

DETERMINANTES DE LA DURACIÓN DEL DESEMPLEO EN EL ÁREA METROPOLITANA DE CALI 1988-1998*

Carlos E. Castellar P.**
José Ignacio Uribe G.

RESUMEN

En este trabajo se ha hecho una exposición de la teoría de la búsqueda, con énfasis en sus fundamentos microeconómicos y econométricos. De esta exposición se puede concluir que la teoría es útil para analizar la duración a pesar de los supuestos tan restrictivos como los que plantea el modelo. Se elaboró un modelo econométrico que se contrastó con la información del área metropolitana de Cali 1988 – 1998. De acuerdo con este modelo, los determinantes de la duración del desempleo son: la posición en el hogar, el sexo, los ingresos no laborales del trabajador, el nivel educativo, la experiencia y el coeficiente de variación salarial. El modelo aísla un componente de naturaleza macroeconómica que se mueve siguiendo la misma trayectoria que la duración media. Esto permite afirmar que su comportamiento es contrario al ciclo. Es decir, disminuye con el auge económico y crece con la recesión.

* Este documento es producto del proyecto de investigación “Determinantes de la duración del desempleo en el Área Metropolitana de Cali 1988 – 98”, financiado por COLCIENCIAS y adscrito al CIDSE.

** Profesores del Departamento de Economía de la Universidad del Valle e investigadores del CIDSE. Los comentarios de los profesores Carlos Ortiz y Juan Byron Correa a una versión preliminar enriquecieron el contenido. Angie Hernández, Victoria Eugenia Soto, Paola Roldán y Lina Villota prestaron una invaluable asistencia de investigación. Cualquier error es de responsabilidad de los autores.

1. INTRODUCCIÓN

La duración del desempleo es un problema de vital interés para la Economía Laboral, tanto, en una perspectiva macroeconómica como en una microeconómica. En una visión agregada es un componente de la estructura del desempleo según la cual la tasa de desempleo es el producto de la tasa de entrada al mismo y la duración media, de acuerdo al modelo de estado estacionario propuesto por Layard, Nickell y Jackman (1991). Desde el punto de vista individual el interés se centra en el modelo de búsqueda de trabajo entendido como un problema de optimización en el uso del recurso tiempo. Mientras en la visión macroeconómica se trata de observar y explicar el tiempo medio de búsqueda, los costos sociales asociados y la concentración de la duración según grupos vulnerables, en la perspectiva microeconómica la preocupación está en la relación entre características sociodemográficas y de capital humano del agente económico con su salario de reserva y el ofrecido por el mercado, relación que determina su tiempo de búsqueda.

En Colombia la primera mención al problema de la duración del desempleo en un contexto macroeconómico es a partir de la Misión Chenery, Ocampo y Ramírez (1986). Teniendo en cuenta la duración media y el volumen de desempleados, la Misión deduce la subutilización de la mano de obra. Maddock (1987) controvierte el resultado y propone una forma alternativa de cálculo para el costo social del desempleo. López (1988) difiere de ambas medidas y propone una tasa de incidencia. Recientemente Castellar y Uribe (2002) aíslan los componentes de la estructura del desempleo y estiman un modelo que cuantifica el impacto de la duración media en la tasa de desempleo.

El trabajo de Tenjo y Ribero (1998) incorpora la dimensión microeconómica al análisis de los determinantes de la duración, estimando un modelo en que sólo se incluye a los desempleados. Núñez y Bernal (1998) especifican un poco mejor el modelo microeconómico de duración y la estimación la hacen con los ocupados. Tenjo (1998) retoma la importancia de los componentes de la estructura y estima un modelo de duración usando sólo los desempleados de la muestra. Uribe (1998) construye un modelo de duración cuya forma reducida estima para los desempleados. Sin embargo, con relación a la síntesis que se ha logrado en la teoría de la búsqueda como fundamento del análisis de la duración del desempleo pocos esfuerzos de divulgación se han hecho en el medio académico nacional. Notable excepción es el trabajo de Roldán (2002) aunque su interés va hacia la construcción de un modelo acerca de la probabilidad de estar desempleado. Por el lado de la Econometría los trabajos hasta ahora realizados no usan información de duración de ocupados y de desempleados tal cual indica tanto el estado actual del trabajo econométrico en este campo como la naturaleza de la información de la Encuesta Nacional de Hogares.

El propósito de este artículo es contribuir a llenar los vacíos antes mencionados. De un lado se quiere exponer de manera clara y concisa los fundamentos teórico – analíticos de lo que hoy día se puede llamar la Teoría de la Búsqueda, aunada con la consecuente modelización econométrica pues en este caso la relación es inmediata. De otra parte se propone y estima un modelo de determinantes de la duración del desempleo teniendo en

cuenta que los datos disponibles contienen observaciones de dos tipos de duración: completa (los ocupados) e incompleta ó censurada (los desempleados).

La estructura del documento incluye, además de esta nota introductoria, una segunda sección con la exposición formal de la teoría de la búsqueda y una tercera con los fundamentos del modelo de duración. La cuarta unidad propone un modelo de duración para el área metropolitana de Cali y los resultados de la estimación máximo verosímil del mismo, mientras que en la siguiente se ofrece una comparación con lo obtenido a partir de la información del Centro de Información para el Empleo del SENA. En la sexta sección se consignan las principales conclusiones. Bibliografía y anexo completan el informe.

2. LA TEORÍA DE LA BÚSQUEDA

La teoría de la búsqueda ya no es la actriz joven que mencionaba Mortensen (1986) pues hoy día se puede afirmar que se ha consolidado con cierto grado de madurez y evolución. El trabajo de Martín (1995) rastrea desde los orígenes de la teoría hasta el llamado modelo de búsqueda secuencial en tiempo discreto incluyendo también a los de tamaño de muestra óptimo. La síntesis teórico econométrica que ofrece Lancaster (1990) evidencia el grado de integración entre teoría y métodos de contrastación que se ha logrado.

En un sentido amplio la teoría de la búsqueda toma elementos de la teoría estadística de la decisión secuencial (la parada óptima), la economía de la información y la economía de la incertidumbre y en un entorno matemático de la programación dinámica construye su propio cuerpo teórico. Se inscribe dentro de la tradición neoclásica y es un desarrollo del ya tradicional modelo ocio –consumo en el cual existe plena información y el individuo decide sin que intervenga un mecanismo probabilístico de recepción de ofertas de trabajo y por ende el desempleo no cabe. Desde la perspectiva econométrica hoy día hace parte fundamental del análisis de transición, pues su objeto de estudio tiene que ver con el paso entre dos estados, desempleo y empleo, además de la duración en el estado desempleo.

Ver el problema desde este ángulo permite señalar los dos aspectos fundamentales que intervienen en el asunto: la probabilidad de salir de un estado (el desempleo) y la duración en el mismo (tiempo de búsqueda). Estos dos aspectos también están presentes en otras disciplinas emparentadas: en la demografía (mortalidad y edad), en el control de calidad (probabilidad de falla y tiempo de funcionamiento), en la medicina (probabilidad de éxito de un tratamiento y tiempo de vida). Sin embargo hay una clara diferencia en la teoría de la búsqueda: interviene la elección del agente económico. Un buscador recibe ofertas, evento aleatorio, y él decide aceptarla o rechazarla, elección económica; en este mundo el problema es esencial y doblemente estocástico: hay azar, suerte y elección, decisión.

El problema para la Teoría Económica es el de un agente económico racional que está buscando un empleo que tenga el mejor salario, teniendo en cuenta sus restricciones de coste de búsqueda y tiempo disponible. En este sentido es un típico problema de la Economía Laboral entendida como la asignación óptima del recurso tiempo y por esta vía se relaciona con la teoría del Capital Humano. Lo interesante son las nuevas condiciones

que enfrenta el agente; en primer lugar hay imperfección en la información pues él desconoce la localización de las vacantes y el salario ofrecido en ellas; en segundo término él debe adquirir información para poder tomar una decisión y la adquisición de información es un proceso costoso y secuencial. En tercera instancia es una búsqueda con requerimientos de tiempo y recursos que tiene rendimientos a futuro y en condiciones de incertidumbre.

Los modelos iniciales en la teoría de la búsqueda centraron su atención en el número de ofertas estudiadas por el buscador, esto es, el tamaño de muestra óptimo. El interés de los modelos actuales se desplazó hacia el tiempo empleado en la búsqueda, es decir, la duración del desempleo. Muchos de los modelos utilizados se consideran de tiempo real y el tiempo se representa mediante una secuencia de períodos discretos. Heckman y Singer (1984) argumentan que es más real caracterizar la decisión en tiempo continuo debido a la inexistencia de una unidad natural de tiempo en la cual se toma la decisión y si la hubiere no concuerda con los datos disponibles (las semanas de la ENH). Una ventaja de modelar el tiempo continuo es que hay invarianza frente a la unidad de tiempo de los datos disponibles. Otra ventaja está en la simplificación del tratamiento matemático.

Formalmente se considera la duración de la búsqueda t y la oferta salarial W como realizaciones de distribuciones de probabilidad que dependen de las características individuales del agente económico y del entorno en el cual se mueve. Es importante resaltar la naturaleza especial que tiene la variable duración, pues en cualquier instante que se decida observar habrá quienes ya salieron del desempleo (duraciones completas, no censuradas) y quienes todavía buscan (duraciones incompletas, censuradas). En la figura usada por Salant (1977) sólo el día del fin del mundo se tendrán todas las duraciones, aunque algunos continúen desempleados, su búsqueda habría terminado. También es importante poner en evidencia una diferencia de contexto entre la microeconomía convencional y la teoría de la búsqueda. En el primero se tiene un contexto estático y determinístico mientras que en el segundo el mundo es dinámico en condiciones de incertidumbre.

