un salario de reserva bajo y de un salario potencial de mercado también bajo, con lo cual aumentará la probabilidad de pertenecer al sector informal.

2.2. MODELOS ECONÓMICOS DE ELECCIÓN

El objetivo fundamental de este trabajo es estimar la probabilidad de que un individuo pertenezca al sector informal. Como se mencionó previamente, una opción es ver dicha elección como un proceso de decisión secuencial que parte de la decisión de participar, sigue a la decisión de emplearse y finalmente llega a la decisión sobre la calidad del empleo. Otra opción es considerar como alternativas simultáneas la pertenencia al sector informal o al resto de categorías laborales (personal inactivo, desempleado o trabajador formal). Para modelar la primera opción se puede utilizar un modelo de elección binomial o bivariado (Logit, Probit o un modelo de probabilidad lineal (MPL)); cuando se modela con respecto a más de una categoría lo más conveniente es utilizar un Logit multinomial, a través del método de máxima verosimilitud.

2.2.1 ELECCIÓN BIVARIADA O DICOTÓMICA

Son bien conocidas en el campo de la microeconometría las excelentes síntesis sobre modelación discreta de Amemiya (1981), McFadden (1983), y Maddala (1983).

En este caso se supone que el individuo tiene dos alternativas: ser formal o informal. Entonces, se puede observar una variable binaria *BInfo* definida como:

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

Existe una variable latente definida como: “la utilidad” en cada elección, que 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 latentes (salario de reserva y salario potencial) y por ende función de los atributos definidos en las secciones 2.1.1 y 2.1.2.

El mecanismo de elección es el siguiente:

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

donde

$$BInfo^* = \beta' \mathbf{X} + u_i$$

con u_i el término de perturbación aleatoria. Si $F(u_i | X_i)$ es la función de distribución acumulada de u_i , la decisión probabilística vendrá dada por

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

Dependiendo de la distribución elegida aparecerán los modelos mencionados:

- Si $F = \frac{1}{1 + e^{-\beta' \mathbf{X}}}$ Logit
- Si $F = \Phi(\beta' \mathbf{X})$ Probit
- Si $F = \beta' \mathbf{X}$ MPL

2.2.2. 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 el valor 0 hasta J , a las diferentes alternativas o categorías a elegir. Así para el caso del problema de decidir a que sector laboral pertenecer, 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 un total de cuatro las opciones entre las que el agente debe decidir.

Este tipo de modelos se fundamenta en la teoría de la utilidad del agente económico. En este caso, 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 sentido de 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 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:

$$U_{ij} = \beta' \mathbf{X}_{ij} + \varepsilon_{ij}$$

El individuo decide una alternativa j si la utilidad que le proporciona dicha alternativa es mayor que la utilidad que le proporciona el resto de las alternativas, 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, donde se plantea una variable no observable o latente Y_i^* que depende de las características contenidas en X la matriz de características. Sobre la variable latente se aplica una regla de observabilidad que genera las alternativas que se observan en la realidad. Así los valores de la variable observada Y_i que mide las diferentes categorías se define 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:

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

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

Las ecuaciones estimadas proporcionan un conjunto de probabilidades para las $J+1$ alternativas que puede elegir un individuo sujeto a la matriz de características X_i . Si hacemos $J=1$ obtenemos la formulación de modelo bivariante.

3. LOS DETERMINANTES DE LA ELECCION BINARIA O DICOTÓMICA

El propósito de esta sección es presentar los principales resultados de los tres modelos de elección binaria -inactivo o activo, ocupado o desocupado, formal o informal- para determinar el papel de los factores propios de los individuos que inciden tanto en el salario de reserva (género y jefatura de hogar) como en el salario de mercado (educación y experiencia con rendimientos marginales decrecientes).

Para obtener las estimaciones dicotómicas se utilizaron tres modelos econométricos: el MPL, el Probit y el Logit. Es importante anotar que, en el primer modelo los efectos marginales son constantes, en tanto que, en los otros dos modelos son variables. En este análisis es presentado el efecto marginal del agente promedio.

Los modelos estimados proporcionan la 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.

Dado que las estimaciones en los modelos logit y probit para las diferentes características de los individuos son muy similares, y dado que al considerar las decisiones de forma múltiple se utilizará para el análisis un modelo logit multinomial, el análisis se realiza con base en el modelo dicotómico logístico. Los resultados de las estimaciones MPL y Probit se consignan en el capítulo de estimaciones.

Una observación somera de los resultados obtenidos permite concluir que en todos los casos los coeficientes estimados son altamente significativos y tienen los signos postulados por el modelo teórico. Además, los estadísticos de razón de verosimilitud (LR) son significativos, y los R^2 de McFadden son aceptables.

3.1. 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. Para una exposición reciente de las decisiones de participar con base en el modelo ocio–consumo ver Castellar y Uribe (2001 y 2002).

