

PROBABILIDAD DE ESTAR DESEMPLEADO EN EL ÁREA METROPOLITANA DE CALI EN DICIEMBRE DE 1997: DIFERENCIAS POR GÉNERO

PAOLA MARCELA ROLDÁN VÁSQUEZ*

Introducción

En la década de los 90, el mercado laboral en el área metropolitana de Cali sufrió un fuerte deterioro expresado en el incremento significativo de la tasa de desempleo, pasando de 8.7% en diciembre de 1991 a 16.6% en diciembre de 1997. Esto ha hecho que el desempleo se convierta en uno de los problemas más graves dadas sus implicaciones de carácter social y económico. En cuanto a lo social, la carencia de ingresos tiene efectos negativos sobre el bienestar de las familias, aumenta la desigualdad entre los individuos y genera delincuencia, inseguridad entre otros. A nivel económico implica un costo de oportunidad para la economía: la cantidad que se podría haber producido si todos los desempleados tuvieran una ocupación.

Las diferencias de género en la probabilidad de estar desempleado también son un problema de importancia debido a que la tasa de desempleo femenina ha sido siempre superior a la masculina: en diciembre de 1991, el 41.3% de los desempleados eran hombres y el 58.7% eran mujeres; para 1997 la tasa de desempleo era de 16.6%, de la cual el desempleo femenino era 56.6% mientras que el masculino era del 43.4%.

El presente artículo tiene como objetivo encontrar los determinantes de la probabilidad de estar desempleado en el área metropolitana de Cali y calcular las diferencias sexuales en dichos determinantes. Para hacerlo se utilizará la información proporcionada por la encuesta nacional de hogares (ENH) para diciembre de 1997.

* Asistente de Investigación del proyecto de investigación “Determinantes de la duración del desempleo en el área metropolitana de Cali 1988-1998” adscrito al CIDSE y financiado por COLCIENCIAS. Este artículo se base en el trabajo de grado: “Probabilidad de estar desempleado: Diferencias por género en el área metropolitana de Cali. Diciembre 1997” dirigido por Carlos Castellar. La autora agradece los comentarios realizados por José Ignacio Uribe.

Durante el último decenio el mercado de trabajo colombiano ha sido objeto de análisis desde los puntos de vista macro y microeconómico. Tenjo y Ribero (1998) analizaron los aspectos microeconómicos del funcionamiento del mercado laboral, enfatizando en los determinantes de la participación y el desempleo. La ecuación de desempleo es un modelo PROBIT, el cual fue estimado separando la muestra entre hombres y mujeres. Los resultados del modelo les permitieron afirmar que: las personas solteras y especialmente las mujeres tienen menores oportunidades de empleo debido a problemas de información. Encontraron también que la probabilidad de estar desempleado ha aumentado, pero al mismo tiempo el período de búsqueda una vez la persona pierde su empleo ha disminuido.

Teniendo en cuenta que para el área metropolitana de Cali no se conoce ningún trabajo microeconómico sobre el desempleo, puede decirse que las contribuciones del presente artículo son básicamente dos: en primer lugar, se plantea el modelo simple de búsqueda secuencial como el apropiado para modelar la decisión del individuo - emplearse o no en el mercado laboral. En segundo término se propone la estimación de un modelo general que incorpore el impacto del género tanto en el intercepto como en cada uno de los parámetros. Esta forma de modelar plantea que puede haber diferencias de género en algunos de los efectos marginales de los determinantes de la probabilidad de estar desempleado y en otros no. Por este camino se puede calcular el diferencial en dichos efectos marginales y establecer cuáles de ellos son significativos.

Este trabajo se desarrolla de la siguiente forma: en la sección 2 se presentan los fundamentos teóricos del modelo de búsqueda secuencial, al cual se le incorpora el impacto del género en la modelación de los determinantes de los salarios de reserva y de mercado. En el tercer punto se especifican los modelos a validar empíricamente. Posteriormente, se hace una descripción de las variables que intervienen en el estudio, es decir, se muestran las estadísticas descriptivas de la población económicamente activa, de los ocupados y desocupados según el género y se hace un análisis del comportamiento de la población desempleada según el nivel educativo y el sexo. En la quinta parte del trabajo, se hace un análisis de los resultados arrojados por los modelos y se elige el modelo más apropiado según los datos para analizar las diferencias sexuales en los determinantes de la probabilidad de estar desempleado. Finalmente, se presentan las conclusiones y la bibliografía.

Modelos de Búsqueda

Los modelos de búsqueda de empleo son los pioneros en la fundamentación microeconómica del mercado laboral, cuyo soporte es el comportamiento maximizador de los agentes, es decir, centran su interés en la decisión de un individuo racional que una vez está participando en el mercado de trabajo elige entre dos alternativas: emplearse o no. Blanco (1.995).

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 (1.995)

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 (1.995, pág 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).

Modelo de Búsqueda Secuencial

Para Gemma García (1996), el modelo simple de búsqueda secuencial parte de los siguientes supuestos:

- 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 rebajarse algunos de los supuestos entre ellos el de coste de búsqueda constante, porque el seguro de desempleo tiene como efecto reducir este coste. Por lo tanto, para efectos de modelar la decisión del individuo estos supuestos son apropiados, pero para mirar efectos específicos deben relajarse los supuestos que sean necesarios. Roldán (2002).

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. Para Tenjo y Ribero (1998), 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. Al determinar el salario de reserva, los trabajadores se enfrentan con un intercambio: cuanto mayor sea, más probable es que tarden más tiempo en encontrar un empleo y por tanto, deben esperar que permanecerán más tiempo desempleados. 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 acumulada $F(W)$, puede decirse que los ingresos percibidos por el individuo después de buscar durante n periodos son:

$$Y_n = \max (W_1, W_2, \dots, W_n) - C_n \quad (1)$$

El trabajador desempleado al enfrentarse a una secuencia de ofertas aleatorias $W_1, W_2, \dots, W_n$ 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 acumulada $F(W)$ y es $F(W_r)$ y $1-F(W_r)$ respectivamente, esto permite decir que: la probabilidad

de rechazar la oferta de empleo W_1 y continuar buscando será:

$$\text{Prob} (W_1 < W_r) = F (W_r) = \int_0^{W_r} f(W_1) d W_1 \quad (2)$$

La probabilidad de aceptar la oferta de empleo W_1 será:

$$\text{Prob} (W_1 > W_r) = 1 - F(W_r) = \int_{W_r}^{\infty} f(W_1) d W_1 \quad (3)$$

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

$$\text{Emax} [W_r, W_1] - CT \quad (4)$$

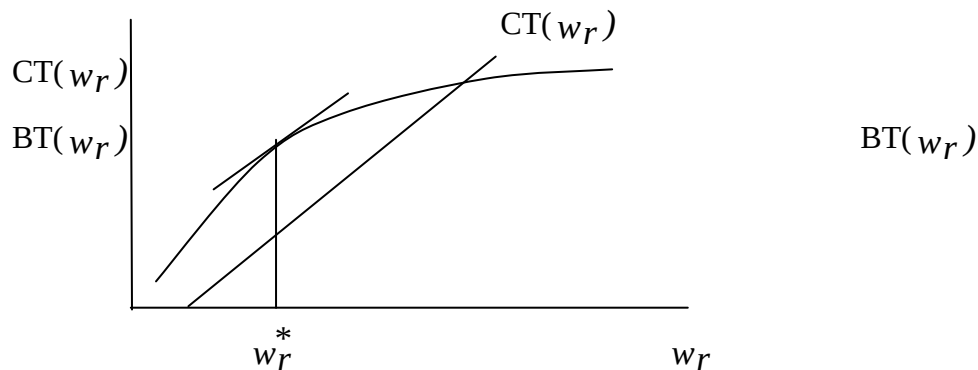
Dado que la pauta óptima de conducta establece que el salario de reserva (W_r), debe ser igual a la ganancia esperada de la búsqueda, se tiene:

$$W_r = \text{Emax} [W_r, W_1] - CT \quad (5)$$

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). Un desarrollo matemático detallado del modelo se encuentra en Roldán (2002).