Los supuestos del modelo incluyen tres que han sido muy criticados por ser demasiado irreales. Se supone que el horizonte de vida es infinito, que el individuo es neutral al riesgo y que no tiene restricciones en el mercado de capitales. Como bien afirma Mortensen (1986) los supuestos se mantienen por la simplificación que aportan al análisis. También se supone que todos los agentes inician en el estado desempleo y eventualmente hacen su tránsito hacia el estado empleo. Otra hipótesis de partida es que los parámetros de las distribuciones de probabilidad son constantes y conocidos por el agente. Igualmente se supone que no hay aprendizaje y que los procesos son estacionarios.

Sea $U_e(t)$ = flujo instantáneo de utilidad de estar empleado = $w(t)$
 $U_u(t)$ = flujo instantáneo de utilidad de permanecer desempleado = $-c$
 donde c es el coste instantáneo de búsqueda.

Si se tratase de un contexto convencional estático el óptimo para el agente sería aceptar la oferta si $U_e(t) > U_u(t)$. En un contexto dinámico y en condiciones de incertidumbre la regla es diferente. Es preciso pensar en términos de valores esperados. Por ello se define el índice de utilidad de cada estado, como el valor esperado de la corriente de utilidad de estar en cada estado.

Sea V_u = índice de utilidad ó valor esperado del vector de flujos de utilidad por permanecer desempleado.

De manera análoga se define V_e para estar empleado.

La regla de óptimo es ahora para el agente racional, elegir aquel estado que maximice el valor esperado de la corriente de utilidades, es decir, aceptar la oferta si $V_e > V_u$.

Recordando que la oferta se materializa en un salario w , el cual es una realización de una variable aleatoria con distribución acumulativa $F(w)$ y asumiendo una tasa de descuento intertemporal es claro que el índice de utilidad del empleo es:

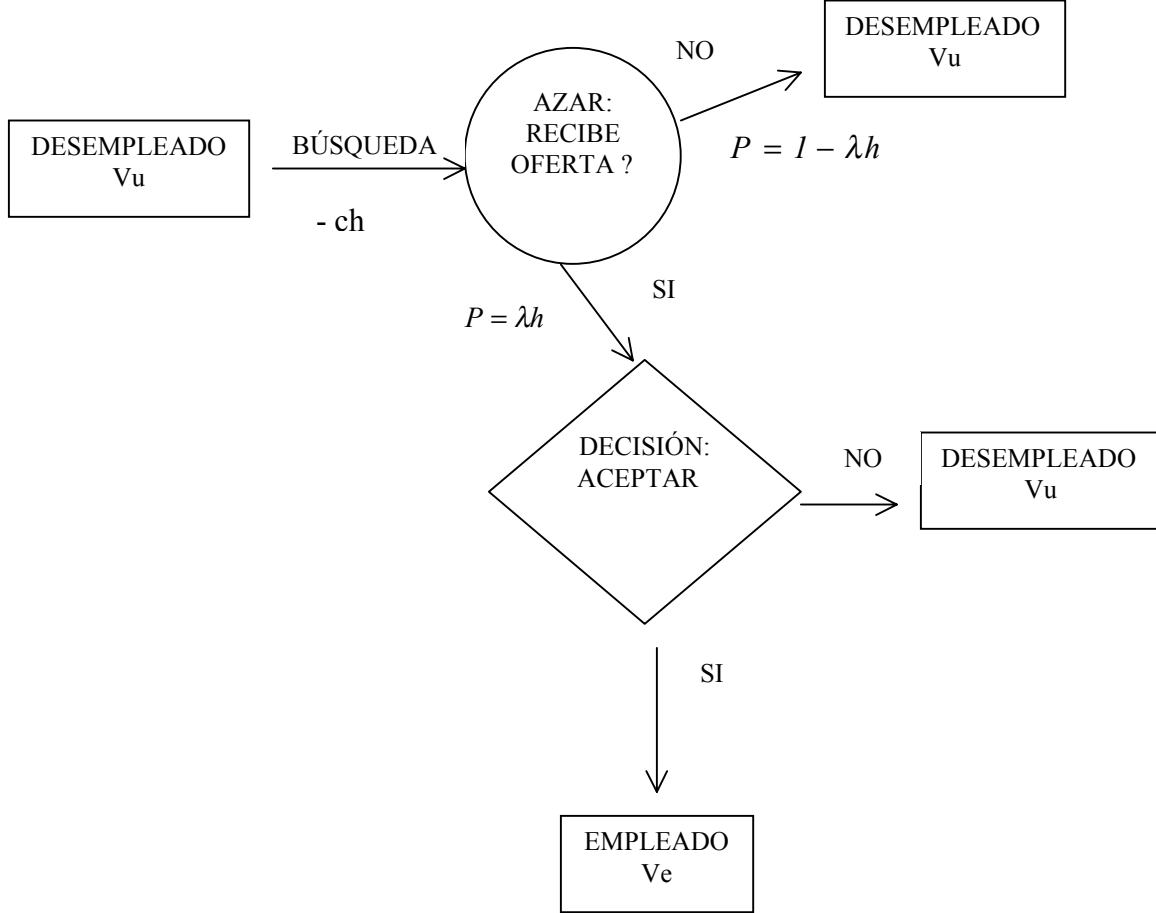
$$V_e(w, c) = \frac{w}{\rho}$$

El índice de utilidad del desempleo, V_u , es lo que a continuación se va a obtener analíticamente. La pretensión en lo que sigue de la sección y en la siguiente es de divulgación pedagógica en la medida que estos desarrollos no circulan en medio académico nacional, aunque sí se han intentado usar sus implicaciones. Se ofrecen disculpas al lector experto en el tema.

Al modelar en tiempo continuo se supone que el agente analiza en un periodo de longitud pequeña h y por el hecho de buscar incurre en un costo que se convierte en un flujo de utilidad de $-ch$. Interviene el azar, bajo el supuesto de que las ofertas salariales llegan según una distribución Poisson de parámetro λ . En consecuencia el buscador recibe una oferta (w) con probabilidad λh ó no la recibe con probabilidad $1 - \lambda h$, en cuyo caso el índice de utilidad permanece en V_u . En estricto rigor la probabilidad de recibir la oferta es $\lambda h + O(h)$ para capturar la eventual posibilidad de que una nueva oferta llegue en h .

$O(h)$ esta definido de tal forma que $\lim_{h \rightarrow 0} \frac{O(h)}{h} = 0$. Si se recibe la oferta interviene la elección racional del agente económico; si acepta recibirá un índice de utilidad de $V_e(w, -c)$ y si no lo acepta continuara con $V_u(w, -c)$. La regla de óptimo en el mundo dinámico será elegir el estado cuyo valor esperado, respecto a $F(w)$ del flujo de utilidades sea máximo, esto es $E_w(\text{Max} \{V_e(w), V_u(w)\})$.

En la figura 1 se aprecia la secuencia que va desde que el individuo desempleado entra al proceso de búsqueda hasta las opciones por las cuales puede permanecer en dicho estado ó transitar hacia el estado de empleado.

FIGURA 1: ESTADOS Y OPCIONES EN EL PROCESO DE BÚSQUEDA

El índice de utilidad de permanecer desempleado V_u ó de la búsqueda puede construirse a partir del principio de optimalidad de Bellman para programación dinámica. Recordando que los flujos futuros se descuentan con el factor $1 + \rho h$, de la secuencia enfrentada en el proceso de búsqueda y visualizada en la figura 1, el anterior principio señala que:

$$V_u = \frac{-ch}{1 + \rho h} + \frac{(1 - \lambda h)V_u}{1 + \rho h} + \frac{\lambda h}{1 + \rho h} E_W(\text{Max}\{V_e, V_u\}) + O(h) \quad (1)$$

El primero de los cuatro elementos que suman V_u , es el valor descontado del costo de búsqueda. El segundo y el tercero conforman un típico valor esperado de una binomial puntual, en este caso del índice de utilidad si se recibe ó no una oferta salarial.

Multiplicando la expresión (1) por $(1 + \rho h)$

$$V_u + \rho h V_u = -ch + V_u - \lambda h V_u + \lambda h E_W(\text{Max}\{V_e, V_u\}) + (1 + \rho h)O(h)$$

Agrupando a la izquierda para V_u .

$$hV_u(\rho + \lambda) = -ch + \lambda h E_W(\text{Max}\{V_e, V_u\}) + (1 + \rho h)O(h)$$

Dividiendo por h , tomando el límite cuando h tiende a cero y teniendo en cuenta que

$$\lim_{h \rightarrow 0} (1 + \rho h) \frac{O(h)}{h} = 0, \text{ se llega a:}$$

$$V_u(\rho + \lambda) = -c + \lambda E_W(\text{Max}\{V_e, V_u\}) \quad (2)$$

Teniendo en cuenta que:

$$\text{Max}\{V_e, V_u\} = V_u + \{V_e - V_u \mid V_e > V_u\}$$

$$E_W(\text{Max}\{V_e, V_u\}) = V_u + E_W\{V_e - V_u \mid V_e > V_u\} \text{Prob}(V_e > V_u)$$

Recordando que $V_e = \frac{w}{\rho}$ se llega a

$$E_W(\text{Max}\{V_e, V_u\}) = V_u + E_W\left\{\frac{w}{\rho} - V_u \mid \frac{w}{\rho} > V_u\right\} \text{Prob}\left(\frac{w}{\rho} > V_u\right) \quad (3)$$