El modelo Logit se puede ver de la siguiente forma, inicialmente se plantea la variable Dummy o falsa:

$$BPAR_{it} = \begin{cases} 1 & \text{Si participa} \\ 0 & \text{No participa} \end{cases}$$

La probabilidad de participar se expresa de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} \Pr(BPAR_{it}=1) &= P_i \\ \Pr(BPAR_{it}=0) &= 1 - P_i \end{aligned}$$

El modelo probabilístico lineal a estimar es el siguiente en forma reducida:

$$\begin{aligned} P_i &= \frac{1}{1 + \ell^{-(\alpha_t + \beta' X_{it})}} \\ \frac{P_i}{1 - P_i} &= \ell^{(\alpha_t + \beta' X_{it})} \\ \text{Ln} \left(\frac{P_i}{1 - P_i} \right) &= \alpha_t + \beta' X_{it} \end{aligned}$$

Incluyendo el vector de características X_{it} se obtiene:

$$\begin{aligned} BPAR_{it} &= \alpha_t + \beta_{1t} EDUCAT_{it} + \beta_{2t} EXPER_{it} + \beta_{3t} EXPER_{it}^2 + \beta_{4t} BPAR_{it} + \beta_{5t} BSEX_{it} + U_{it} \\ \alpha > 0 \quad \beta_{1t} > 0 \quad \beta_{2t} > 0 \quad \beta_{3t} < 0 \quad \beta_{4t} > 0 \quad \beta_{5t} \neq 0 \end{aligned}$$

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.

El Cuadro 3 y el Gráfico 1 presentan los efectos marginales del modelo estimado.

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.

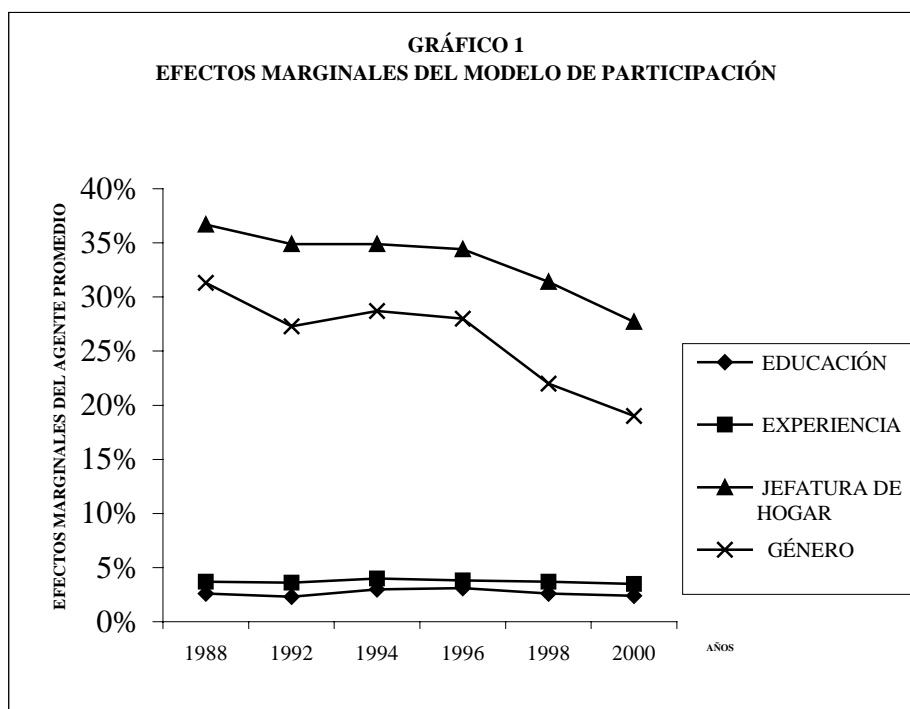
En general, se constata que las estimaciones de los efectos marginales de los factores relacionados con el capital humano son consistentes y parecen moverse de forma ligeramente procíclica. Un año adicional de educación aumenta la probabilidad de participar en un valor que oscila entre 2.3 y 3.1%. Por otra parte, un año adicional de experiencia aumenta la probabilidad de participar en un valor que oscila entre 3.5 y 4%.

La estimación del efecto marginal de la experiencia al cuadrado sobre la participación siempre arroja valores negativos, lo cual refleja la productividad marginal decreciente de la experiencia.

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. El efecto marginal de la condición masculina disminuye de 31.3 a 19% en el período de análisis; y el efecto marginal de la condición de jefe de hogar también disminuye de 36.7 a 27.7%. Es posible que estas tendencias se expliquen por la mayor participación de la mujer en la fuerza laboral.

Las anteriores estimaciones también se realizaron con los métodos Probit y MPL con resultados muy similares (ver capítulo de estimaciones).