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 figura 1 (Martín 1995).

FIGURA #1.
DETERMINACIÓN DEL SALARIO DE RESERVA A PARTIR DE LA DIFERENCIA ENTRE COSTES TOTALES Y BENEFICIOS TOTALES



Es decir :

$$w_r^* = \text{Emax} [W_r, W_1] - CT \quad (6)$$

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.

Según Tenjo y Ribero (1998), 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.

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.

Variables Explicatorias

El modelo expuesto permite determinar cuáles pueden ser las variables que inciden en la fijación del salario de reserva de los individuos desempleados y, por lo tanto que influyen en la probabilidad de abandonar el desempleo o de seguir desempleado. Igual acontece con el salario ofrecido al individuo. Estas variables son latentes, de naturaleza aleatoria y no observables.

En este trabajo se analizará la probabilidad de seguir desempleado, por lo tanto, los desempleados son todos los individuos que toman la decisión de seguir buscando. De esta manera surge una variable que toma el valor de uno para quienes continúan la búsqueda (Desempleados) y cero para quienes deciden emplearse. Esta variable será denotada $BDES_i$; desde el punto de vista de la econometría la variable $BDES$ tiene las siguientes características: es dicotómica o falsa y es una variable dependiente limitada ya que pudiendo tomar dos valores 0 y 1, es la que se intenta explicar.

La solución del modelo implica:

Si $w_r^* > w_1^0$ $BDES_i = 1$ El tiempo de búsqueda continúa.

Si $w_r^* < w_1^0$ $BDES_i = 0$ El tiempo de búsqueda termina.

Donde w_1^0 es el salario ofrecido al individuo.

Desde el punto de vista econométrico esta solución tiene una equivalencia con la del modelo de participación, ya que en éste la solución implica:

Si $w_r^* > w_1^e$ $PARTIC_i = 1$ $H = 0$

Si $w_r^* < w_1^e$ $PARTIC_i = 0$ $H = h$

Donde w_1^e es el salario esperado por el individuo.

En este punto es importante aclarar que los salario de reserva y mercado son diferentes para los modelos de participación y desempleo, ya que teóricamente se admite que el individuo modifica su salario de reserva una vez entra a participar. Por esto, las variables que afectan dicho salario no son las mismas para ambos

modelos; un ejemplo de ello es la variable tasa de desempleo del hogar, la cual es tomada en cuenta en la decisión de participar, pero no en la de emplearse o seguir desempleado. Por otro lado, el salario de mercado en participación es un salario esperado, mientras que para desempleo es un salario ofrecido. También es relevante señalar que aunque se trata de variables no observables, al colocarse en función de observables se tiende el puente entre la decisión observada, captada por la falsa y las variables explicatorias.

De acuerdo con lo anterior, pueden plantearse los determinantes de los salarios que intervienen en la decisión del individuo - salario de reserva y salario ofrecido – como variables de las cuales depende $BDES_i$. El salario de reserva está influenciado por las variables asociadas a las características del individuo; por esto se eligió el hecho de ser jefe de hogar, y el tener ingresos no laborales. Se espera que la primera variable disminuya el salario de reserva del individuo, debido a que las responsabilidades que tiene en el hogar hacen que no pueda permanecer mucho tiempo desempleado; de la segunda se espera que aumente su salario de reserva, ya que el percibir ingresos de origen no laboral le permite financiar períodos de búsqueda más largos. Estas variables son denotadas de la siguiente forma:

BPARI = Binario que toma el valor de uno si se trata de un jefe de hogar y cero en otro caso.

INGRNLTR_i = Ingresos no laborales reales del individuo en cientos de miles de diciembre de 1988.

Por lo tanto:

$$w_r^* = f(\text{Posición en el hogar}, \text{Ingresos no laborales}) \quad (7)$$

(-)
(+)

Para el salario de mercado se han elegido las variables sugeridas por las teorías del capital humano y la señalización: Educación y Experiencia. De la primera variable se espera que aumente el salario de mercado debido a que se supone que una persona con educación es más productiva. De la segunda se espera que lo aumente, ya que se supone que la capacitación en el trabajo hace más productivos a los individuos; hay que tener en cuenta que la experiencia incrementa el salario de mercado pero a un ritmo decreciente, por este motivo se incluye la variable experiencia al cuadrado, de la cual se espera disminuya este salario. Estas variables se denotan de la siguiente manera:

EDUCAT_i = Años de escolaridad aprobados por el individuo.

EXPER_i = Años de experiencia del individuo.

Por lo tanto:

$$w_1^0 = f(\text{Educación}, \text{Experiencia}, \text{Experiencia al cuadrado}) \quad (8)$$

(+)
(+)
(-)

Impacto del Género en la Modelación de los Determinantes de los Salarios de Reserva y de Mercado.

Hasta aquí no se ha planteado la posibilidad de la existencia de un salario de reserva y de mercado diferente para hombres y mujeres; para hacerlo, se sugiere que estos salarios están influenciados también por la variable BSEX, la cual toma el valor de 1 cuando el individuo es hombre y cero cuando es mujer. No se anticipa teóricamente el signo de esta variable.

Por lo tanto:

$$w_r^* = f(\text{Posición en el hogar, Ingresos no laborales, sexo}) \quad (9)$$

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

$$w_1^O = f(\text{Educación, Experiencia, Experiencia al cuadrado, sexo}) \quad (10)$$

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

Existen diversos análisis teóricos que señalan que hay diferenciación de género en estos salarios. Por un lado, se supone que el salario de reserva de las mujeres es mayor que el de los hombres, ya que históricamente uno de los principales objetivos de la socialización ha sido encausar a las mujeres hacia los papeles de madre y ama de casa, mientras que a los varones hacia los de padre y sostén de la familia. Como consecuencia de esto, las mujeres han sido quienes se han dedicado a las actividades del hogar y los hombres a ser el soporte económico. Esto ha hecho superior el salario de reserva de las mujeres debido a que tienen quien les financie la búsqueda, lo cual les permite tener períodos de búsqueda más prolongados para repartir su tiempo entre las actividades domésticas y buscar un empleo. Dada esta menor intensidad de búsqueda, las mujeres tienen mayor probabilidad de estar desempleadas.

En cuanto al salario de mercado, se supone que a las mujeres se les ofrece salarios inferiores a los que le son ofrecidos a los hombres; esto sucede por efectos de discriminación, los cuales se expresan de diferentes formas, una de ellas es la menor oportunidad que tienen las mujeres de acceder a incrementar su productividad a través de la formación en el trabajo, ya que los empleadores prevén que la rotación femenina es mayor que la masculina debido a que las mujeres abandonan el mercado laboral para tener y criar a sus hijos; esto hace que los empresarios inviertan menos en la formación de las mujeres en el trabajo. Esta menor productividad, hace que sus salarios sean inferiores.

Estas diferencias de género en los salarios llevan a plantear diferentes situaciones: una de ellas es que todos los determinantes de los salarios de reserva y de mercado se comportan de manera diferente para hombres y mujeres. Esto implica que hombres y mujeres vienen de poblaciones diferentes:

$$w_r^* = \gamma_1 + \sum_{j=2}^3 \gamma_j x_{ji} + \tau_i \quad (11)$$

Donde X_{ji} Está formado por las variables BPAR e INGRNLTR.
Para el salario ofrecido en el mercado se tiene:

$$w^0 = \alpha_1 + \sum_{p=2}^4 \alpha_p L_{pi} + \eta_i \quad (12)$$

Donde L_{pi} contiene a las variables EDUCAT, EXPER y $EXPER^2$.