Factorizando ρ^{-1} en E_W :

$$E_W(\text{Max}\{V_e, V_u\}) = V_u + \rho^{-1} E_W\{w - \rho V_u \mid w > \rho V_u\} \text{Prob}(w > \rho V_u) \quad (4)$$

Ahora de la definición de esperanza condicional

$$E_W\{w - \rho V_u \mid w > \rho V_u\} = \frac{\int_{\rho V_u}^{\infty} (w - \rho V_u) f(w) dw}{\text{Prob}(w > \rho V_u)}$$

De donde

$$E_W\{w - \rho V_u \mid w > \rho V_u\} \text{Prob}(w > \rho V_u) = \int_{\rho V_u}^{\infty} (w - \rho V_u) f(w) dw \quad (5)$$

Introduciendo (5) en (4) y dado que $dF(w) = f(w)dw$ se llega a:

$$E_W(\text{Max}\{V_e, V_u\}) = V_u + \rho^{-1} \int_{\rho V_u}^{\infty} (w - \rho V_u) f(w) dw \quad (6)$$

Llevando (6) a (2)

$$V_u (\lambda + \rho) = -c + \lambda V_u + \lambda \rho^{-1} \int_{\rho V_u}^{\infty} (w - \rho V_u) f(w) dw$$

Cancelando a ambos lados $V_u \lambda$ se tiene:

$$V_u \rho = -c + \frac{\lambda}{\rho} \int_{\rho V_u}^{\infty} (w - \rho V_u) f(w) dw \quad (7)$$

Al observar la estructura de la expresión (7) se advierte que ρV_u es creciente en si mismo, en tanto que el lado derecho es decreciente en ρV_u y en consecuencia habrá solución única. Puesto que ρV_u es el valor que iguala a w , se le conoce en este mundo como salario de reserva y su relación con el salario ofrecido por el mercado determina la duración de la búsqueda. Esta misma relación determina la probabilidad de estar o no desempleado.

3. EL MODELO DE DURACIÓN

Al ser la teoría de la búsqueda intrínsecamente estocástica las distribuciones de probabilidad asociadas a la duración del desempleo adquieren especial relevancia. Igualmente, teoría y econometría se relacionan de una nueva manera en la cual la perturbación aleatoria nace de la elaboración teórica y el modelo econométrico surge de manera natural. En esta sección se presentan las funciones de probabilidad que intervienen en el análisis econométrico así como la interrelación existente entre ellas y el modelo teórico expuesto en la anterior sección. Igualmente se presenta la forma funcional más usual y la esencia de la estimación máximo verosímil correspondiente. Diversas y rigurosas revisiones del tema se pueden encontrar en Kiefer (1988), Lancaster (1979 y 1990), Lancaster y Nickell (1980), Greene (1995 y 2000).

Sea T una variable aleatoria continua, correspondiente a la duración de la búsqueda, siendo $T=0$ el instante del inicio de la búsqueda.

La función de distribución acumulada de T , $F(t)$, se define de manera convencional:

$$F(t) = \text{Prob} (T < t) \quad t \geq 0 \quad (8)$$

Y en consecuencia de la función de densidad, $f(t)$ es:

$$f(t) = \frac{dF(t)}{dt} \quad (9)$$

La función de distribución acumulada $F(t)$ es la probabilidad de que la duración de la búsqueda no llegue a T días mientras que la función de densidad corresponde a la

probabilidad incondicional de que la duración sea exactamente de T días. De (8) y (9) se tiene que:

$$F(t) = \int_0^t f(x) dx \quad (10)$$

Una función importante en el análisis de la duración, es la función de supervivencia $S(t)$, la cual corresponde al complemento de la función de distribución acumulada $F(t)$, es decir, la probabilidad de que la búsqueda sea al menos de t periodos.

$$S(t) = 1 - F(t) = \text{Prob} (T \geq t) \quad (11)$$

La función de supervivencia también se puede entender como la fracción de buscadores que duran buscando al menos t periodos.

Desde el punto de vista teórico una pregunta relevante es: ¿dado que la duración de la búsqueda ha llegado hasta t días, cuál es la probabilidad de que ella finalice en el próximo pequeño intervalo de tiempo dt ?. Esta probabilidad se le conoce como la tasa de escape ó función de riesgo $\theta(t)$ (hazard rate en el lenguaje anglosajón).

Formalmente se trata de:

$$\text{Prob} (t \leq T < t + dt \mid T \geq t) \quad (12)$$

Es la probabilidad de que una persona que ha estado desempleada hasta el momento t , encuentre ocupación en el pequeño intervalo dt , ó después de él. Dividiendo por dt y tomando el límite cuando dt tiende a cero la expresión de la tasa de escape es:

$$\theta(t) = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{\text{Prob}(t \leq T < t + dt \mid T \geq t)}{dt} \quad (13)$$

Puede verse $\theta(t)$ como la tasa de salida instantánea por unidad de tiempo en el instante t . Lancaster (1990) ejemplifica la interpretación de θ (45) para la variable edad como la probabilidad de que una persona de 45 años muera, es decir, la fracción de los de 45 años que mueren el día de su cumpleaños. La función de densidad $f(45)$ es la probabilidad no condicionada de morir a los cuarenta y cinco, esto es, la fracción de toda la población que muere cuando cumple 45 años. La tasa de escape responde la pregunta relevante anteriormente señalada. Existe una íntima conexión entre las funciones antes descritas. La probabilidad condicional de la expresión (12) corresponde al aplicar la correspondiente definición a:

$$\text{Prob} (t \leq T < t + dt \mid T \geq t) = \frac{\text{Prob}(t \leq T < t + dt, T \geq t)}{\text{Prob}(T \geq t)}$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{Pr ob(t \leq T < t + dt)}{Pr ob(T \geq t)} \\
&= \frac{F(t + dt) - F(t)}{1 - F(t)} \quad (14)
\end{aligned}$$

Para llegar a lo instantáneo se divide la expresión (14) entre dt y en consecuencia:

$$Prob(t \leq T < t + dt \mid T \geq t) = \frac{F(t + dt) - F(t)}{dt} * \frac{1}{1 - F(t)}$$

Tomando de nuevo el límite cuando dt tiende a cero para volver a llegar a $\theta(t)$ se tiene que al ser $\lim_{dt \rightarrow 0} \frac{F(t + dt) - F(t)}{dt} = F'(t) = f(t)$, pues es la definición de derivada, se llega a:

$$\theta(t) = \frac{f(t)}{1 - F(t)} = \frac{f(t)}{S(t)} \quad (15)$$

Es decir que la tasa de escape es el cociente entre la función de densidad de la duración y la función de supervivencia. Esto provee la intuición de que la tasa de escape son los que salen del desempleo en el instante t sobre los que aún continúan desempleados.

Adicionalmente al tener en cuenta la derivada respecto a t del logaritmo de la función de supervivencia

$$\frac{d \log S(t)}{dt} = \frac{1}{S(t)} * \frac{dS(t)}{dt} = - \frac{f(t)}{S(t)}$$

Se llega a que la tasa de escape es el negativo de la anterior derivada, al observar la expresión (15)

$$\theta(t) = - \frac{d \log S(t)}{dt} \quad (16)$$

La expresión (16) permite encontrar una conexión biunívoca entre supervivencia y tasa de escape, pues dicha expresión contiene la ecuación diferencial

$$- \theta(t) dt = d \log S(t)$$

Cuya solución al integrar ambos lados lleva a:

$$\log S(t) = -\int_0^t \theta(x) dx + C \quad (17)$$

Puesto que al inicio todos sobreviven, $S(0)$ es igual a uno y $\log S(0) = 0$, de donde $C = 0$ ya que $\int_0^0 \theta(x) dx$ también es cero. Por lo tanto

$$\log S(t) = -\int_0^t \theta(x) dx \quad (18)$$

La integral del lado derecho se conoce como la “hazard” integrada. Al tomar antilogaritmos en la expresión (18) se llega a la relación buscada entre función de supervivencia y tasa de escape

$$S(t) = e^{-\int_0^t \theta(s) ds} \quad (19)$$

Dada una función de riesgo se tiene una de supervivencia, dice la expresión (19) y de acuerdo a la (16), dada una de supervivencia se tiene la función de riesgo.

Es el momento de relacionar el instrumental analítico hasta ahora presentado en esta sección, con el modelo teórico de búsqueda desarrollado en la anterior. En esencia, dicho modelo postula que el individuo saldrá del estado del desempleo en el intervalo de tiempo $t, t + dt$, sí y sólo sí se dan dos eventos: recibir una oferta (con probabilidad λdt) y aceptarla dado que excede el salario de reserva (probabilidad $S(\rho V_u)$).

Traduciendo formalmente la anterior regla de decisión se llega a que la tasa de escape que la teoría de búsqueda presenta postula que:

$$\theta(t) = \lambda S(\rho V_u) \quad (20)$$

Al observar el lado derecho de la expresión (20) se evidencia que no interviene el tiempo, esto es, se ha llegado a una tasa de escape constante. Cabe entonces la pregunta, ¿cuáles son las implicaciones sobre las funciones relevantes de una tasa de escape constante e igual a θ ?