CUADRO 3 EFECTOS MARGINALES DEL MODELO DICOTÓMICO LOGITEN LA DECISIÓN DE PARTICIPAR EN EL MERCADO LABORAL						
	1988	1992	1994	1996	1998	2000
EDUCACIÓN						
	0.026	0.023	0.030	0.031	0.026	0.024
EXPERIENCIA						
	0.037	0.036	0.040	0.038	0.037	0.035
EXPERIENCIA²						
	-0.00076	-0.00074	-0.00081	-0.00077	-0.00074	-0.00070
HOMBRE						
	0.313	0.273	0.287	0.280	0.220	0.190
JEFE DE HOGAR						
	0.367	0.349	0.349	0.344	0.314	0.277
Fuente: Cuadros 9 a 11 del capítulo siete.						



Fuente: Cuadros 9 a 11 del capítulo siete.

3.2. MODELO DE ELECCIÓN BINARIA DE EMPLEO

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

El modelo Logit se puede ver de la siguiente forma, se plantea la variable falsa para el caso de la probabilidad de estar empleado:

$$BEMP_{it} = \begin{cases} 1 & \text{Si se emplea.} \\ 0 & \text{Si permanece desempleado.} \end{cases}$$

La probabilidad de participar se expresa de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} \Pr(BEMP_{it} = 1) &= P_i \\ \Pr(BEMP_{it} = 0) &= 1 - P_i \end{aligned}$$

El modelo probabilístico lineal a estimar es el siguiente en forma reducida:

CIDSE

$$P_i = \frac{1}{1 + \ell^{-(\alpha_t + \beta' X_{it})}}$$

$$\frac{P_i}{1 - P_i} = \ell^{(\alpha_t + \beta' X_{it})}$$

$$\text{Ln} \left(\frac{P_i}{1 - P_i} \right) = \alpha_t + \beta' X_{it}$$

Incluyendo el vector de características X_{it} se obtiene:

$$\text{BEMP}_{it} = \alpha_t + \beta_{1t} \text{EDUCAT}_{it} + \beta_{2t} \text{EXPER}_{it} + \beta_{3t} \text{EXPER}_{it}^2 + \beta_{4t} \text{BPAR}_{it} + \beta_{5t} \text{BSEX}_{it} + U_{it}$$
$$\alpha > 0 \quad \beta_{1t} > 0 \quad \beta_{2t} > 0 \quad \beta_{3t} < 0 \quad \beta_{4t} > 0 \quad \beta_{5t} \neq 0$$

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. Un año adicional de educación aumenta la probabilidad de emplearse en un valor que oscila entre 0.51 y 0.82%. Por otra parte, un año adicional de experiencia aumenta la probabilidad de emplearse en un valor que oscila entre 0.55 y 0.98%. 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.

El coeficiente relacionado con la experiencia al cuadrado también es estimado con signo negativo, confirmando la suposición usual de que la experiencia tiene una productividad marginal decreciente.

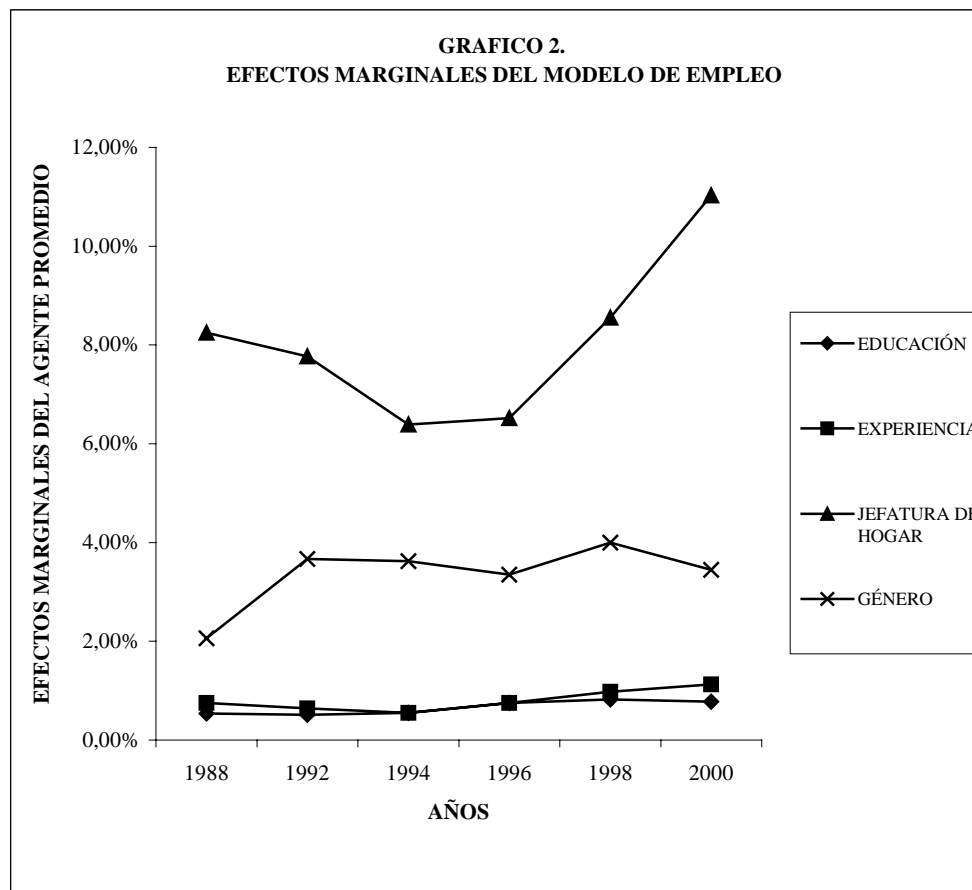
Las características personales arrojan resultados consistentes en el período de análisis. El efecto marginal de la condición masculina sobre la decisión de emplearse se mantiene relativamente estable entre 1992 y 2000; fluctúa entre 3.33 y 4% –la estimación realizada para el año 1988 está significativamente 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%; 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 períodos 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.