Otra situación sugiere que el impacto del género tanto en el salario de reserva como en el de mercado, se da solamente en un punto de partida, en cuyo caso se podría decir que el género es un determinante más que se incorpora en los salarios. Esto implica que hombres y mujeres vienen de la misma población, pero difieren en el intercepto. Lo que se hace es agregar la variable BSEX a los salarios de reserva y de mercado.

$$w_r^* = \gamma_1 + \sum_{j=2}^3 \gamma_j x_{ji} + \phi_1 BSEX_i + \tau_i \quad (13)$$

El salario de reserva cuando $BSEX = 0$, es decir, para mujeres es:

$$w_r^* = \gamma_1 + \sum_{j=2}^3 \gamma_j x_{ji} + \tau_i \quad (14)$$

Para los hombres ($BSEX = 1$), se tiene:

$$w_r^* = (\gamma_1 + \phi_1) + \sum_{j=2}^3 \gamma_j x_{ji} + \tau_i \quad (15)$$

γ_1 Es el intercepto de las mujeres.

$(\gamma_1 + \phi_1)$ Es el intercepto de los hombres.

ϕ_1 Es el diferencial en el intercepto de los hombres respecto a las mujeres.

γ_j Es el efecto marginal común para hombres y mujeres.

El diferencial del intercepto ϕ_1 se supone negativo, ya que las mujeres tienen salarios de reserva mayores que los hombres, debido a que siguen siendo en gran medida las responsables del cuidado de los hijos y de las actividades domésticas, lo cual hace que su tiempo de búsqueda sea más prolongado y por lo tanto, tengan mayor probabilidad de estar desempleadas.

Para el salario ofrecido en el mercado se tiene:

$$w^0 = \alpha_1 + \sum_{p=2}^4 \alpha_p L_{pi} + \theta_1 BSEX_i + \eta_i \quad (16)$$

Es salario ofrecido para las mujeres es:

$$w^0 = \alpha_1 + \sum_{p=2}^4 \alpha_p L_{pi} + \eta_i \quad (17)$$

Para los hombres ($BSEX = 1$) se tiene:

$$w^0 = (\alpha_1 + \theta_1) + \sum_{p=2}^4 \alpha_p L_{pi} + \eta_i \quad (18)$$

Donde:

α_1 Es el intercepto para las mujeres.

$(\alpha_1 + \theta_1)$ Es el intercepto para los hombres.

θ_1 Es el intercepto diferencial de los hombres respecto a las mujeres.

α_p Es el efecto marginal común para hombres y mujeres.

θ_1 se supone positivo ya que a las mujeres les es ofrecido un salario inferior al que es ofrecido a los hombres, por efectos de la existencia de discriminación salarial en el mercado de trabajo.

Una tercera situación implica que algunos de los determinantes actúan de manera similar y otros de manera diferente según el género, esto es, suponer que las diferencias sexuales se dan tanto en el punto de partida como en las pendientes. Se trata de formular un modelo que incorpore además de cambios en el intercepto, cambios en cada uno de los parámetros. Basta que un determinante no sea diferente entre hombres y mujeres para que se valide la tercera situación teórica. Esta forma de modelar permite ver el diferencial en el salario de reserva de hombres y mujeres, tanto en el intercepto como en la pendiente.

El modelo del salario de reserva queda:

$$w_r^* = \gamma_1 + \sum_{j=2}^3 \gamma_j x_{ji} + \phi_1 BSEX_i + \sum_{j=2}^3 \phi_j x_{ji} BSEX_i + \tau_i \quad (19)$$

Para las mujeres, es decir cuando $BSEX = 0$, el modelo queda:

$$w_r^* = \gamma_1 + \sum_{j=2}^3 \gamma_j x_{ji} + \tau_i \quad (20)$$

El salario de reserva de los hombres sería:

$$w_r^* = (\gamma_1 + \phi_1) + \sum_{j=2}^3 (\gamma_j + \phi_j) x_{ji} + \tau_i \quad (21)$$

donde:

γ_1 Es el intercepto de las mujeres.

$(\gamma_1 + \phi_1)$ Intercepto hombres.

ϕ_1 Diferencial en el intercepto de hombres frente a mujeres.

γ_j Coeficientes del salario de reserva de las mujeres.

$\gamma_j + \phi_j$ Coeficientes del salario de reserva de los hombres.

ϕ_j Diferencial de los coeficientes del salario de reserva de los hombres frente a los coeficientes del salario de reserva de las mujeres. Cada diferencial se considera diferente de cero, sin embargo no todos deben serlo, si hay al menos uno que lo sea, se justifica esta tercera forma de modelar el impacto del género en los determinantes del salario de reserva.

Para los salarios ofrecidos en el mercado tanto de hombres como de mujeres se tiene:

$$w^0 = \alpha_1 + \sum_{p=2}^4 \alpha_p L_{pi} + \varepsilon_1 BSEX_i + \sum_{p=2}^4 \varepsilon_p L_{pi} BSEX_i + \eta_i \quad (22)$$

En este caso, el salario ofrecido en el mercado para las mujeres es:

$$w^0 = \alpha_1 + \sum_{p=2}^4 \alpha_p L_{pi} + \eta_i \quad (23)$$

Para los hombres, el salario ofrecido en el mercado sería:

$$w^0 = (\alpha_1 + \varepsilon_1) + \sum_{p=2}^4 (\alpha_p + \varepsilon_p) L_{pi} + \eta_i \quad (24)$$

Donde:

α_1 Intercepto del salario ofrecido para las mujeres.

$(\alpha_1 + \theta_1)$ Intercepto del salario ofrecido en el mercado para los hombres.

ε_1 Intercepto diferencial del salario ofrecido a los hombres respecto al intercepto del salario ofrecido a las mujeres.

$(\alpha_p + \theta_p)$ Coeficientes del salario ofrecido en el mercado para los hombres

α_p Coeficientes del salario ofrecido en el mercado de las mujeres.

θ_p Diferencial en los coeficientes del salario ofrecido a los hombres respecto a los coeficientes del salario de mercado ofrecido a las mujeres. Nuevamente, cada diferencial se supone diferente de cero, pero con sólo uno que lo sea, se justifica esta modelación del impacto del género en los determinantes del salario de mercado.

Modelos a Estimar

Siguiendo la lógica del desarrollo teórico propuesto puede decirse que la solución implica un modelo de elección binaria, puesto que el salario de reserva (w_r^*) es una variable latente y el salario ofrecido al desempleado (w^0) puede no ser observable para el investigador; por lo tanto, la diferencia ($w_r^* - w^0$) tampoco es observable. La idea es poner lo NO OBSERVABLE en función de lo OBSERVABLE (características de los individuos que afectan a las variables w_r^* y w^0) y al ser ésta la lógica interna de estos modelos, son los adecuados para este tipo de modelación.

Los modelos de elección binaria más conocidos son: el modelo de probabilidad lineal (MPL), en el cual la función de distribución de probabilidad acumulativa es considerada lineal y los modelos PROBIT y LOGIT en los cuales dicha función es no lineal y, la asumen como normal y logística respectivamente. Para este trabajo se utilizará el MPL, y por lo tanto la variable dependiente BDES_i será asumida como la probabilidad de estar desempleado, la cual depende linealmente de las características del individuo, así:

$$(25) \quad \text{BDES}_i = f(\text{Posición hogar, ingresos no laborales, educación, experiencia, sexo})$$

(-) (+) (-) (-) (+) (≠)

Esta ecuación es la forma reducida del sistema propuesto en (9) y (10), los signos del salario de reserva se conservan y los de mercado cambian. Como lo que interesa son los efectos marginales del género, utilizar el MPL es adecuado, porque los coeficientes estimados a través de este modelo son probabilidades marginales; además, los mínimos cuadrados ordinarios (MCO) son insesgados y consistentes. Otra de las razones que justifica la utilización de este modelo es que sus coeficientes son muy similares a las medias de los efectos marginales de los modelos PROBIT y LOGIT; esto es demostrado para un modelo de participación en Castellar y Uribe (2001 b).