De la ecuación (18) la tasa de escape integrada sería:

$$\int_0^t \theta(x) dx = \int_0^t \theta dx = \theta t \quad (21)$$

Por lo tanto al aplicar la ecuación (19) se obtiene la función de supervivencia

$$S(t) = e^{-\theta t} \quad (22)$$

Al derivar la expresión (22) y cambiar signo se llega a la función de densidad

$$f(t) = \theta e^{-\theta t} \quad t \geq 0 \quad (23)$$

La función de densidad consignada en (23) es una exponencial. En otras palabras la teoría de la búsqueda bosquejada en la anterior sección lleva a que las duraciones del desempleo sigan una ley de probabilidad exponencial y a que la tasa de escape del mismo sea constante. Como consecuencia, la distribución exponencial no tiene memoria, lo cual contradice la observación de las duraciones ya que es un hecho conocido que la tasa de escape disminuye con el tiempo igual que acontece con la probabilidad de vender las flores en una floristería, entre más viejas más difíciles de vender. Por esta razón, los estudios de la búsqueda han propuesto utilizar otras funciones de densidad para la duración para que el comportamiento de la tasa de escape sea más coherente con la realidad. Una propiedad interesante de la distribución exponencial es la expresión del valor esperado del logaritmo de la duración:

$$E(\log T) = -\log \theta + \psi(1) \quad (24)$$

$$\text{Var}(\log T) = \psi'(1) \quad (25)$$

Donde $\psi(1)$ y $\psi'(1)$ son constantes conocidas y corresponden a la función digamma (la derivada de la función gamma).

De (24) y (25) se puede plantear que:

$$\log T = -\log \theta + U \quad (26)$$

Siendo U un error de media y varianza conocidas

$$\therefore \log(T\theta) = U \quad (27)$$

Antes de cambiar la función, vale la pena indicar como intervienen los regresores o covariables en el modelo analítico y esto es muy sencillo cuando el puente se tiende desde la distribución exponencial. Si se supone como es usual que en el vector X se tienen las variables que intervienen como explicatorias en el análisis (incluido el 1 para captar el intercepto) es inmediato plantear que

$$\theta(t, X) = e^{-x'\beta} \quad (28)$$

De la esperanza de una variable aleatoria distribuida exponencialmente se tiene que

$$E(T|X) = \theta^{-1} = e^{x'\beta} \quad (29)$$

De igual forma que se construyen los modelos de regresión lineal, la expresión (25) permite postular

$$\log T = X'\beta + U \quad (30)$$

Teniendo U media y varianza conocidas.

Cuando se supone una tasa de escape constante, se tiene una regresión lineal homocedástica del logaritmo de la duración del desempleo en función del vector de características del individuo. El vector X pone de manifiesto que la distribución de la duración difiere de individuo a individuo de acuerdo a sus propias características. En dicho vector hay características observables y no observables que inicialmente se supone que no cambian en el tiempo.

Un hecho ampliamente reconocido en la literatura del tema son las ya antes anotadas posibilidades de censura en las observaciones de los tiempos de búsqueda. Este hecho es otro argumento adicional en contra de la estimación por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) de la ecuación (26) o de la (30). Adicionalmente la teoría económica ha centrado su interés en la tasa de escape como función de la duración y sus características y pocas veces se ocupa exclusivamente de la duración. También los teóricos han resaltado que la tasa de arribo de ofertas puede declinar con el paso del tiempo que igual puede acontecer con el salario de reserva con lo cual una tasa de escape constante se hace demasiado poco realista.

Por las razones expuestas se ha modelado la tasa de escape y se han propuesto métodos de máxima verosimilitud para la estimación.

Una vía para mostrar el paso a una función menos restrictiva que la exponencial es generalizar la distribución del error asociado a la ecuación (27). Con el propósito de conservar la letra θ de manera exclusiva para la tasa de escape y advirtiendo que ahora λ es un parámetro de la nueva función (ya no es la tasa de llegada de ofertas de la sección pasada), la generalización anunciada puede plantearse como una constante de proporcionalidad en el término de error:

$$\log(\lambda T) = \frac{U}{P} \quad P > 0 \quad (31)$$

$$\lambda T = e^{U/P} \quad (32)$$

Elevando (32) a la P

$$(\lambda T)^P = e^U \quad (33)$$

La expresión (33) indica una exponencial unitaria. Está demostrado (Lancaster (1990) capítulo 1, sección 1.4) que la hazard integrada es una exponencial unitaria y de ahí que

pueda retomarse la relación entre función de supervivencia y tasa de escape indicada en la expresión (19).

$$S(t) = e^{-(\lambda t)^p} \quad (34)$$

Derivando la hazard integrada para obtener la tasa de escape se llega a:

$$\theta(t) = \frac{\partial}{\partial t} (\lambda^p t^p) = p \lambda^p t^{p-1} \quad (35)$$

Esta tasa de escape depende del tiempo, a menos que $p = 1$ en cuyo caso se convierte en la exponencial (esto es evidente en la generalización propuesta en (31)). Si $p > 1$ la probabilidad de salida crece con el tiempo y si $p < 1$ decrece.

Puesto que la función de densidad es el producto de la tasa de escape por la función de supervivencia, según se deduce de la expresión (15), se tiene que de (34) y (35) se obtiene:

$$f(t) = p \lambda^p t^{p-1} e^{-(\lambda t)^p} \quad (36)$$

La expresión (36) corresponde a una distribución Weibull.

Un punto interesante de esta distribución es que permite calcular una medida del grado de concentración en la distribución de la duración. Se trata de un coeficiente de Gini definido como:

$$g = 1 - (1/2)^{1/p} \quad (37)$$

Otro aspecto importante en la modelización econométrica es que la distribución Weibull anida a la exponencial y se convierte en un modelo general que permite la verificación de la hipótesis $p = 1$ (modelo particular, la exponencial).

Nuevamente puede encontrarse una relación entre los momentos del logaritmo del tiempo y los parámetros de la distribución que permiten construir modelos del tipo regresión. En efecto como demuestra Lancaster (1990), capítulo 2, sección 2.1:

$$E(\log T) = -\log \lambda + \psi(1)/p \quad (38)$$

$$Var(\log T) = \psi'(1)/p^2 \quad (39)$$

De (38) y (39) se puede postular el siguiente modelo para $\log T$:

$$\log T = -\log \lambda + U/p \quad (40)$$

La introducción de los regresores se hace afectando a λ y los modelos resultantes se conocen como de falla acelerada.

$$\log T = -\log \lambda(X' \beta) + v \quad (41)$$

Si se tiene una exponencial o weibull se llega a un modelo tipo regresión lineal con distribuciones diferentes para v . Este hecho y la existencia de censura ya mencionada implica el uso del método de máxima verosimilitud. Si no hubiese censura los estimadores MCO serían consistentes, tal cual indica Kiefer (1988). La intuición de la construcción de la función de verosimilitud muestral descansa en la distinción de individuos con temporadas completas, no censuradas (los ocupados en la muestra) e individuos con temporadas incompletas, censuradas (los que aún continúan buscando). Los no censurados vienen en términos probabilísticos de la función de densidad y los censurados de la función de supervivencia.

Adaptando para la Weibull a Greene (1995), se deducen las siguientes transformaciones para el individuo i :

$$\lambda = e^{-X_i' \beta} \quad (42)$$

$$w_i = p (\log t_i - X_i' \beta) \quad (43)$$

$$\text{De donde } \log t_i = w_i/p + X_i' \beta \quad (44)$$

Se define una variable falsa para la censura tal que $\delta_i = 0$ si hay censura y $\delta_i = 1$ si no la hay. En consecuencia la función de verosimilitud muestral viene dada por:

$$L = \prod_{i=1}^N [pf(w_i)]^{\delta_i} [S(w_i)]^{1-\delta_i} \quad (45)$$

Haciendo la habitual transformación logarítmica y recordando que la función de densidad es el producto de la tasa de escape por la función de supervivencia ($f(w_i) = \theta(w_i) \cdot S(w_i)$ de la expresión (15)) se llega a:

$$L^* = \log L = \sum_{i=1}^n [\delta_i (\log P + \log \theta(w_i)) + \log S(w_i)] \quad (46)$$

Esta expresión es la que optimiza por medio de algoritmos eficientes para uso en cálculo electrónico.

4. LOS DETERMINANTES DE LA DURACIÓN DEL DESEMPLEO

El propósito de esta unidad es dar contenido empírico a la teoría y al modelo expuesto en las dos anteriores. El ejercicio econométrico se enmarca dentro de la inferencia para los modelos de falla acelerada en los cuales el parámetro λ de la función de duración elegida (en este caso la Weibull) se coloca en función de los regresores, lo cual lleva a una

interpretación tipo regresión. La anticipación teórica de los signos de las variables explicatorias puede remontarse a la esencia de la regla de decisión de la teoría de la búsqueda: suspenderla cuando se reciba una oferta cuyo salario supere el salario de reserva del buscador. Así las cosas son tres elementos a tener en cuenta, probabilidad de recibir ofertas, salario de reserva y salario ofrecido. Si el efecto de una variable es aumentar (disminuir) el salario de reserva del agente su tiempo de búsqueda aumentará (disminuirá). Aquellas variables que aumentan (disminuyen) el salario ofrecido disminuyen (aumentan) el tiempo de búsqueda. Si hay regresores que aumenten (disminuyan) la probabilidad de recibir ofertas, el tiempo de búsqueda disminuirá (aumentará).