Como e el caso anterior, las estimaciones reportadas se recalcularon con los métodos Probit y MPL con resultados muy similares (ver capítulo de estimaciones).

CUADRO 4
EFFECTOS MARGINALES DEL MODELO DICOTÓMICO LOGIT
EN LA DECISION DE EMPLEARSE EN EL MERCADO LABORAL

	1988	1992	1994	1996	1998	2000
EDUCACIÓN	0.0054	0.0051	0.0055	0.0075	0.0082	0.0078
EXPERIENCIA	0.0075	0.0064	0.0055	0.0075	0.0098	0.0113
EXPERIENCIA²	-0.00009	-0.00008	-0.00008	-0.00008	-0.00012	-0.00014
HOMBRE	0.0206	0.0367	0.0362	0.0335	0.0400	0.0345
JEFE DE HOGAR	0.0825	0.0777	0.0639	0.0652	0.0855	0.1103

Fuente: Cuadros 12 a 14 del capítulo siete.



Fuente: Cuadros 12 a 14 del capítulo siete.

3.3. 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. Así, los efectos marginales estimados se encuentran en el Cuadro 5 y se muestran en el Gráfico 3.

El modelo Logit se puede ver de la siguiente forma, se plantea la variable falsa para el caso de la probabilidad de estar empleado:

$$\text{BINFO}_{it} = \begin{cases} 1 & \text{Si se emplea.} \\ 0 & \text{Si permanece desempleado.} \end{cases}$$

La probabilidad de participar se expresa de la siguiente forma:

$$\Pr(\text{BINFO}_{it}=1) = P_i$$

$$\Pr(\text{BINFO}_{it}=0) = 1 - P_i$$

El modelo probabilístico lineal a estimar es el siguiente en forma reducida :

$$P_i = \frac{1}{1 + \ell^{-(\alpha_t + \beta' X_{it})}}$$

$$\frac{P_i}{1 - P_i} = \ell^{(\alpha_t + \beta' X_{it})}$$

$$\text{Ln} \left(\frac{P_i}{1 - P_i} \right) = \alpha_t + \beta' X_{it}$$

Incluyendo el vector de características X_{it} se obtiene:

$$\text{BINFO}_{it} = \alpha_t + \beta_{1t} \text{EDUCAT}_{it} + \beta_{2t} \text{EXPER}_{it} + \beta_{3t} \text{EXPER}_{it}^2 + \beta_{4t} \text{BPAR}_{it} + \beta_{5t} \text{BSEX}_{it} + U_{it}$$

$$\alpha > 0 \quad \beta_{1t} > 0 \quad \beta_{2t} > 0 \quad \beta_{3t} < 0 \quad \beta_{4t} > 0 \quad \beta_{5t} \neq 0$$

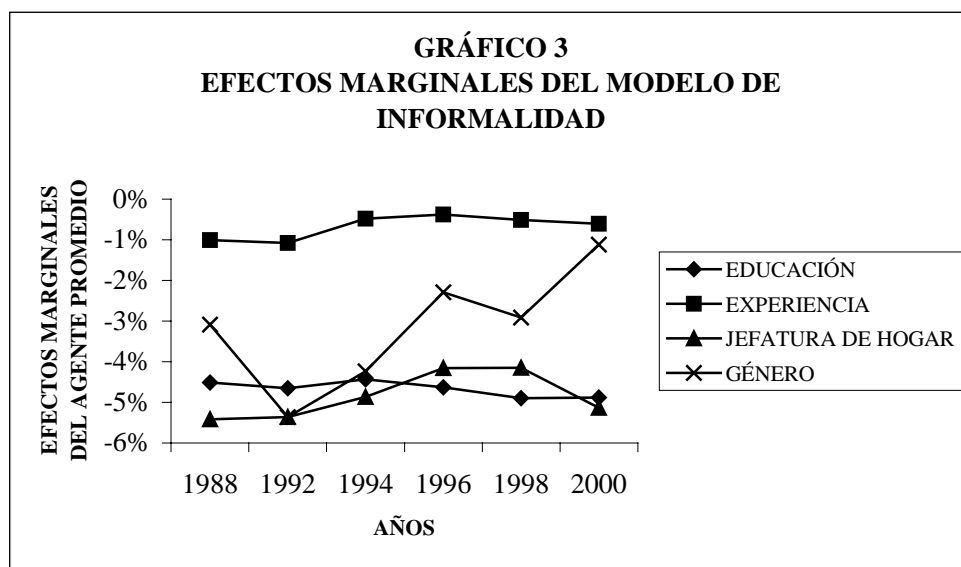
Vale la pena comenzar recordando que en los modelos de elección binaria, el signo de los efectos marginales estimados sólo indica la dirección del cambio que se genera por variaciones unitarias en las variables explicativas. Es decir, en el modelo de la decisión de ser informal, el signo negativo asociado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