Dado que lo que determina que el individuo tome la decisión de seguir desempleado es que el salario de reserva sea mayor que el salario ofrecido en el mercado ($w_r^* > w^o$), puede obtenerse la forma reducida del modelo general, en la cual:

$$P(w_r^* - w^o > 0) = P(\text{BDES}_i = 1)$$

$$\text{BDES}_i = (\gamma_1 - \alpha_1) + \gamma_j x_{ji} + (\phi_1 - \varepsilon_1) \text{BSEX}_i + \sum_{j=2}^3 \phi_j x_{ji} \text{BSEX}_i - \sum_{p=2}^4 \alpha_p L_{pi} - \sum_{p=2}^4 \varepsilon_p L_{pi} \text{BSEX}_i + \tau_i - \eta_i \quad (26)$$

Donde X y L son las características individuales; $(\gamma_1 - \alpha_1)$ es el intercepto de la función; $(\gamma_j y \alpha_p)$ son los coeficientes de cada característica para las mujeres; $(\phi_1 - \theta_1)$ es el diferencial en el intercepto de los hombres frente al intercepto de las mujeres; $(\phi_j y \varepsilon_p)$ son los diferenciales en las probabilidades marginales de los hombres frente a las mujeres para cada X_{ji} y L_{pi} respectivamente y $\nu_i = (\tau_i - \eta_i)$ es la perturbación aleatoria.

Dado que la decisión viene de $w_r^* - w^o > 0$, los coeficientes del salario de reserva siguen con el mismo signo en el modelo de desempleo, mientras que los del salario de mercado cambian. Por lo tanto, lo que aumenta el salario de reserva aumenta la probabilidad de estar desempleado y lo que aumenta el salario de mercado la disminuye.

Para las mujeres, es decir, cuando $\text{BSEX} = 0$, se tiene:

$$\text{BDES}_i = (\gamma_1 - \alpha_1) + \sum_{j=2}^3 \gamma_j x_{ji} - \sum_{p=2}^4 \alpha_p L_{pi} + \nu_i \quad (27)$$

Para hombres ($\text{BSEX}=1$) el modelo queda:

$$\text{BDES}_i = (\gamma_1 - \alpha_1) + (\phi_1 - \theta_1) + \sum_{j=2}^3 (\gamma_j + \phi_j) x_{ji} - \sum_{p=2}^4 (\alpha_p + \theta_p) L_{pi} + \nu_i \quad (28)$$

Donde: $(\gamma_1 - \alpha_1)$ es el intercepto de las mujeres; $(\gamma_1 - \alpha_1) + (\phi_1 - \theta_1)$ es el intercepto de los hombres, mientras que $(\phi_1 - \theta_1)$ es el intercepto diferencial de los hombres frente a las mujeres; $(\gamma_j y \alpha_p)$ son las

probabilidades marginales de cada característica para las mujeres; $(\gamma_j + \phi_j)$ y $(\alpha_p + \theta_p)$ son las probabilidades marginales de los hombres frente a las mujeres.

Este modelo general equivale a la tercera alternativa planteada teóricamente, la cual implica que el impacto del género se da tanto en el intercepto como en las pendientes. Esta opción plantea que existen diferencias de género en algunos determinantes de los salarios de reserva y de mercado y en otros no, por lo tanto se trata de verificar las hipótesis nulas de que no hay diferencias de género en los salarios de reserva y de mercado como también la hipótesis de que no hay intercepto diferencial de los hombres respecto a las mujeres; esta última hipótesis implica la utilización de combinaciones lineales paramétricas:

$H_0: \phi_j = 0$ No hay diferencias sexuales en los determinantes del salario de reserva

$H_0: \phi_j \neq 0$ Al menos un ϕ_j es diferente de cero $j = 2, 3$

$H_0: \theta_p = 0$ No hay diferencias sexuales en los determinantes del salario de mercado

$H_0: \theta_p \neq 0$ Al menos un θ_p es diferente de cero $p = 2, 3, 4$

$H_0: \phi_1 - \theta_1 = 0$ No hay intercepto diferencial de hombres respecto a mujeres

$H_0: \phi_1 - \theta_1 \neq 0$ Hay intercepto diferencial de hombres respecto a mujeres

Basta que no se rechace alguna hipótesis nula en un sólo caso para que se valide la utilización de esta alternativa, es decir, con al menos un ϕ_j , $j = 2, 3$ ó un θ_p , $p = 2, 3, 4$ que sea diferente de cero; el modelo general es el adecuado para este tipo de modelación. En cualquier caso por esta vía se encontrará el modelo más adecuado entre las tres alternativas.

Para la segunda opción teórica, la cual sugiere que hombres y mujeres vienen de la misma población pero difieren en el intercepto el modelo a estimar sería:

$$BDES_i = (\gamma_j - \alpha_p) + \sum_{j=2}^3 \gamma_j x_{ji} + (\phi_1 - \theta_1) BSEX_i - \sum_{p=2}^4 \alpha_p L_{pi} + v_i \quad (29)$$

Para las mujeres, es decir cuando $(BSEX = 0)$, se tiene:

$$BDES_i = (\gamma_j - \alpha_p) + \sum_{j=2}^3 \gamma_j x_{ji} - \sum_{p=2}^4 \alpha_p L_{pi} + v_i \quad (30)$$

Donde:

$(\gamma_1 - \alpha_1)$ es el intercepto de las mujeres y $(\gamma_j$ y $\alpha_p)$ son las probabilidades marginales comunes para hombres y mujeres.

Para los hombres $(BSEX=0)$, se tiene:

$$BDES_i = (\gamma_1 - \alpha_1) + (\phi_1 - \theta_1) + \sum_{j=2}^3 \gamma_j x_{ji} - \sum_{p=2}^4 \alpha_p L_{pi} + v_i \quad (31)$$

Donde:

$(\gamma_1 - \alpha_1)$ es el intercepto de las mujeres

$(\gamma_1 - \alpha_1) + (\phi_1 - \theta_1)$ es el intercepto de los hombres

$(\phi_1 - \theta_1)$ es el intercepto diferencial de los hombres respecto a las mujeres

Mediante esta alternativa se supone que los ϕ_j y θ_p son iguales para hombres y mujeres; por lo tanto, si no se rechazan las hipótesis nulas de que no hay diferencias sexuales en los determinantes de los salarios de reserva y de mercado, pero se rechaza la hipótesis de que no hay diferencias en el intercepto entre hombres y mujeres, lo adecuado es usar esta opción.

Para la primera alternativa teórica planteada, la cual sugiere que hombres y mujeres vienen de poblaciones diferentes, el modelo restringido sería:

$$BDES_i = (\gamma_1 - \alpha_1) + \sum_{j=2}^3 \gamma_j X_{ji} - \sum_{p=2}^4 \alpha_p L_{pi} + v_i \quad (32)$$

Se estima este modelo para hombres y mujeres. Esta alternativa implica suponer que todos los coeficientes de las variables que intervienen en los salarios de reserva y de mercado son diferentes entre hombres y mujeres, es decir, que los ϕ_j y θ_p son todos diferentes para hombres y mujeres y que además $(\phi_1 - \theta_1)$ también lo es, por lo tanto, si se rechazan en el modelo general las hipótesis nulas en todos los casos, debe utilizarse esta forma de modelar.

Descripción de las Variables de los Modelos

El propósito de esta sección es dar una visión descriptiva de las principales variables que intervienen en la probabilidad de estar desempleado.

Población Económicamente Activa

La población del área metropolitana de Cali en diciembre de 1997 era de 2'032.308, de los cuales 1'008.140 pertenecían a la población económicamente activa (PEA). Dentro de la PEA, 167.215 eran desempleados, de los cuales 72.149 eran hombres y 95.066 eran mujeres.