Los determinantes de la duración que se proponen para ser sometidos a la evidencia empírica se discuten a continuación. El ser jefe de hogar se supone disminuye el salario de reserva y por ende su efecto en el tiempo de búsqueda será negativo. La variable $BPAR_i$ es una variable falsa que toma el valor de 1 para los jefes de hogar y 0 en caso contrario. Igual acontece con el género masculino pues es ya un hecho aceptado por los analistas del mercado laboral que los hombres tienen un menor salario de reserva. Si se define un binario como $BSEX_i$, igual a 1 para los hombres y 0 para las mujeres, se espera un impacto negativo en la duración. La tercera variable que se incluye vía salario de reserva son los ingresos no laborales reales, $INGRNLTR_i$ los cuales aumentan dicho salario pues permiten financiar la búsqueda y de ahí que se espere un efecto positivo

Por el lado del salario de mercado se ha tomado la educación y la experiencia como regresores. No obstante son variables que también inciden en el salario de reserva y lo que se puede tener es un efecto neto. De los años aprobados de escolaridad formal, $EDUCAT_i$, se ha postulado que los primeros años disminuyen el salario ofrecido (o la diferencia con el salario de reserva) y a partir de un punto lo aumenta, es decir, existen rendimientos marginales crecientes en la búsqueda. La explicación se encuentra en que en los primeros años de educación el individuo valora más cada año que lo que lo hace el mercado y a partir de un punto el mercado valora más que el individuo. Con respecto a la experiencia, $EXPER_i$, aproximada como la edad (EDA_i) menos $EDUCAT_i$ menos 7, se ha supuesto un efecto positivo en el salario ofrecido que disminuirá el tiempo de búsqueda. En la interpretación de la inclusión de la experiencia es importante anotar que se trata de la potencial pues se supone que no hay periodos de desempleo y que es homogénea. Aquí también puede incidir un papel diferencial según los años, pero por la forma de medición antes anotada también se captura el efecto con la edad. Por esto se asume la hipótesis convencional de un efecto positivo.

Finalmente se ha querido incorporar una variable del lado de la demanda: la dispersión salarial cuantificada como el coeficiente de variación salarial ($CVSAL_i$) del sector donde el individuo esta buscando. Teóricamente se puede anticipar que en un sector de mayor dispersión habrá mayor probabilidad de recibir ofertas más altas lo cual, con agentes neutrales al riesgo, aumentará el tiempo de búsqueda.

Antes de presentar formalmente el modelo es importante observar las características de la muestra, cuyas medias de las variables de interés se pueden apreciar en el cuadro 1. Lo

primero que hay que delimitar es el conjunto de individuos con el cual la información de la ENH permite trabajar el modelo. Ya quedó claramente establecido que en presencia de datos censurados (duraciones incompletas) la muestra debe contener también duraciones completas. El DANE sólo pregunta la duración del desempleo a los ocupados cuando incluye el modulo de informalidad y lo hace sólo para aquellos que eran cesantes antes de tener la ocupación en el momento de la encuesta. Este hecho obliga sólo a considerar a los desempleados cesantes. En consecuencia lo que aparece en el cuadro 1 como Población Económicamente Activa es la suma de los desempleados cesantes con los ocupados que venían de la cesantía; la variable $BCOM_i$ es una dicotómica que toma el valor de 1 si no hay censura y 0 si la hay; su promedio es la tasa de desempleo de la muestra resultante. Con el ánimo de permitir comparaciones, en el cuadro A1 del anexo se ofrecen las mismas medias para la PEA y sus componentes sin extraer a los cesantes. Se observa que la tasa de desempleo de la muestra que excluye a los cesantes (desempleados y ocupados que venían de la cesantía) es mayor con respecto a la que los incluye. La evolución es ligeramente distinta a la de la tasa convencional pues al inicio es más aplanada, el punto de inflexión se desplaza hacia el 92 y su extremo derecho se hace más acusado.

El otro punto que es conveniente resaltar es la naturaleza de la variable dependiente. En cinco de las seis encuestas disponibles en el periodo de estudio la pregunta a los ocupados fue sobre la duración del desempleo ($THDTINF_i$) y no sobre el tiempo de búsqueda. Por esta razón, el modelo se construye a partir del logaritmo de la duración del desempleo. En el cuadro 1 se constata que la duración media conserva el patrón en forma de U que exhibía el tiempo medio de búsqueda, reportado por Castellar y Uribe (2002): punto de inflexión en el 94 y extremo derecho más acusado. Con excepción del año 98 la duración del desempleo fue mayor para los desempleados que para los ocupados con un promedio de 41 semanas para los primeros frente a uno de 34 para los segundos. El patrón antes anotado se conserva para las dos submuestras.

Alrededor de la mitad de los ocupados son jefes de hogar en tanto que la fracción correspondiente es mucho menor dentro de los desempleados (entre $1/6$ y $1/4$). Es tentador interpretar este resultado como una comprobación de que los jefes buscan menos tiempo y por ende se ocupan más rápido. No obstante para afirmar esto se requiere de un modelo que aísle el efecto de ser jefe de hogar del efecto de otras variables. Se encuentra que dentro de los ocupados predominan los hombres, cerca de $2/3$ partes, mientras que dentro de los desempleados hay un 40%. El ingreso no laboral de estos últimos es en promedio mayor que el de los que tienen una ocupación en el mercado de trabajo. Lo contrario acontece con la educación, la experiencia y la edad. Respecto al coeficiente de variación de los salarios el promedio esta afectado por el número de individuos que busca en un sector con lo cual su interpretación y comparación no es directa. Es oportuno señalar que el sector de búsqueda se construyó como el cruce entre la rama de actividad (a un dígito) y la posición ocupacional.

CUADRO 1. MEDIAS MUESTRALES DE LAS VARIABLES DEL MODELO

VARIABLE	SUBMUESTRA	1988	1992	1994	1996	1998	5 ETAPAS
BCOM	PEA	0.8536	0.8418	0.8560	0.7883	0.7653	0.8189
THDTINF	PEA	34.3837	30.8316	29.5247	31.5263	42.9932	34.5000
	Ocupados	32.7809	29.0164	28.5836	30.1972	43.1618	33.2577
	Desempleados	43.7275	40.4901	35.1196	36.4749	42.4435	40.1190
BPAR	PEA	0.4916	0.4826	0.4594	0.4603	0.4452	0.4674
	Ocupados	0.5430	0.5447	0.4979	0.5214	0.5133	0.5244
	Desempleados	0.1922	0.1521	0.2301	0.2331	0.2231	0.2095
BSEX	PEA	0.6316	0.6217	0.6025	0.6149	0.5748	0.6077
	Ocupados	0.6686	0.6675	0.6285	0.6600	0.6084	0.6456
	Desempleados	0.4161	0.3775	0.4479	0.4466	0.4656	0.4365
INGRNLTR	PEA	0.0448	0.0328	0.0492	0.0247	0.0440	0.0398
	Ocupados	0.0320	0.0312	0.0454	0.0199	0.0408	0.0344
	Desempleados	0.1195	0.0413	0.0716	0.0423	0.0546	0.0642
EDUCAT	PEA	7.3999	8.0789	8.4689	8.5330	8.5941	8.2092
	Ocupados	7.3904	8.1316	8.5655	8.5995	8.7670	8.2705
	Desempleados	7.4550	7.7986	7.8942	8.2854	8.0303	7.9319
EDA	PEA	34.7959	34.9581	34.9664	34.8501	35.0947	34.9384
	Ocupados	35.8393	36.2668	35.6801	36.0544	36.5099	36.0776
	Desempleados	28.7129	27.9944	30.7239	30.3660	30.4807	29.7857
EXPER	Todos	20.3997	19.8884	19.5029	19.3240	19.5154	19.7503
	Ocupados	21.4514	21.1395	20.1187	20.4608	20.7474	20.8231
	Desempleados	14.2689	13.2310	15.8420	15.0915	15.4986	14.8981
CVSAL	Todos	1.0496	0.9547	1.4935	1.1048	1.0404	1.1198
	Ocupados	1.0596	0.9603	1.5071	1.0992	1.0569	1.1315
	Desempleados	0.9917	0.9249	1.4128	1.1258	0.9867	1.0670
N	PEA	2807	2244	2264	2168	3093	12576
	Ocupados	2396	1889	1938	1709	2367	10299
	Desempleados	411	355	326	459	726	2277

FUENTE: Procesamiento en LIMDEP 7.0 de la base de datos del proyecto duración del desempleo:
CIDSE – COLCIENCIAS

Observado el comportamiento relativo de las variables relevantes es el momento de especificar el modelo y someterlo a la evidencia empírica. De las ecuaciones (41) y (42) y siguiendo a Kiefer (1988) se puede dar la siguiente especificación lineal al modelo de duración para el agente i .

$$\log T_i = X_i' \beta + v_i \quad (47)$$

Como ya se ha anotado varias veces el modelo pertenece a la familia de falla acelerada, denominación que obedece a que en el fondo lo que hace es un cambio de escala en el eje de T en las distintas funciones de probabilidad para la duración. El modelo es lineal en β y v_i sigue una distribución que viene a ser una potencia de la exponencial unitaria en el caso de la Weibull. Por este hecho los estimadores MCO dejan de ser los estimadores máximo verosímiles del modelo pero serían consistentes si no hubiese censura tal cual muestra Kiefer (1988).

Un punto crucial para el análisis es el significado de los coeficientes que hacen parte del vector β . Si X_{ij} es la j – ésima variable del vector X_i y β_j el respectivo coeficiente de la ecuación (47) se podría obtener la siguiente derivada parcial

$$\beta_j = \frac{\partial \log T}{\partial X_{ij}} \quad (48)$$

Como es usual en los modelos lineales en X_{ij} cuya variable dependiente es un logaritmo, el coeficiente β_j es un impacto porcentual en T cuyo significado específico depende de la forma en que esté medido X_{ij} . Aunque por otra vía este resultado es asimilable a la posición de Greene (2000) quien señala que en el caso de la Weibull hay una interpretación tipo regresión que viene de la esperanza condicionada de la duración. Este autor muestra que

$$E(T|X_i) = e^{(X_i' \beta)} \Gamma(1/\rho + 1) \quad (49)$$

Si se deriva parcialmente la anterior expresión respecto al regresor X_{ij} se llegaría a

$$\frac{\partial E(T|X_i)}{\partial X_{ij}} = \beta_j e^{(X_i' \beta)} \Gamma(1/\rho + 1) = \beta_j E(T|X_i) \quad (50)$$

Es decir que β_j es el impacto en la media condicional.