Teniendo en cuenta la anterior aclaración, 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 (ver Gráfico 3).

Las estimaciones arrojan que un año adicional de educación disminuye la probabilidad de ser informal en 4.7%. Un año adicional de experiencia disminuye la probabilidad de ser informal en un valor que fluctúa entre 0.4 y 1%. La condición de jefe de hogar disminuye la probabilidad de ser informal en un 5%. La variable condición masculina tiene un impacto negativo sobre la decisión de ser informal pero es cada vez menos importante (se aproxima a cero); 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 (tiende a haber tantas mujeres como hombres en las actividades informales).

También en este caso se realizaron estimaciones de los efectos marginales mencionados con los métodos Probit y MPL. Los resultados obtenidos son similares a los que arroja el método logit.

CUADRO 5						
EFFECTOS MARGINALES DEL MODELO DICOTÓMICO LOGIT						
EN LA DECISIÓN DE ELEGIR EL SECTOR INFORMAL						
	1988	1992	1994	1996	1998	2000
EDUCACIÓN						
	-0.0451	-0.0465	-0.0443	-0.0463	-0.0490	-0.0488
EXPERIENCIA						
	-0.0101	-0.0108	-0.0048	-0.0038	-0.0051	-0.0061
EXPERIENCIA²						
	0.00021	0.00022	0.00014	0.00012	0.00013	0.00016
HOMBRE						
	-0.0309	-0.0536	-0.0424	-0.0229	-0.0291	-0.0112
JEFE DE HOGAR						
	-0.0542	-0.0536	-0.0487	-0.0416	-0.0415	-0.0513
Fuente: Cuadros 15 a 17 del capítulo siete.						



Fuente: Cuadros 15 a 17 del capítulo siete.

4. UN MODELO DE RESPUESTA MULTIPLE

En esta sección se generaliza el modelo de análisis para incluir el caso en el cual el agente económico puede decidir entre varias alternativas de forma simultánea.

Dado que el pertenecer a un determinado sector del mercado laboral -inactivo, desempleado, formal o informal- depende de las características propias del individuo así como de los aspectos específicos de la decisión a tomar, es difícil ordenar estas alternativas bajo algún criterio.

Afortunadamente los modelos de elección de tipo multinomial no implican ningún ordenamiento de las opciones. Dentro de estos modelos se encuentran el Logit Multinomial y el Probit Multinomial. En este trabajo se utiliza el modelo Logit Multinomial. Esta elección facilita la comparación con las estimaciones Logit Binomiales.

4.1. MODELO LOGISTICO DE ELECCIÓN MULTIPLE

La estimación del modelo definido en la sección 2.2.2, se realiza mediante el software Limdep 8.0. El Cuadro 7 y el Gráfico 4 resumen las estimaciones que arroja el modelo logit multinomial (ver capítulo de estimaciones), modelo que, al igual que los modelos binarios anteriores, arroja estimativos de los efectos marginales altamente significativos.

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 2.2.2):

$$\text{ELEAC}_{it} = \begin{cases} 0 & \text{INACTIVO} \\ 1 & \text{DESEMPLEADO} \\ 2 & \text{INFORMAL} \\ 3 & \text{FORMAL} \end{cases}$$

La probabilidad de elegir alguna de las opciones anteriores se expresa de la siguiente forma:

$$P_{ij} = \Pr(Y=j) = \frac{e^{\beta_j x_i}}{1 + \sum_{k=1}^j e^{\beta_k x_i}} \quad \text{para } j=1,2,3.$$

$$P_{i0} = \Pr(Y=0) = \frac{1}{1 + \sum_{k=1}^j e^{\beta_k x_i}}$$

Si hacemos $j=1$ obtenemos la formulación del modelo binomial analizado en las secciones 4.1, 4.2 y 4.3. Con esta formulación los j logaritmos de los cocientes de probabilidades que se obtienen son:

$$\text{Ln} \left[\frac{P_{ij}}{P_{i0}} \right] = \beta_j' x_i$$

De donde:

$$\text{ELEAC}_{it} = \alpha_t + \beta_{1t} \text{EDUCAT}_{it} + \beta_{2t} \text{EXPER}_{it} + \beta_{3t} \text{EXPER}_{it}^2 + \beta_{4t} \text{BPAR}_{it} + \beta_{5t} \text{BSEX}_{it} + U_{it}$$

$$\alpha > 0 \quad \beta_{1t} > 0 \quad \beta_{2t} > 0 \quad \beta_{3t} < 0 \quad \beta_{4t} > 0 \quad \beta_{5t} \neq 0$$

Los signos de las estimaciones muestran la dirección del cambio de la variable dependiente ante variaciones de las variables independientes.