CUADRO #1
ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS DE LA PEA.
CALI – YUMBO 1997

	EDUCAT	EXPER	BPAR	INGRNLTR
Media	8,43	19,06	0,41	0,04
Máximo	18,01	76,01	1,00	31,18
Std. Dev	3,99	14,29	0,49	0,48

FUENTE: Cálculos en SPSS, base de datos del proyecto duración del desempleo COLCIENCIAS - CIDSE

Como se aprecia en el cuadro1, la población económicamente activa del área metropolitana de Cali, tenía en diciembre de 1997 una educación media cercana a 8 años, una experiencia media de 19 años, en promedio el 41% eran jefes de hogar y tenían ingresos no laborales medios de 4000 pesos constantes de 1988. El nivel de educación máximo era de 18 años, la experiencia máxima era de 76 años y los ingresos no laborales más altos alcanzaban 31000 pesos constantes de 1988.

Población Ocupada y Desocupada Según Género

Según el cuadro 2, en el área metropolitana de Cali para diciembre de 1997 la población masculina ocupada tenía en promedio 8 años de educación, 20 años de experiencia, el 6% eran jefes de hogar y recibían ingresos no laborales de 3000 pesos constantes de 1988. Las mujeres ocupadas presentaban iguales años de educación e ingresos no laborales que los hombres, pero poseían menos años de experiencia (19 años) y sólo el 22% eran jefes de hogar.

En cuanto a los desocupados, se obtuvo que en promedio hombres y mujeres tenían cerca de 8 años de educación, la población masculina tenía más años de experiencia que la femenina, ya que los hombres tenían 15 años, en tanto que las mujeres 12 años, el 29% de los hombres desempleados eran cabeza de familia mientras que sólo el 9% de las mujeres sin empleo eran jefes de hogar. En cuanto a los ingresos no laborales medios, puede observarse que los

hombres tenían ingresos mucho mayores que las mujeres ya que éstas solamente recibían 4.000 pesos constantes de 1988 mientras los hombres recibían 18.000 pesos en promedio.

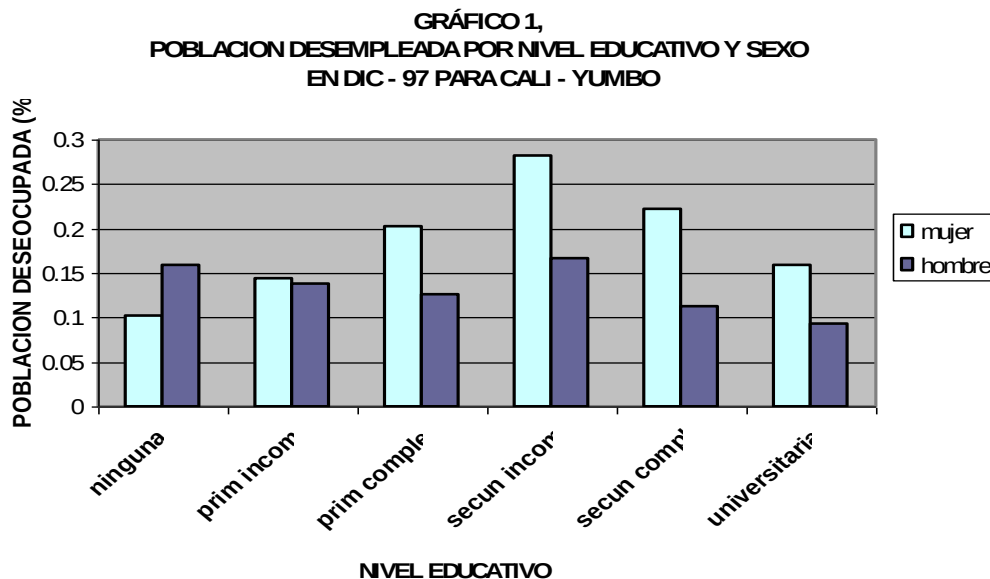
CUADRO # 2
PROMEDIO EXPERIENCIA, SEXO
PARENTESCO E INGRESOS NO LABORALES

VARIABLES	OCUPADOS		DESOCUPADOS	
	HOMBRES	MUJERES	HOMBRES	MUJERES
EDUCAT	8,53	8,4	7,91	8,47
EXPER	20,63	19,62	15,19	12,14
BPAR	0,61	0,22	0,29	0,09
INGRNLTR	0,03	0,03	0,18	0,04

FUENTE: Cálculos en SPSS, base de datos del proyecto duración del desempleo COLCIENCIAS - CIDSE

Población Desempleada por Nivel Educativo y Sexo

Para diciembre de 1997 en el área metropolitana de Cali, la población femenina tenía mayores tasas de desempleo que la masculina para la mayoría de los niveles educativos aprobados. Solamente los hombres con educación primaria o inferior tenían tasas de desempleo superiores a las mujeres. De otro lado, la mayoría de desempleados tanto hombres como mujeres habían cursado secundaria completa o incompleta; cabe resaltar que para estos niveles educativos el desempleo femenino es casi el doble del masculino. En cuanto a la educación universitaria, puede observarse en la gráfica 2 que en general el desempleo disminuye pero las mujeres siguen padeciendo niveles de desempleo superiores a los de los hombres.



Estimación y Análisis de Resultados

Para tener una comparación empírica de las ventajas y desventajas de los tres métodos, se estimó además del modelo general, el cual es la propuesta de modelación en este trabajo, el modelo separando hombres y mujeres y el modelo que supone impactos de género únicamente en el intercepto. Para hacerlo se utilizó la etapa 98 de la encuesta nacional de hogares, la cual corresponde a diciembre de 1997.

Como ya se dijo, los modelos de desempleo estimados son modelos de probabilidad lineal en los que la probabilidad de estar desempleado depende linealmente de los ingresos no laborales (**INGRNLTR**), del nivel educativo (**EDUCAT**), de la experiencia (**EXPER**), de su cuadrado (**EXPER2**) de la relación con el jefe de hogar (**BPAR**) y del sexo (**BSEX**).

En el modelo general, para modelar las diferencias sexuales en la pendiente, se multiplicó la variable **BSEX** por cada uno de los regresores, creando las siguientes variables:

CASINGRNL = INGRNLTR * BSEX

CASEDUCA = EDUCAT * BSEX

CASEXPER = EXPER * BSEX

CASEXPE2 = EXPER2 * BSEX

CASBPAR = BPAR * BSEX

Los coeficientes de estas variables son los diferenciales de los determinantes de la probabilidad marginal de estar desempleado de los hombres respecto a las mujeres: el coeficiente de **CASINGRNL** muestra el diferencial en la probabilidad de estar desempleado que da el tener ingresos no laborales, el de **CASEDUCA** muestra el diferencial en la probabilidad de estar desempleado que induce un año adicional de educación, el parámetro que acompaña a **CASEXPER** muestra el cambio en el efecto marginal del primer año de experiencia mientras que el coeficiente de **CASEXPE2** muestra el diferencial en los rendimientos marginales decrecientes que induce un año más de experiencia y el coeficiente de **CASBPAR** indica el diferencial en la probabilidad de estar desempleado que da el ser jefe de hogar.

Por medio de este modelo puede obtenerse directamente las probabilidades marginales de cada característica para las mujeres y el diferencial que existe entre los coeficientes de cada variable para los hombres respecto a las mujeres. Para calcular las probabilidades marginales de los hombres, es necesario sumar las probabilidades marginales de las mujeres con su respectivo diferencial, por ejemplo: sumando el coeficiente de la variable ingreso no laboral de las mujeres con su diferencial se obtiene la probabilidad marginal de estar desempleado que le da a los hombres el tener ingresos laborales. Se procede de la misma forma para las demás variables.

Puede observarse en el cuadro 3. que todos los coeficientes de las variables de las mujeres son significativas al 1%; en cuanto a los diferenciales, puede verse que

la mayoría también son significativos a este nivel, excepto los coeficientes de las variables CASBPAP y CASEXPE2 que no lo son, lo cual indica que no hay diferencias sexuales en los efectos marginales de las variables BPAP y EXPER2.