La especificación del modelo bajo el supuesto que la duración del desempleo sigue una distribución Weibull es la siguiente

$$\log T_i = \beta_1 + \beta_2 \text{BPAR}_i + \beta_3 \text{BSEX}_i + \beta_4 \text{INGRNLTR} + \beta_5 \text{EDUCAT}_i + \beta_6 \text{EDUCAT}_i^2 + \beta_7 \text{EXPER}_i + \beta_8 \text{CVSAL}_i + U_i \quad (51)$$

$$\beta_2 < 0 \quad \beta_3 < 0 \quad \beta_4 > 0 \quad \beta_5 > 0$$

$$\beta_6 < 0 \quad \beta_7 > 0 \quad \beta_8 > 0$$

La estimación máximo verosímil se resume en el cuadro 2. Los valores estimados para el parámetro P y sus correspondientes intervalos de confianza permiten rechazar la hipótesis de que la duración del desempleo sigue una distribución exponencial ($P = 1$) y en consecuencia la tasa de escape no es constante y decrece monótonicamente. Una aproximación razonable para todos los periodos podría ser 0.6. La duración mediana (aquella en la cual ha salido del desempleo el 50%) se ha movido de nuevo en la forma de U antes anotada para la duración media. Inicia en 15 semanas, desciende a 11 en la expansión y asciende a 26 semanas en la crisis. Este resultado es coherente con un movimiento procíclico de la duración. Este viene a ser un efecto macroeconómico que también debe ser captado por la evolución del intercepto del modelo tal cual muestran para el caso de la participación laboral, Castellar y Uribe (2001). En este caso dicho efecto vendría dado por e^{β_1} . De los datos del cuadro 2 se obtiene nuevamente una trayectoria de U para este componente macroeconómico de la duración que iniciaría en 1998 con 27 semanas, disminuirá en 1994 a 9 semanas y se incrementaría a 56 semanas en 1998.

La evidencia empírica apoya de manera contundente las hipótesis referidas a los determinantes de la duración del desempleo pues en la inmensa mayoría de los casos los coeficientes son significativos y con los signos anticipados por la teoría de la búsqueda. Adicionalmente en la última columna del cuadro 2 se incluye los resultados del modelo cuando se construye una muestra con el conjunto de las 5 etapas con información adecuada. Se encuentra que los jefes de hogar, ceteris paribus los otros determinantes, tienen una duración considerablemente menor, en promedio un 74% menos. El ser hombre incide significativamente en la duración del desempleo llevando a un promedio de disminución cercano al 60%. Llama la atención que el efecto negativo del género masculino en la duración alcance el punto de menor impacto en la crisis, esto es en el año 98. Para los ingresos no laborales se encuentra un efecto positivo en la duración del desempleo, efecto que aumentó a partir de 1994.

CUADRO 2. MODELO WEIBULL PARA DETERMINANTES DEL TIEMPO DE DESEMPLEO. ESTIMACIÓN MAXIMO VEROSÍMIL						
VARIABLES	1988	1992	1994	1996	1998	5 ETAPAS
CONSTANTE	3.28 (0.00)	2.59 (0.00)	2.23 (0.00)	2.74 (0.00)	4.02 (0.00)	3.28 (0.00)
BPAR <0	-0.65 (0.00)	-0.80 (0.00)	-0.77 (0.00)	-0.67 (0.00)	-0.75 (0.00)	-0.74 (0.00)
BSEX <0	-0.69 (0.00)	-0.75 (0.00)	-0.58 (0.00)	-0.59 (0.00)	-0.42 (0.00)	-0.60 (0.00)
INGRNLTR >0	0.25 (3.64)	0.35 (6.59)	0.52 (0.06)	1.31 (0.003)	0.48 (0.04)	0.47 (0.00)
EDUCAT > 0	$0.76 \cdot 10^{-1}$ (0.58)	0.18 (0.00)	0.18 (0.00)	0.15 (0.004)	0.11 (0.03)	0.13 (0.00)
EDUCAT2 < 0	$-0.53 \cdot 10^{-2}$ (0.03)	$-0.10 \cdot 10^{-1}$ (0.00)	$-0.91 \cdot 10^{-2}$ (0.00)	$-0.81 \cdot 10^{-2}$ (0.001)	$-0.82 \cdot 10^{-2}$ (0.00)	$-0.78 \cdot 10^{-2}$ (0.00)
EXPER > 0	$0.15 \cdot 10^{-1}$ (0.00)	$0.21 \cdot 10^{-1}$ (0.00)	$0.31 \cdot 10^{-1}$ (0.00)	$0.17 \cdot 10^{-1}$ (0.002)	$0.15 \cdot 10^{-1}$ (0.00)	$0.20 \cdot 10^{-1}$ (0.00)
CVSAL > 0	0.25 (2.50)	0.40 (1.07)	0.11 (2.62)	0.38 (0.48)	-0.16 (14.90)	$-0.22 \cdot 10^{-1}$ (28.92)
σ	1.70 (0.00)	1.76 (0.00)	1.71 (0.00)	1.64 (0.00)	1.59 (0.00)	1.69 (0.00)
LOG L	-5397.900	-4329.746	-4362.650	-3938.151	-5464.607	-23657.710
LAMBDA	0.037	0.043	0.047	0.033	0.022	0.034
IC LAMBDA	0.034 - 0.040	0.040 – 0.047	0.043 – 0.051	0.030 – 0.036	0.020 – 0.023	0.033-0.035
C. GINI	0.6930	0.7049	0.6942	0.678	0.6666	0.6911
P	0.587	0.568	0.585	0.612	0.631	0.590
IC P	0.561 – 0.613	0.541 – 0.596	0.558 – 0.612	0.582 – 0.641	0.605 – 0.656	0.578-0.602
MEDIAN	14.52	12.15	11.32	16.68	25.54	15.89
IC MEDIAN	13.49 – 15.55	11.13 – 13.16	10.41 – 12.22	15.37 – 17.99	23.83 – 27.25	15.36-16.42
FUENTE: Procesamiento en LIMDEP 7.0 de la base de datos del proyecto duración del desempleo: CIDSE – COLCIENCIAS						

Para interpretar el papel de la educación es conveniente acudir al punto de quiebre en el rendimiento marginal, en este caso $\beta_5 / (-2\beta_6)$. Para el promedio se encuentra que los primeros 8 años de educación formal aumentan el tiempo de búsqueda y a partir de allí, lo disminuyen. Una explicación al anterior resultado puede centrarse en el impacto diferencial de la educación en el salario de reserva y en el ofrecido. Es claro que a mayor educación ambos salarios aumentan pero el efecto de los primeros años es diferente. Pocos años aumentan el salario de reserva más que el ofrecido por lo que el efecto neto es aumentar el tiempo de búsqueda. A partir del noveno año el efecto neto cambia de signo debido a que el mercado, al reconocer un acervo de capital humano aumenta el salario ofrecido. Para llegar a este resultado es necesario que en la muestra no haya solo desempleados pues se encontraría que los más educados buscan más, como sucede en Uribe (1998), Tenjo y Ribero (1998). El efecto cambiante en la educación es coherente con lo obtenido por Núñez y Bernal (1998), quienes estiman una función de riesgo sólo para los empleados. No obstante Kiefer (1988) demuestra que al no tener en cuenta a los desempleados se obtendrá lo mismo para la duración que utilizando MCO. Además la intuición indica que habría pérdidas de información al no utilizar ambos componentes de la PEA.

El impacto marginal de la experiencia es positivo y cada año tuvo en promedio un aumento del 2% en la duración, ceteris paribus los otros determinantes. Finalmente a mayor dispersión salarial se encontró un mayor tiempo de búsqueda, excepto en la crisis del 98 año en el cual esta variable dejó de ser significativa. Esto puede obedecer a que en tiempos de recesión los individuos dejan de ser neutrales al riesgo y el efecto positivo se desvanece. Para terminar el análisis de la evidencia encontrada es interesante anotar que la concentración de la duración se mantuvo estable, alrededor de 0.7 entre 1988 y 1994 y luego disminuyó hacia 0.67 en 1998.

5. COMPARACIÓN CON LA INFORMACIÓN DEL SENA

El Centro de Información para el Empleo (CIE) del SENA dispone de una Base de Datos que permite validar un modelo de similar naturaleza al presentado en la sección anterior. En la medida que las únicas entidades oficiales con información microeconómica acerca de los desempleados son el DANE y el SENA la comparación es pertinente.

De la mencionada Base de Datos Castellar, Santacruz y Uribe (2002) construyen una aproximación al tiempo de búsqueda (una falla del CIE es la ausencia de una pregunta directa) y no usan la escolaridad pues se reporta como niveles completos e incompletos. Entre las ventajas comparativas de la información del SENA está una evaluación precisa de la experiencia laboral en el trabajo que se busca e información directa de los demandantes que permite observar salarios ofrecidos y vacantes en cada sector de búsqueda.