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*, cosa que sólo ocurría en la estimación del modelo binario de participación. Este hecho corrige posibles problemas de sesgo de selectividad en la estimación.

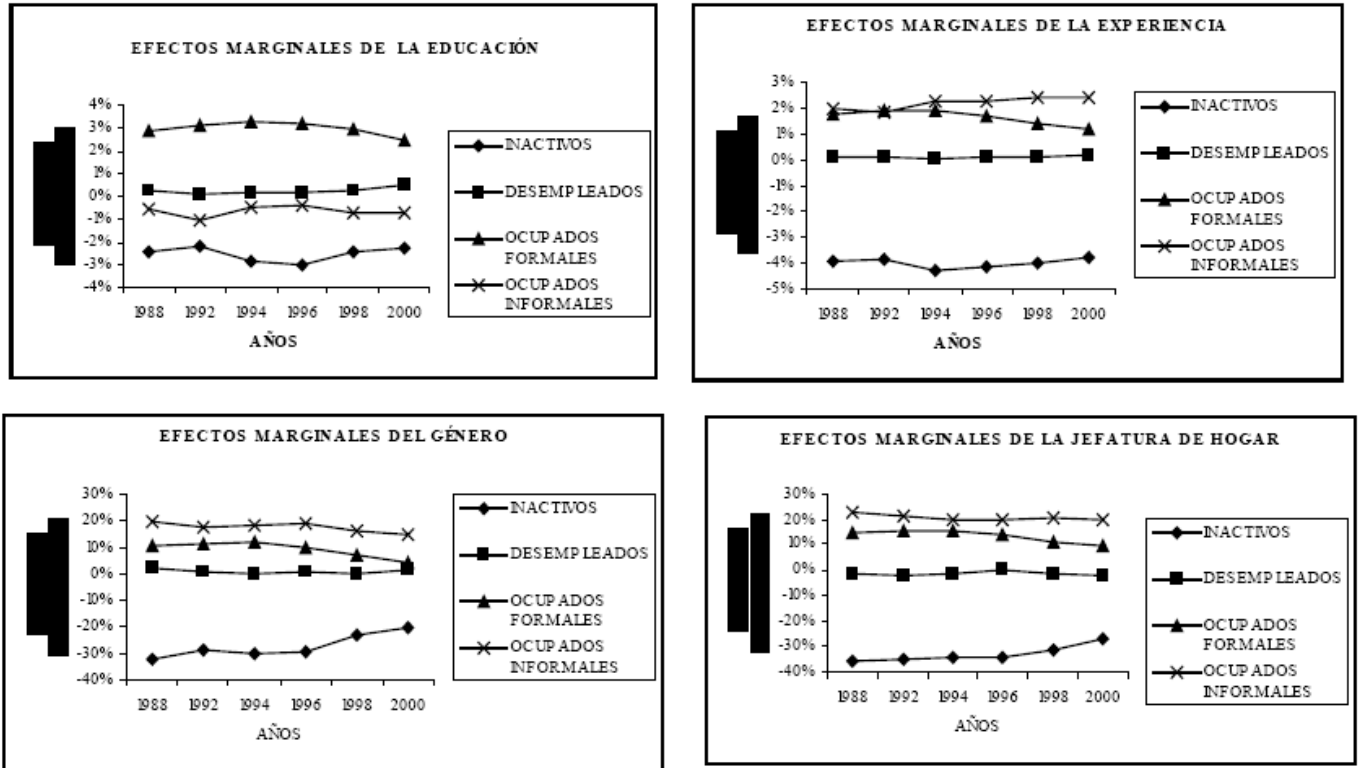
En general, como lo revela en mejor forma el Gráfico 4, los efectos marginales son bastante estables en el período de análisis. Por tanto, en una primera aproximación nos referiremos al valor promedio del efecto estimado para las opciones laborales; una clave

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). Posteriormente, nos referiremos a los cambios en las estimaciones durante el período de análisis (1988-2000).