Cuando el diferencial es significativo, cabe la posibilidad de que el coeficiente para hombres no lo sea, por un efecto compensación; esto hace que sea necesario calcular las probabilidades marginales de los hombres con sus respectivos niveles de significancia.

En el cuadro 4. puede observarse que todos los coeficientes de los determinantes de la probabilidad de estar desempleado para los hombres son significativos al 1%; esto indica que quien sea jefe de hogar - hombre o mujer- no puede darse el lujo de permanecer mucho tiempo desempleado, debido a las responsabilidades que tiene frente al hogar. En cuanto al diferencial CASEXPE2, puede decirse que la declinación de la experiencia es igual para hombres y mujeres.

Por lo tanto, para estas variables no se rechazan las hipótesis nulas ($\phi_j = 0$) y ($\theta_p = 0$)

en beneficio de las hipótesis alternas. Como se planteó teóricamente, el que los coeficientes de estos diferenciales no sean diferentes de cero, hace que este modelo sea el adecuado para modelar las diferencias sexuales en la probabilidad de estar desempleado.

De lo anterior puede decirse que a través de este modelo es posible obtener las probabilidades marginales de los determinantes de la probabilidad de estar desempleado de las mujeres, de los hombres y, además el diferencial que existe en dichas probabilidades de los hombres respecto a las mujeres.

CUADRO # 3
MODELO GENERAL

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
C	0,581905	0,032081	18,138840	0,000000
INGRNLTR	0,206794	0,052360	3,949459	0,000100
EDUCAT	-0,018008	0,002360	-7,629066	0,000000
EXPER	-0,015309	0,001794	-8,532703	0,000000
EXPER2	0,000132	0,000035	3,826418	0,000100
BPAP	-0,070283	0,021503	-3,268494	0,001100
BSEX	-0,230046	0,041503	-5,542857	0,000000
CASINGRNL	-0,154617	0,053531	-2,888361	0,003900
CASEDUCA	0,008817	0,003073	2,869320	0,004100
CASEXPER	0,008461	0,002467	3,429146	0,000600
CASEXPE2	-0,000037	0,000045	-0,828193	0,407600
CASBPAP	-0,047267	0,027864	-1,696324	0,089900
R-squared	0,088352	Mean dependent var		0,169023
Adjusted R-squared	0,086198	S.D. dependent var		0,374813
S.E. of regression	0,358294	Akaike info criterion		-2,050233
Sum squared resid	597,7134	Schwartz criterion		-2,033656
Log likelihood	-1826,36	F-statistic		41,02146
Prob(F-statistic)	0,000000			

FUENTE: Cálculos en E-Views, base de datos del proyecto duración del Desempleo: COLCIENCIAS - CIDSE

Los resultados de la estimación son interesantes de discutir, vale la pena destacar en primer lugar que el R^2 no es una medida relevante en los modelos de elección discreta. En este caso es bastante bajo (8.62%), lo cual era de esperarse, ya que según la interpretación alterna del R^2 :

$$R^2 = 1 - \frac{SCR}{SCT} = 1 - \frac{\sum(Y_i - \hat{Y}_i)^2}{\sum(Y_i - \bar{Y}_i)^2}$$

Ganancia de usar el modelo de regresión frente a usar el modelo ingenuo, el R^2 depende de qué tan buen predictor sea el modelo ingenuo en la explicación de la variable dependiente.

Como en este modelo la variable dependiente ($BDES_i$) son ceros y unos, el modelo ingenuo es bueno para explicarla y por lo tanto, el R^2 será bajo. Además, en corte transversal lo importante es la significancia de cada variable.

Los signos de los coeficientes son los esperados, para los ingresos no laborales se anticipó teóricamente un signo positivo, el cual se verificó con los resultados. Se encontró que un incremento en los ingresos no laborales de cien mil pesos constantes de diciembre de 1988 aumenta la probabilidad de desempleo de las mujeres en un 20.68%, mientras que aumenta la probabilidad de desempleo de los hombres en tan sólo 5.22%, es decir, existe un diferencial en la probabilidad marginal de los hombres respecto a las mujeres de 15.46%. Este mayor efecto que dan los ingresos no laborales en la probabilidad de desempleo en la población femenina que en la masculina confirma que el tener ingresos no laborales hace superior el salario de reserva de las mujeres que el de los hombres, debido a que esos ingresos les permite disminuir la intensidad de la búsqueda para repartir su tiempo entre las actividades en el hogar y buscar un empleo; este mayor salario de reserva hace que las mujeres tengan mayor probabilidad de estar desempleadas que los hombres.

En cuanto a la educación, teóricamente se anticipó un signo negativo, el cual fue confirmado en todas las estimaciones, un año adicional de educación disminuye la probabilidad de estar desempleado en un 1.8% para las mujeres y en un 0.9% para los hombres, es decir, existe una diferenciación del efecto de un año más de educación entre hombres y mujeres de 0.88%. En otras palabras, un año adicional de educación disminuye en un 0.88% más la probabilidad de desempleo de las mujeres que la de los hombres.

A la variable experiencia se le anticipó teóricamente un signo negativo, el cual ha sido confirmado por los datos, esta variable tiene un efecto en la probabilidad de desempleo similar al de la educación. El primer año de experiencia disminuye la probabilidad de estar desempleado de las mujeres en un 1.5%, y arroja un diferencial de 0.85%, es decir, el primer año de experiencia hace que los hombres tengan un 0.85% menos de probabilidad de estar desempleados que las mujeres.

La mayor sensibilidad de la probabilidad de desempleo femenino a incrementos en la educación y la experiencia confirma la existencia de discriminación en el mercado laboral, en el sentido que a las mujeres se les hace más difícil tener acceso a las oportunidades de educación y formación en el trabajo, por lo tanto,

aquellas mujeres que han logrado educarse y adquirir experiencia laboral disminuyen el tiempo que dedican a las actividades domésticas e incrementan la búsqueda de un empleo, esta mayor intensidad en la búsqueda disminuye su probabilidad de estar desempleadas. Una implicación del análisis anterior es que las mejoras en la cobertura de la educación y la formación laboral tienen mayor efecto en el desempleo femenino que en el masculino y, por lo tanto, puede ser una forma de reducir el desempleo en las mujeres y por consiguiente el desempleo en general.

CUADRO # 4
PROBABILIDADES MARGINALES HOMBRES

Variable	Coefficiente	T-Statistic	NSC
C	0,351859	13,36275	0,000000
INGRNLTR	0,052177	4,68569	0,000003
EDUCAT	-0,009191	4,67087	0,000003
EXPER	-0,006848	4,04244	0,000053
EXPER2	0,000132	3,82642	0,000100
BPAR	-0,070283	-3,26849	0,001100

Fuente: Cálculos en E-Views, base de datos del proyecto duración del desempleo : COLCIENCIAS – CIDSE

Del cuadrado de la experiencia se formuló teóricamente un signo positivo, el cual se verificó en todas las estimaciones. En este modelo, el efecto marginal de la experiencia al cuadrado indica que la probabilidad marginal de desempleo de las mujeres que genera un año de experiencia crece a razón de 0.013%, mientras que la de los hombres crece a razón de 0.0095%, existiendo un diferencial de -0.0035%. Sin embargo, este diferencial no da significativo al 1%, lo cual quiere decir que los rendimientos marginales decrecientes que da un año adicional de experiencia son los mismos para hombres y mujeres; estos rendimientos marginales son 0.013%.

Para la relación con el jefe de hogar, la teoría indica que un jefe de hogar tiene una menor probabilidad de estar desempleado que un no jefe, dado su menor salario de reserva. Los datos apoyan esta afirmación en la totalidad de los casos. Al igual que en el caso anterior, el diferencial de la variable BPAR no da significativo, esto hace que el ser cabeza de familia disminuye la probabilidad de estar desempleado en la misma magnitud para hombres y mujeres, es decir, los jefes de hogar – hombres o mujeres – tienen una probabilidad de estar desempleados 7.03% inferior a los no jefes. La no diferenciación sexual en el caso de las variables BPAR Y EXPER2 no puede observarse si la muestra es separada y se estima un mismo modelo para hombres y mujeres.