Los mencionados autores utilizan las siguientes variables:

- T_i = Tiempo de búsqueda
- $EXPO_i$ = experiencia laboral en meses
- $BSEX_i$ = Binario sexo 1 para hombres y 0 para mujeres

$EDAO_i$ = Edad del buscador

$SALMED_i$ = Salario medio en el sector de búsqueda

$DESSAL_i$ = Desviación estándar de los salarios en el sector

$VACAN_i$ = Vacantes en el sector de búsqueda

La variable $EXPO_i$ recoge el capital humano específico del buscador y es intuitivo afirmar que juega mejor papel al de la educación formal en el modelo construido con base en la ENH del DANE. Es una variable que se considera determinante positivo del salario ofrecido, a mayor experiencia mejor salario, y menor tiempo de búsqueda con rendimientos decrecientes debido a la obsolescencia. Se sigue manteniendo la hipótesis de que los hombres buscan menos debido a su menor salario de reserva y para la edad se recoge el consenso del impacto positivo también con rendimiento marginal decreciente

Al presentar la especificación del modelo se define $VARDEM_i$ como la variable usada por el lado de la demanda de trabajo y se formula:

$$\log T_i = \alpha_1 + \alpha_2 EXPO_i + \alpha_3 EXPO_i^2 + \alpha_4 BSEX_i + \alpha_5 EDAO_i + \alpha_6 EDAO_i^2 + \alpha_7 VARDEM_i + v_i \quad (52)$$

$$\alpha_2 < 0 \quad \alpha_3 > 0 \quad \alpha_4 < 0 \quad \alpha_5 > 0 \quad \alpha_6 < 0$$

El signo de α_7 depende de la variable utilizada. Si es salario medio ($SALMED_i$) se supone que el agente buscará más debido a que aumentará su salario de reserva y por ende se espera $\alpha_7 > 0$. Cuando se incorpore la desviación salarial ya se discutió que α_7 también será positivo. Cuando haya más vacantes habrá mayor probabilidad de recibir una oferta, el tiempo de búsqueda será menor y se anticipa $\alpha_7 < 0$.

Los resultados de la estimación máximo verosímil del modelo Weibull para la ecuación (51) se condensan en el cuadro 3. Nuevamente la evidencia empírica no contradice los postulados de la Teoría Económica. Los primeros 10 años de experiencia laboral disminuyen el tiempo esperado de búsqueda, siendo dicha disminución de 1% para el primer mes de experiencia. Los hombres buscan un 20% menos, en promedio, que las mujeres. La diferencia en valor estimado con respecto al modelo basado en la ENH (60%) obedece a que el segmento del mercado de trabajo al que acceden los buscadores que van al CIE no es representativo del área metropolitana de Cali. De otra parte hay un marcado predominio de vacantes para hombres el cual se traduce en un tiempo de búsqueda aún menor. Este resultado plantea interrogantes acerca de eventuales discriminaciones.

Se encuentra que a mayor edad, mayor tiempo de búsqueda con impacto inicial del 1% por año y un punto de inflexión alrededor de los 42 años. En los modelos construidos con información proveniente del DANE, la variable experiencia se computa a partir de la edad y puede recoger parte del efecto del ciclo vital. En el anexo, cuadro A2 se presenta la estimación de los modelos de la ENH con la edad en lugar de la experiencia y se puede apreciar la similitud. Por esta razón el coeficiente β_7 del cuadro 2 es positivo. En relación a

CUADRO 3. MODELO DE BÚSQUEDA A PARTIR DE LA INFORMACION DEL CIE			
VARIABLES	MODELO 1	MODELO 2	MODELO 3
CONSTANTE	2.88 (0.00)	3.06 (0.00)	3.32 (0.00)
EXPO < 0	$-0.11 \cdot 10^{-1}$ (0.00)	$-0.11 \cdot 10^{-1}$ (0.00)	$-0.11 \cdot 10^{-1}$ (0.00)
EXPO2 > 0	$0.46 \cdot 10^{-4}$ (0.001)	$0.45 \cdot 10^{-4}$ (0.001)	$0.45 \cdot 10^{-4}$ (0.001)
BSEX < 0	-0.19 (0.001)	-0.19 (0.002)	-0.21 (0.002)
EDAO > 0	0.11 (0.00)	0.11 (0.00)	0.11 (0.00)
EDAO2 < 0	$-0.13 \cdot 10^{-2}$ (0.001)	$-0.13 \cdot 10^{-2}$ (0.00)	$-0.13 \cdot 10^{-2}$ (0.00)
SALMED > 0	$0.78 \cdot 10^{-6}$ (0.00)		
DESSAL > 0		$0.75 \cdot 10^{-6}$ (0.003)	
VACAN < 0			$-0.28 \cdot 10^{-4}$ (0.069)
LOG L	-7392.445	-7394.60	-7397.32
LAMBDA	0.00673	0.00674	0.00674
IC LAMBDA	0.0061-0.0074	0.0061-0.0074	0.0061-0.0074
P	0.72739	0.727	0.726
IC P	0.69-0.75	0.69-0.75	0.69-0.75
MEDIAN	89.717	89.68	89.66
IC MEDIAN	81.46-97.97	81.43-97.93	81.39-97.94
FUENTE: Construido a partir de Castellar, Santacruz y Uribe (2002)			

las variables de lado de demanda se confirman las hipótesis teóricas; en los sectores de salario medio se invierte mayor tiempo de búsqueda al igual que en aquellos que hay mayor dispersión salarial. Este resultado es coherente con lo obtenido para la variación

salarial en la sección anterior. Si un buscador lo hace en un sector que tenga 100 vacantes más tendrá una búsqueda un 0,28% menor, ceteris paribus las demás variables del modelo.

En suma desde la perspectiva que anticipa la Teoría de la Búsqueda la evidencia empírica obtenida a partir de las dos fuentes de información es compatible. Las diferencias se explican por el tipo de datos que se obtienen y por la parte del mercado de trabajo que reflejan.

6. CONCLUSIONES

- En este trabajo se ha hecho una exposición de la teoría de la búsqueda, con énfasis en sus fundamentos microeconómicos y econométricos. De esta exposición se puede concluir que la teoría es útil para analizar la duración a pesar de los supuestos tan restrictivos como los que plantea el modelo. Es conveniente una divulgación pedagógica que incremente la posibilidad de comunicación entre los estudiosos del tema.
- Se ha planteado un modelo econométrico que se contrastó con la información del área metropolitana de Cali 1988 – 1998. De acuerdo con este modelo, los determinantes de la duración del desempleo son: la posición en el hogar, el sexo, los ingresos no laborales del trabajador, el nivel educativo, la experiencia y el coeficiente de variación salarial.
- El modelo aísla un componente de naturaleza macroeconómica que se mueve siguiendo la misma trayectoria que la duración media. Esto permite afirmar que su comportamiento es contrario al ciclo. Es decir, disminuye con el auge económico y crece con la recesión.
- En el trabajo se encuentra que los jefes de hogar, ceteris paribus los otros determinantes, tienen una duración del desempleo 74% menor que los que no lo son. Los hombres tienen una duración del desempleo 60% menor. Los ingresos no laborales tienen una incidencia positiva en la duración del desempleo. En lo que tiene que ver con la educación se encuentra que los primeros 8 años de educación formal aumentan el tiempo de búsqueda y a partir de allí, los años adicionales lo disminuyen. El aumento marginal de la experiencia es positivo y cada año tuvo, en promedio un aumento del 2% en la duración, ceteris paribus los otros determinantes. Finalmente a mayor dispersión salarial se encontró mayor tiempo de búsqueda, excepto en la crisis de 1998, en la cual la variable dejó de ser significativa.
- Una comparación de este modelo con uno construido teniendo en cuenta la información del Centro de Información para el Empleo (CIE) del SENA, muestra resultados muy similares. Las pocas diferencias se explican por el tipo de datos que se tienen y por la parte del mercado de trabajo que reflejan.

- Si se quisiera plantear políticas para disminuir la duración del desempleo habría que invertir en educación fundamentalmente. De otro lado se requiere el fomento a instituciones de intermediación laboral que contribuyan a mejorar el flujo de información entre oferentes y demandantes y así disminuir el desempleo friccional.
- El análisis comparativo con otros trabajos realizados en Colombia permite concluir que es necesario incluir tanto a ocupados como desempleados cuando se estiman modelos de determinantes de la duración.
- Dada la información generada es conveniente estimar en un futuro los modelos de probabilidad de estar desempleado. De la comparación de estos modelos con sólo cesantes y con toda la PEA pueden extraerse similitudes que permitirían el uso de la totalidad de las encuestas.
- En igual sentido a la anterior conclusión deben compararse los sesgos cuando se omiten los ocupados, en especial, el de la estimación del intercepto. De encontrarse que el efecto macro de una estimación MCO para sólo desempleados sigue una trayectoria adecuada, se puede intentar aislarlo con la totalidad de las encuestas.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- BLANCO J. M. (1995), “La duración del desempleo en España”, en Dolado y Jimeno (Comp.) (1995); *Estudios sobre el funcionamiento del mercado de trabajo español*, Op cit, pág. 123 – 151.
- CASTELLAR Y URIBE (2002), “Estructura y Evolución del Desempleo en el Área Metropolitana de Cali 1988-1998: ¿Existe histéresis?”, CIDSE, Documentos de trabajo, No. 60, Cali.
- CASTELLAR Y URIBE (2001), “La participación Laboral en el Área Metropolitana de Cali. Componentes Micro y Macroeconómico”. *Anuario de Investigaciones 2002*. CIDSE , Universidad del Valle.
- CASTELLAR, SANTACRUZ Y URIBE (2002), “Estimación de la duración del desempleo en el área metropolitana de Cali 1994 – 2000: un análisis comparativo basado en la Encuesta Nacional de Hogares del DANE y el Centro de Información para el Empleo (CIE) del SENA”. Mimeo.
- GREENE W. (1995), *LIMDEP, Version 7.0, User's Manual*, Econometric Software, Inc.
- GREENE W. (2000), *Econometric Analysis*, Fourth Edition, Practice- Hall International.
- HECKMAN J. and SINGER B. (1984), “Econometric Duration Analysis”, *Journal of Economic Literature*, Vol. XXVI.
- KIEFER N. (1988), “Econometric Duration Functions”, *Journal of Economic Literature*, Vol XXVI.
- LANCASTER T. (1979), “Econometric Methods for the Duration of Unemployment”, *Econometrica*, 47.
- LANCASTER T. and NICKELL S. (1980), “The Analysis of Re-Employment Probabilities for the Unemployed”, *Journal of the Royal Statistical Society*, 143, 2.