CUADRO 7 MODELACIÓN SECUENCIAL 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	-0.0300	-0.0246	-0.0227
	Experiencia	-0.0390	-0.0388	-0.0426	-0.0410	-0.0397	-0.0380
	Experiencia ²	0.0008	0.0008	0.0009	0.0008	0.0008	0.0008
	Bsex = Hombre	-0.3220	-0.2873	-0.2996	-0.2918	-0.2333	-0.2020
	Bpar = Jefe Hog.	-0.3570	-0.3456	-0.3440	-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	0.0012	0.0010	0.0003	0.0014	0.0012	0.0016
	Experiencia ²	-0.0001	-0.0001	0.0000	-0.0001	-0.0001	-0.0001
	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	-0.0100	-0.0203
OCUPACIÓN INFORMAL	Constante	-0.1990	-0.1051	-0.2216	-0.2387	-0.1595	-0.1389
	Educación	-0.0059	-0.0105	-0.0051	-0.0037	-0.0070	-0.0072
	Experiencia	0.0199	0.0184	0.0231	0.0228	0.0240	0.0242
	Experiencia ²	-0.0004	-0.0003	-0.0004	-0.0004	-0.0004	-0.0004
	Bsex = Hombre	0.1971	0.1748	0.1822	0.1855	0.1612	0.1474
	Bpar = Jefe Hog.	0.2238	0.2090	0.2009	0.2015	0.2086	0.1984
OCUPACIÓN FORMAL	Constante	-0.4768	-0.5086	-0.5164	-0.4906	-0.4585	-0.3968
	Educación	0.0282	0.0314	0.0323	0.0320	0.0292	0.0248
	Experiencia	0.0178	0.0194	0.0192	0.0168	0.0145	0.0122
	Experiencia ²	-0.0004	-0.0004	-0.0004	-0.0004	-0.0003	-0.0003
	Bsex = Hombre	0.1063	0.1099	0.1202	0.0985	0.0700	0.0444
	Bpar = Jefe Hog.	0.1464	0.1549	0.1537	0.1413	0.1114	0.0932

Fuente: Cuadro 18 del capítulo siete.

GRAFICO 4. EFECTOS MARGINALES DEL MODELO MULTINOMIAL



Fuente: Cuadro 18 del capítulo siete.

El efecto de un año de educación se manifiesta primordialmente en un aumento de la probabilidad de ser formal (el efecto marginal estimado está alrededor del 3%) y disminuye la probabilidad de ser inactivo (el efecto marginal estimado está alrededor de -2.5%). 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 (el efecto estimado se mueve alrededor de -0.6%). 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.

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 del -4%). El mismo año adicional de experiencia no tiene mayor incidencia sobre la probabilidad de estar desempleado (el efecto marginal estimado es positivo pero prácticamente nulo); por tanto, el efecto sobre la inactividad se balancea con los efectos positivos sobre las probabilidades de empleo (el efecto marginal estimado de la probabilidad de ser empleado formal está alrededor del 2%, al igual que el efecto marginal estimado sobre la probabilidad de ser informal). Cabe anotar que a partir del año 1996 el efecto marginal de la experiencia sobre la probabilidad de ser informal aumenta a costa de la probabilidad de ser formal: en 2000 el efecto marginal sobre la probabilidad de ser formal es 1.22%, y el efecto marginal sobre la probabilidad de ser informal es de 2.42%. Este es un comportamiento que se explica por el ciclo económico, en especial por la crisis de los años mencionados -se crea menos empleo formal y se crea más empleo informal-.

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 3% sobre la probabilidad de ser empleado formal, mientras que el efecto de un año adicional de experiencia sobre la probabilidad de ser formal es del 2%, y además este último impacto disminuye con la crisis económica (el estimativo pasa de un valor de 1.68% en 1996 a 1.22% en 2000).

La condición de ser hombre disminuye la probabilidad de que la persona esté inactiva (el efecto marginal estimado se mueve ligeramente alrededor de -26%). 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 masculinidad sobre la probabilidad de ser informal se mueve alrededor del 18%, mientras el efecto marginal sobre la probabilidad de ser formal se mueve alrededor del 8%). 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. Analizando el comportamiento de estas variables (masculinidad y jefatura de hogar) en el período de análisis, se deduce que ambos efectos tienden a disminuir su intensidad; este resultado es compatible con la creciente integración de la mujer al mercado laboral.

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%). 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 del 21%, mientras el efecto marginal sobre la probabilidad de ser formal se mueve alrededor del 11%). Estos resultados son compatibles con el análisis usual de la economía laboral sobre la condición jefatura del hogar: sobre el jefe recae en mayor medida la obligación de proveer la subsistencia, lo cual lo presiona a aceptar un trabajo. En los últimos dos períodos analizados, 1998 y 2000, el efecto marginal de la Jefatura del Hogar sobre el empleo disminuye ligeramente como resultado de la menor capacidad de generación de empleo en la economía, especialmente de empleo formal.