En cuanto al intercepto, las mujeres tienen un 58.2% de probabilidad de estar desempleadas que no depende de sus características y existe un diferencial de

23%, es decir, los hombres tienen un 35.2% de probabilidad de estar desempleados que es independiente de sus características. Este intercepto viene de diferenciales entre interceptos, por lo tanto, es un efecto neto.

CUADRO # 5
MODELO CON CAMBIOS EN EL INTERCEPTO

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
C	0,469638	0,021334	22,013390	0,000000
INGRNLTR	0,059338	0,010945	5,421213	0,000000
EDUCAT	-0,011960	0,001505	-7,947066	0,000000
EXPER	-0,011600	0,001213	-9,562644	0,000000
EXPER2	0,000135	0,000022	6,251281	0,000000
BPAR	-0,082982	0,013449	-6,170171	0,000000
BSEX	-0,044439	0,011610	-3,827733	0,000100
R-squared	0,077935	Mean dependent var		0,169023
Adjusted R-squared	0,076748	S.D. dependent var		0,374813
S.E. of regression	0,360142	Akaike info criterion		-2,041013
Sum squared resid	604,5437	Schwartz criterion		-2,031343
Log likelihood	-1852,881	F-statistic		65,65925
Prob(F-statistic)	0,000000			

FUENTE: Cálculos en E-Views, base da datos del proyecto duración del desempleo : COLCIENCIAS - CIDSE

El cuadro 5 muestra los resultados de la estimación del modelo que incorpora las diferencias sexuales en los determinantes de la probabilidad de estar desempleado únicamente en el intercepto, es decir, el modelo en el cual se supone que todos los ϕ_j y θ_p son iguales para hombres y mujeres. Por lo tanto, a excepción de la variable BSEX, las probabilidades marginales que arroja este modelo son las mismas para hombres y mujeres.

Para este modelo, los signos anticipados teóricamente son confirmados por los datos, el signo positivo de los ingresos no laborales indica que otras cosas iguales, la probabilidad de estar desempleado aumenta en 5.9% cuando estos ingresos aumentan en cien mil pesos constantes de 1988, debido a que los salarios de reserva de los individuos aumentan con dichos ingresos. La variable educación tiene signo negativo, esto indica que un año más de educación disminuye la probabilidad de estar desempleado en un 1.2%.

El signo negativo de la experiencia muestra que el primer año de experiencia disminuye la probabilidad de estar desempleado 1.16%. La experiencia al cuadrado tiene signo positivo, lo cual indica que la probabilidad marginal de estar desempleado se incrementa a razón de 0.14%; el signo de la variable BPAR indica que el ser jefe de hogar (hombre o mujer) disminuye la probabilidad de estar desempleado en un 8.3%, el signo negativo de BSEX muestra que los hombres tienen una probabilidad de estar desempleados 4.4% inferior a las mujeres.

Dado que en el modelo general se vio que se rechazan las hipótesis nulas ($\phi_j = 0$) y ($\theta_p = 0$) en algunos casos, este modelo es adecuado para estimar los impactos del género en los determinantes de la probabilidad de estar desempleado.

CUADRO # 6
MODELO DESEMPLEO MUJERES

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
C	0,581905	0,035211	16,526330	0,000000
INGRNLTR	0,206794	0,057469	3,598360	0,000300
EDUCAT	-0,018008	0,002591	-6,950857	0,000000
EXPER	-0,015309	0,001969	-7,774163	0,000000
EXPER2	0,000132	0,000038	3,486257	0,000500
BPAR	-0,070283	0,023601	-2,977931	0,002900
R-squared				
Adjusted R-squared	0,08315	Mean dependent var	0,21398	
S.E. of regression	0,080964	S.D. dependent var	0,41021	
Sum squared resid	0,393254	Akaike info criterion	-1,863751	
Log likelihood	324,2981	Schwartz criterion	-1,847628	
Prob(F-statistic)	-1018,294	F-statistic	38,03575	
	0,000000			

FUENTE: Cálculos en E-Views, base da datos del proyecto duración del desempleo : COLCIENCIAS - CIDSE

Los cuadros 6 y 7 muestran las estimaciones de la primera alternativa planteada teóricamente, donde se supone que todos los γ_j y α_p son diferentes para hombres y mujeres.

Como en el modelo general se vio que no hay diferencias de género en todos los determinantes de los salarios de reserva y de mercado, es decir, no se rechazó para todos los casos las hipótesis nulas ($\phi_j = 0$) y ($\theta_p = 0$), por lo tanto, este modelo también es adecuado para modelar las diferencias sexuales en los determinantes de la probabilidad de estar desempleado.

CUADRO # 7
MODELO DE DESEMPLEO HOMBRES

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
C	0,351859	0,024022	14,647370	0,000000
INGRNLTR	0,052177	0,010159	5,136150	0,000000
EDUCAT	-0,009191	0,001795	-5,119904	0,000000
EXPER	-0,006848	0,001545	-4,431054	0,000000
EXPER2	0,000095	0,000026	3,641964	0,000300
BPAR	-0,117550	0,016167	-7,270937	0,000000
R-squared	0,070637	Mean dependent var		0,132164
Adjusted R-squared	0,068821	S.D. dependent var		0,338735
S.E. of regression	0,326871	Akaike info criterion		-2,234044
Sum squared resid	273,4153	Schwartz criterion		-2,22036
Log likelihood	-768,4163	F-statistic		38,89991
Prob(F-statistic)	0,000000			

FUENTE: Cálculos en E-Views, base da datos del proyecto duración del desempleo : COLCIENCIAS - CIDSE

Los resultados obtenidos mediante esta alternativa son iguales a los del modelo general, es decir, los coeficientes de las variables que intervienen en la probabilidad de estar desempleado de hombres y mujeres obtenidos mediante los dos modelos son los mismos, pero el modelo general tiene la ventaja que permite calcular también los diferenciales de estas probabilidades de los hombres respecto a las probabilidades marginales de las mujeres. Por lo tanto, la metodología que se está proponiendo en este trabajo arroja más información que separar la muestra, ya que al hacerlo entre hombres y mujeres, no es posible darse cuenta que no hay diferencias sexuales en la probabilidad de estar desempleado cuando se es jefe de hogar, ni que los rendimientos marginales decrecientes que le da el primer año de experiencia a la probabilidad de estar desempleado son los mismos para hombres y mujeres.

Esto hace que se proponga un modelo final como el más adecuado para modelar los impactos del género en la probabilidad de estar desempleado; éste es el modelo general, pero sin las variables CASBPAR Y CASEXPE2 , las cuales al ser restricciones no rechazadas por los datos, quitarlas del modelo hace que se gane eficiencia en la estimación.

CUADRO # 8
MODELO FINAL

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
C	0.575087	0.030486	1.886.375	0.000000
INGRNLTR	0.213364	0.052168	4.089.912	0.000000
EDUCAT	-0.017933	0.002359	-7.601.916	0.000000
EXPER	-0.014209	0.001275	-1.114.381	0.000000
EXPER2	0.000115	2.18E-05	5.283383	0.000000
BPAR	-0.097253	0.013533	-7.186127	0.000000
BSEX	-0.216265	0.037895	-5.706.962	0.000000
CASINGRNL	-0.161323	0.053331	-3.024.907	0.002500
CASEDUCA	0.00844	0.003066	2.752.701	0.005900
CASEXPER	0.005938	0.000883	6.726.632	0.000000
R-squared	0.087719	Mean dependent var		0.169023
Adjusted R-squared	0.085957	S.D. dependent var		0.374813
S.E. of regression	0.358342	Akaike info criterion		-2.050396
Sum squared resid	5.981.283	Schwartz criterion		-2.036582
Log likelihood	-1827.98	F-statistic		4.976505
Prob(F-statistic)	0.000000			

FUENTE: Cálculos en E-Views, base da datos del proyecto duración del desempleo : COLCIENCIAS - CIDSE

Al comparar los interceptos del modelo del cuadro 5 (47% para las mujeres y 42,5% para los hombres) con los del modelo general (cuadro 3), puede observarse que los resultados del modelo con cambios en el intercepto son muy diferentes a los del modelo general (0.58% para las mujeres y 0.35% para los hombres); mientras que en el modelo final se mantienen los resultados del modelo general (58% para las mujeres y 0.36% para los hombres).