- LANCASTER T. (1990), "The Econometric Analysis of Transition Data", Cambridge University Press, *Econometric Society Monographs*, No. 17.
- LAYARD R., NICKELL S. and JACKMAN R. (1991), "Unemployment, Macroeconomic Performance and the Labor Market". Oxford University Press. Traducido como "El Paro, los resultados Macroeconómicos y el Mercado de Trabajo". Ministerio de Trabajo y Seguridad Social. España 1994.
- LOPEZ H (1988), "La duración del desempleo y el desempleo de larga duración en Colombia", *Coyuntura Económica*, Bogotá, diciembre.
- MADDOCK R. (1987), "A propósito de la Misión Chenery: La importancia de las medidas de duración del desempleo", *Lecturas de Economía*, No. 22, Medellín.
- MARTÍN J.L. (1995), "Paro y Búsqueda de Empleo. Una aproximación desde la teoría económica", Universidad de Sevilla, Secretariado de Publicaciones, Serie: *Ciencias Económicas y Empresariales*, Número 31.
- MORTENSEN D.T. (1986), "Job Search and Labor Market Analysis" en Ashenfelter, O. and Layard R. (Eds), *Handbook of Labor Economics*, North Holland, Amsterdam. Existe traducción al español "Búsqueda de empleo y análisis del mercado de trabajo" en *Manual de Economía del trabajo*, Vol. II, Ministerio de trabajo y seguridad social.
- NÚÑEZ Y BERNAL (1998), "El desempleo en Colombia: Tasa Natural, Desempleo cíclico y estructural y la duración del desempleo, 1976 – 1998". DNP, *Archivos de Macroeconomía*, Documento 97, Bogotá.
- OCAMPO J.A. y RAMÍREZ M. (1986), "Principales conclusiones y recomendaciones de la Misión de Empleo" en "El problema laboral colombiano: diagnóstico, perspectivas y políticas. Informe final de la misión de empleo". *Economía Colombiana*. Serie documentos, separata No. 10, Bogotá.
- ROLDÁN, P. (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.
- SALANT S. (1977) "Search Theory and Duration Date a Theory of Sorts", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 91.
- TENJO J. (1998), "La duración y la incidencia del desempleo en Colombia: una nueva aproximación", *Indicadores de Mercado Laboral*, SENA, Bogotá.
- TENJO J. y RIBERO R. (1998), "Participación, Desempleo y Mercados laborales en Colombia", DNP, *Archivos de Macroeconomía*, Documento 81, Bogotá.
- URIBE J. I. (1998); *Duración del Desempleo: Un Modelo de Determinantes y su Aplicación al Área Metropolitana de Cali*. Tesis doctoral. Universidad Complutense de Madrid.

ANEXOS

CUADRO A1. MEDIAS MUESTRALES DE LAS VARIABLES DEL MODELO SIN EXTRAER ASPIRANTES

VARIABLE	CLASIFICACION	1988	1992	1994	1996	1998	5 ETAPAS
BCOM	PEA	0.9035	0.9112	0.9294	0.8839	0.8244	0.8886
THDTINF	PEA	35.2652	30.8458	29.7843	31.5676	43.1982	34.8342
	Ocupados	33.8087	29.0821	28.9002	30.2684	43.6624	33.7202
	Desempleados	47.9685	40.5499	35.7755	36.2194	43.2682	41.2794
BPAR	PEA	0.4311	0.4147	0.4215	0.4175	0.4148	0.4200
	Ocupados	0.4563	0.4404	0.4378	0.4397	0.4542	0.4457
	Desempleados	0.1957	0.1513	0.2275	0.2484	0.2299	0.2153
BSEX	PEA	0.5880	0.5855	0.5827	0.5903	0.5519	0.5794
	Ocupados	0.6062	0.6060	0.5940	0.6081	0.5682	0.5966
	Desempleados	0.4179	0.3754	0.4491	0.4547	0.4753	0.4421
INGRNLTR	PEA	0.0392	0.0277	0.0487	0.0193	0.0388	0.0350
	Ocupados	0.0305	0.0264	0.0468	0.0159	0.0355	0.0313
	Desempleados	0.1204	0.0411	0.0701	0.0454	0.0542	0.0643
EDUCAT	PEA	7.6123	8.1794	8.4253	8.4870	8.6048	8.2693
	Ocupados	7.6311	8.2174	8.4668	8.5165	8.7371	8.3134
	Desempleados	7.4358	7.7913	7.9341	8.2643	7.9863	7.9181
EDA	PEA	33.9317	34.2001	34.8190	35.1951	35.1749	34.6675
	Ocupados	34.4828	34.8071	35.1758	35.7920	36.0965	35.2569
	Desempleados	28.7729	27.9692	30.5778	30.6505	30.8481	29.9668
EXPER	PEA	19.3118	19.0117	19.3819	19.6543	19.5423	19.3896
	Ocupados	19.8488	19.5789	19.6961	20.2234	20.3260	19.9349
	Desempleados	14.2797	13.2129	15.6572	15.3615	15.8783	15.0631
CVSAL	PEA	1.0595	0.9644	1.5368	1.1016	1.0478	1.1446
	Ocupados	1.0667	0.9682	1.5471	1.0985	1.0599	1.1540
	Desempleados	0.9923	0.9249	1.4113	1.1253	0.9879	1.0672
N	PEA	4375	4113	4333	4114	4459	21394
	Ocupados	3961	3756	3999	3639	3689	19044
	Desempleados	500	448	363	498	844	2653

FUENTE: Procesamiento en LIMDEP 7.0 de la base de datos del proyecto duración del desempleo: CIDSE - COLCIENCIAS

**CUADRO A2. MODELO WEIBULL PARA DETERMINANTES DEL TIEMPO DE DESEMPLEO CON
EDAD EN LUGAR DE EXPERIENCIA**

VARIABLES	1988	1992	1994	1996	1998	TOTAL
CONSTANTE	3.18 (0.00)	2.45 (0.00)	2.01 (0.00)	2.62 (0.00)	3.92 (0.00)	3.14 (0.00)
BPAR <0	-0.65 (0.00)	-0.80 (0.00)	-0.77 (0.00)	-0.67 (0.00)	-0.75 (0.00)	-0.74 (0.00)
BSEX <0	-0.69 (0.00)	-0.75 (0.00)	-0.58 (0.00)	-0.59 (0.00)	-0.42 (0.00)	-0.60 (0.00)
INGRNL >0	0.25 (3.64)	0.35 (6.55)	0.52 (0.06)	1.31 (0.003)	0.49 (0.36)	0.47 (0.00)
EDUCAT	0.61*10 ⁻¹ (0.021)	0.15 (0.001)	0.15 (0.006)	0.13 (0.015)	0.98*10 ⁻¹ (0.131)	0.11 (0.00)
EDUCAT2	-0.53*10 ⁻² (0.03)	-0.10*10 ⁻¹ (0.00)	-0.91*10 ⁻² (0.00)	-0.81*10 ⁻² (0.001)	-0.82*10 ⁻² (0.00)	-0.78*10 ⁻² (0.00)
EDA	0.15*10 ⁻¹ (0.00)	0.21*10 ⁻¹ (0.00)	0.31*10 ⁻¹ (0.00)	0.17*10 ⁻¹ (0.002)	0.15*10 ⁻¹ (0.00)	0.20*10 ⁻¹ (0.00)
CVSAL >0	0.25 (2.50)	0.40 (1.05)	0.11 (1.63)	0.38 (0.47)	-0.16 (15.1)	-0.22*10 ⁻¹ (28.99)
σ	1.703 (0.00)	1.76 (0.00)	1.71 (0.00)	1.64 (0.00)	1.59 (0.00)	1.70 (0.00)
LOG L	-5397.902	-4329.906	-4362.616	-3938.151	-5464.796	-23658.210
LAMBDA	0.037	0.043	0.047	0.033	0.022	0.034
IC LAMBDA	0.034 -0.040	0.040 – 0.047	0.044 – 0.051	0.030 – 0.035	0.020 – 0.023	0.033-0.035
C. GINI	0.6930	0.7036	0.6942	0.6778	0.6666	0.6911
P	0.587	0.570	0.585	0.612	0.631	0.590
IC P	0.561 – 0.613	0.540 – 0.596	0.558 – 0.613	0.582 – 0.641	0.605 – 0.656	0.578-0.602
MEDIAN	14.52	12.15	11.32	16.68	25.54	15.89
IC MEDIAN	13.49 - 15.55	11.13 – 13.16	10.41 – 12.22	15.37 – 17.99	23.83 – 27.25	15.36-16.42

FUENTE: Procesamiento en LIMDEP 7.0 de la base de datos del proyecto duración del desempleo: CIDSE – COLCIENCIAS