5. CONCLUSIONES

Los resultados de los ejercicios Logit Binomial y Logit Multinomial parecen ser consistentes con respecto a la participación. Las estimaciones de los efectos marginales sobre la participación arrojan módulos similares en ambos ejercicios. Para entenderlo se debe tener en cuenta que en el ejercicio binomial se pregunta por el efecto de las variables independientes sobre la participación, lo cual arroja estimaciones positivas para, en su orden, la educación, la experiencia, la condición masculina y la jefatura del hogar (Gráfico 1); mientras en el ejercicio multinomial se pregunta por el efecto de las mismas variables sobre la probabilidad de ser inactivos (Gráfico 4), 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 logit binomial y logit multinomial se obtiene con la estimación de la decisión de emplearse. El ejercicio binomial se presenta en el Gráfico 2 y el ejercicio multinomial se presenta en el Gráfico 4; 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 arroja un valor de 2.4% (3% - 0.6%) en el ejercicio multinomial. 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 arroja valores negativos sobre la variación de la probabilidad de ser informal para, en su orden, la experiencia, la condición masculina, la jefatura del hogar, y la educación (ver el Gráfico 3); 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), pero las demás variables independientes obtienen coeficientes estimados positivos (ver Gráfico 4). Ahí si es posible por tanto que aparezca el sesgo de selección.

Si existe el riesgo del sesgo de selección, la vía segura es el análisis de las estimaciones derivadas del ejercicio multinomial. Se obtienen entonces las siguientes conclusiones generales que se deducen fácilmente del Gráfico 4:

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: educación (-2.5%), experiencia (-4%), condición masculina (-26%), jefatura del hogar (-32%).

3) Las variables condición masculina y jefatura del hogar tienen un efecto marginal muy importante sobre la inactividad, y por tanto sobre la actividad, pero su importancia decrece en el período de análisis (1988-2000), lo cual es consistente con la comprobada creciente entrada femenina en el mercado laboral y el aumento de 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%, en los años anteriores fluctúa entre 0.1 y 0.2 %). 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: en especial el efecto marginal sobre el empleo formal aumenta en los auge (1994-1996) y disminuye en las crisis (1998-2000); y el efecto marginal de la educación sobre la informalidad es menos negativo en los auge 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% (1994) y 2.5% (2000).

6. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Amemiya, T. (1981). “Qualitative Response Models: A Survey.” *Journal of Economic Literature* 19(4): 483-536.

Blanco, J. M.. (1995), “La Duración del Desempleo en España” en Dolado, J.J. y Jimeno J. F. “*Estudios Sobre el Funcionamiento del Mercado de Trabajo Español*”, FEDEA, Madrid.

Bourguignon, F (1979). “Pobreza y Dualismo en el Sector Urbano de las Economías en Desarrollo: El Caso de Colombia”, Desarrollo y Sociedad #1, Universidad de los Andes. Bogota.

Castellar y Uribe (2001). “Determinantes de la Participación en el Mercado de Trabajo en el área metropolitana de Cali en diciembre de 1988”. CIDSE, Universidad del Valle, *Documentos de Trabajo No 56*.

Castellar y Uribe (2002). “La Participación en el Mercado de Trabajo: Componentes Micro y Macroeconómicos en el área metropolitana de Cali”. CIDSE, Universidad del Valle, *Anuario de Investigaciones*, Diciembre del 2002.

Castellar y Uribe (2003a). “Determinantes de la duración del desempleo en el área metropolitana de Cali 1988-1998”. CIDSE, *Archivos de Macroeconomía* 218, Departamento Nacional de Planeación, Marzo del 2003.

Castellar y Uribe (2003b). “La Tasa de Retorno de la Educación: Teoría y Evidencia Micro y Macroeconómicos en el área metropolitana de Cali 1988-2000”. CIDSE, Universidad del Valle, *Documentos de Trabajo No 66*, Mayo del 2003.

García B, Gema (1996); *Prestaciones por desempleo y duración del paro*. CES, Madrid.

Greene William (2003) “Econometric Analysis” Macmillan Company, Fifth Edition, New York

Hernández, A. L. (2002) “Determinantes de la participación laboral en hombres y mujeres para el área metropolitana de Cali en diciembre de 1997: Una diferenciación”. *Tesis de grado para optar al título de economista*, Universidad del Valle, Cali.

Hosmer, D.W. and Lemeshow S. (2000) *Applied Logistic Regression*. John Willey & Sons Second Edition.

Layard R., Nickell S. and Jackman R. (1991). “Unemployment Macroeconomic Performance and the Labour Market”, Oxford University Press. Traducido como “*Los*

Resultados Macroeconómicos del Paro y el mercado de Trabajo (1994), Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, España

McFadden, D. (1983). “Qualitative Response Models” In Z. Griliches and M. D. Intrilligator (eds.), *Handbook of Econometrics*. Amsterdam: North-Holland.

Maddala, G. S. (1983). “Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics” Cambridge, University Press.

Martín, José Luis (1995); *Paro y Búsqueda de empleo: una aproximación desde la teoría económica*. Universidad de Sevilla. España. Serie de Ciencias Económicas y empresariales. No 31.

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*, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, España.

Roldán, Paola (2002); “*Probabilidad de estar desempleado en el área metropolitana de Cali en diciembre de 1997: diferencias por género*”. Anuario de investigaciones CIDSE, universidad del valle, Santiago de Cali.

Tenjo J. y Ribero R. (1998), “Participación, Desempleo y Mercados laborales en Colombia”, DNP, *Archivos de Macroeconomía*, Documento 81, Bogotá.