Si se tiene en cuenta el criterio de Schwartz para elegir entre el modelo general (cuadro 3), el modelo con cambios en el intercepto (cuadro 5) y el modelo final (cuadro 8), puede verse que el último modelo tiene un estadístico Schwartz menor que los dos anteriores, ya que presentan valores de (-2.0337), (-2.0313) y (-2.0366) respectivamente; esto indica que el modelo final maximiza la probabilidad de haber generado la muestra. La vía para llegar a él debe ser a partir del modelo general. La utilidad de la metodología se aprecia también en el modelo de participación de (Hernandez 2002).

Conclusiones

El modelo simple de búsqueda secuencial es una herramienta teórica útil para explicar los determinantes de la decisión de emplearse o no en el mercado de trabajo por parte de la población económicamente activa del área metropolitana de Cali en diciembre de 1997, debido a lo sencillo de sus supuestos. La educación, la experiencia y su respectivo cuadrado, como factores explicativos del salario ofrecido en el mercado laboral y el parentesco con el jefe de hogar y los ingresos no laborales

como factores que determinan el salario de reserva son variables que permiten explicar las decisiones de emplearse o no por parte de los agentes. La introducción de la variable sexo en estos salarios, permite observar la existencia de salarios de reserva y de mercado diferentes para hombres y mujeres.

Los modelos de elección binaria son los adecuados para modelar la decisión del individuo de emplearse o no, ya que el salario de reserva es una variable latente y el salario ofrecido en el mercado suele no ser observable para el investigador y por lo tanto la diferencia ($w_r^* - w^o$) tampoco lo es. Dada la lógica interna de estos modelos, permiten poner lo no observable en términos de lo observable (características de los individuos); además, si el interés es modelar los efectos marginales del género, dentro de los modelos de elección discreta el más útil para este tipo de modelación es el de probabilidad lineal (MPL) debido a que los coeficientes estimados a través de este modelo son probabilidades marginales.

El nivel educativo promedio de los desempleados del área metropolitana de Cali en diciembre de 1997 mostró un bajo nivel de calificación, ya que el 87% de los desempleados solamente habían cursado educación secundaria o menos. La población femenina presentó mayores tasas de desempleo que la masculina en la mayoría de niveles educativos; únicamente en los niveles de educación primaria o inferior, las mujeres tenían tasas de desempleo inferiores a los hombres. De otro lado, quienes cursaron educación universitaria tienen niveles de desempleo inferiores, sin embargo, siguen siendo las mujeres quienes tienen mayores tasas de desempleo.

Para modelar las diferencias sexuales en los determinantes de la probabilidad marginal de estar desempleado existen diferentes caminos: uno es partir la muestra y en cada una estimar suponiendo modelos diferentes para hombres y mujeres; otro camino sugiere estimar un sólo modelo y suponer que solamente hay diferencias sexuales en el intercepto; el tercero es suponer que existen diferencias de género tanto en las pendientes como en el intercepto. La evidencia empírica permitió verificar que la tercera es la más adecuada para modelar el impacto del género en los determinantes de la probabilidad marginal de estar desempleado debido a que arroja más información que las otras dos. Por medio de la tercera alternativa se obtuvo que en el área metropolitana de Cali en diciembre de 1997, un aumento de los ingresos no laborales de cien mil pesos constantes de diciembre de 1988 aumenta la probabilidad de desempleo de las mujeres en un 21.3%, mientras que la de los hombres la aumenta en 5.20%; un año adicional de educación disminuye la probabilidad de estar desempleado en un 1.8% para las mujeres y en un 0.95% para los hombres; el primer año de experiencia disminuye la probabilidad de estar desempleado de las mujeres en un 1.42% mientras que la de los hombre en un 0.83%.

La probabilidad marginal de estar desempleado de las mujeres es mucho más sensible a incrementos en la educación y la experiencia que la de los hombres. Esto implica que mejoras en la cobertura de la educación y la formación laboral tienen mayor efecto en el desempleo femenino que en el masculino y, puede ser una forma de reducir el desempleo de las mujeres y, por lo tanto el desempleo en general.

Bibliografía

- BLANCO, Juan Manuel (1995); "La Duración del Desempleo en España". En Dolado y Jimeno, comp. (1995) *Estudios sobre el funcionamiento del mercado de trabajo Español*. FEDEA, Madrid.
- CASTELLAR, C. Y URIBE, J. (2001b); " La participación en el mercado de trabajo: componentes micro y macroeconómicos" www.chasqui.univalle.edu.co/cidse25años/pdf/laparticipación.
- CHENERY, Hollis; " Informe final", *Misión de Empleo*, Bogotá, 1986.
- CORCHUELO, Roza Alberto (1991) ; " El análisis de los mercados de Trabajo y la Información de la Encuesta Nacional de Hogares", Bogotá, Ministerio de Trabajo 1991.
- FARNÉ Stefano, VIVAS, Alejandro y YEPES, Tito (1995), "Estimación de la Tasa Natural de Desempleo en Colombia", Cuadernos de Empleo. Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, documento # 1.
- GARCÍA B, Gemma (1996); *Prestaciones por desempleo y duración del paro*. CES, Madrid.
- HENAO Marta Luz y ROJAS Norberto (1998); "La tasa natural de desempleo en Colombia". *Archivos de Macroeconomía*. # 89. DNP.
- HERNANDEZ, Angie (2002); *Determinantes de la participación laboral en Hombres y Mujeres para el área metropolitana de Cali en diciembre de 1997: Una diferenciación*. CIDSE, tesis de pregrado en Economía, Universidad del Valle, Santiago de Cali.
- LANCASTER, Tony (1990); *The Econometric Analysis of transition data*. Cambridge University Press. Monografías de la Sociedad econométrica N° 17.
- LAYARD, Richard, NICKELL, Stephen y JACKMAN, Richard (1994), *EL Paro: Los resultados macroeconómicos y el mercado de trabajo*. Centro de Publicaciones, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, Madrid. Traducido por Esther Rabasco.
- LÓPEZ, Hugo (1993); "Contexto Macroeconómico Colombiano, Mercado Laboral y Urbano: Retos para una Política de Empleo". Bogotá, FESCOL, 1993.
- MARTÍN NAVARRO, José Luis (1995); "Paro y búsqueda de empleo: una aproximación desde la teoría económica." Universidad de Sevilla, serie: ciencias económicas y empresariales, N° 31.
- MAURER, M., NIVIA, D.; "La histéresis en el desempleo colombiano", *Cuadernos de economía*, Universidad nacional de Colombia, 1994.
- MCCONNELL, C. Y BRUE, S. (1997) *Economía Laboral*, Primera Edición en Español, Mc Graw Hill, Madrid.
- NÚÑEZ, Jairo y BERNAL, Raquel (1998); " El Desempleo en Colombia: tasa natural, desempleo cíclico y estructural y la duración del desempleo, 1976-1998". *Archivos de Macroeconomía*, #97, DNP.
- ROLDÁN, Paola (2002); *Probabilidad de estar desempleado: Diferencias por género en el área metropolitana de Cali. Diciembre 1997*. CIDSE, tesis de pregrado en Economía, Universidad del Valle, Santiago de Cali.
- TENJO, J y RIBERO, R. (1998) " Participación Desempleo y Mercados Laborales en Colombia", en *Archivos de Macroeconomía*", DNP, documento 8, Bogotá.