

## Artículo

# Determinantes por cuantiles de la duración del desempleo en Cali y su área metropolitana en el periodo 2012–2014



Edwin Arbey Hernández García<sup>a,\*</sup> y Gonzalo García Rivera<sup>b</sup>

<sup>a</sup> Asistente de Docencia e Investigador, Maestría en Economía Aplicada, Universidad del Valle, Cali, Colombia

<sup>b</sup> Profesor, Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas, Universidad del Quindío, Armenia, Colombia

## INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

### Historia del artículo:

Recibido el 23 de mayo de 2016

Aceptado el 8 de mayo de 2017

On-line el 16 de junio de 2017

### Códigos JEL:

C14

C21

J64

### Palabras clave:

Duración del desempleo

Regresión cuantílica

Corrección del sesgo de selección

## R E S U M E N

El objetivo principal es estimar los determinantes de la duración del desempleo de Cali (Colombia) y su Área Metropolitana (AM) durante el periodo 2012–2014 teniendo en cuenta duraciones de 8, 16 y 48 semanas. Se utiliza la técnica de regresiones cuantílicas corrigiendo el sesgo de selección. Los resultados para Cali AM coinciden con recientes estimaciones para Colombia respecto al papel jugado por la educación, la edad, la jefatura de hogar, la presencia de hijos menores de 6 años en el hogar, las actividades no remuneradas y el rol de las mujeres comprometidas. Los resultados también sugieren que los determinantes inciden de manera diferente para individuos que duran 8, 16 y 48 semanas desempleados.

© 2017 Universidad ICESI. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY (<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>).

## Determinants in quantiles of the unemployment periods in Cali and its metropolitan area between 2012–2014

### A B S T R A C T

The main objective is to estimate the determinants of the unemployment periods in Cali (Colombia) and its Metropolitan Area (MA) between 2012–2014, taking into account periods of 8, 16 and 48 weeks. The quantile regression technique has been used, after having corrected the selection bias. The results for Cali MA match Colombia's recent estimates with regards to the role of education, age, head of household, presence of children under 6 in the household, unpaid activities and the role of women involved. The results also suggest that determinants affect individuals differently for periods of 8, 16 and 48 weeks of unemployment.

© 2017 Universidad ICESI. Published by Elsevier España, S.L.U. This is an open access article under the CC BY license (<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>).

### JEL classification:

C14

C21

J64

### Keywords:

Unemployment period

Quantile regression

Correction of selection bias

\* Autor para correspondencia. Carrera 75 No. 3 C – 11, Torre 4, Apto. 501, Cali, Colombia.  
Correio electrónico: [edwinarbeyh@gmail.com](mailto:edwinarbeyh@gmail.com) (E.A. Hernández García).

## Determinantes cuantílicas de duración do desemprego em Cali e sua área metropolitana durante o período 2012-2014

### R E S U M O

#### Classificações JEL:

C14  
C21  
J64

#### Palavras-chave:

Duração do desemprego  
Regressão quantílica  
Correção de viés de seleção

O objetivo principal é o de estimar os determinantes da duração do desemprego de Cali (Colômbia) e sua Área Metropolitana (AM) durante o período de 2012-2014 tendo em conta durações de 8, 16 e 48 semanas. A técnica de regressão quantil é utilizada para corrigir o viés de seleção. Os resultados para Cali AM coincidem com estimativas recentes para Colômbia sobre o papel desempenhado pela educação, idade, chefe de família, presença de crianças menores de 6 anos em casa, atividades não remuneradas e o papel das mulheres comprometidas. Os resultados também sugerem que os determinantes afetam de forma diferente aos indivíduos com períodos de desemprego de 8, 16 e 48 semanas.

© 2017 Universidad ICESI. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Este é um artigo Open Access sob uma licença CC BY (<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>).

## 1. Introducción

La ciudad de Cali (Colombia) presenta una de las tasas de desempleo más altas del país, situándose por encima del nivel nacional y presentando persistencia por encima de un dígito; de hecho, no muestra niveles de esa magnitud hace casi 20 años. Esto a pesar de una tendencia decreciente del indicador en los últimos 4 años, que pasa del 15,4% para el año 2011 hasta el 13,1% en el año 2014. Esto significa que alrededor de 180.000 habitantes de Cali estuvieron desocupados según el Departamento Administrativo Nacional de Estadísticas (DANE) en el año 2014, convirtiéndose en un reto de política para el gobierno local y de iniciativas para el sector privado.

Dado que a partir de la información de la encuesta de hogares del DANE se puede obtener la duración del desempleo, medido como el tiempo de búsqueda de empleo entre la última ocupación y la siguiente, en el presente artículo se pretende identificar algunos factores que influyen en el tiempo de duración del desempleo, a través de las regresiones cuantílicas para la ciudad de Cali y su Área Metropolitana (Cali AM) en el periodo 2012-2014. Así mismo, dentro de los objetivos se pretende generar evidencia de variables que se pueden gestionar desde la política pública como es la educación, de manera tal que las personas puedan salir más rápido del desempleo. De esta forma, se contribuye a generar nueva evidencia para el análisis de la dinámica y estructura del mercado laboral de Cali.

Adicionalmente, esta investigación de tipo regional/local gana relevancia porque autores como Haynes, Higginson, Probert y Boreham (2011) demuestran que la heterogeneidad geográfica es determinante de la duración del desempleo. Así mismo, porque provee conocimientos adicionales a la búsqueda de respuestas ante la heterogeneidad regional del mercado laboral colombiano (Arango, 2012), teniendo en cuenta además que «las explicaciones sobre las diferencias regionales entre las tasas de desempleo, participación, ocupación, etc., son aún poco satisfactorias» (Arango y Ríos, 2015, p. 2).

En la revisión de trabajos publicados que investigan el tema de la duración del desempleo en Colombia recientemente, se encuentran dos que hacen corrección de datos censurados (Tenjo, Misas, Contreras y Gaviria, 2012; Arango y Ríos, 2015), uno con estimaciones de la duración del desempleo mediante corrección de sesgo de selección por Heckman (Marcillo, 2015) y otro con estimaciones mediante regresiones cuantílicas censuradas (Calderón y Peñuela, 2014). A nivel regional, para el caso de Cali se encuentran los de Castellar y Uribe (2006) y Jiménez (2012).

Para este trabajo se realizaron regresiones cuantílicas con corrección del sesgo de selección en dos etapas, estimando así parámetros consistentes (Heckman, 1979). Esto en la medida en que es posible que los estimadores mediante diferentes técnicas resulten sobreestimados si no se considera la corrección del sesgo, ya que

dicho sesgo de selección es posible que surja por autoselección del encuestado o por decisiones del diseño muestral (Greene, 2012; Wooldridge, 2010).

Por otra parte, la motivación de usar regresiones cuantílicas en la duración del desempleo radica en que se pueden estimar efectos para distintas duraciones del desempleo según una misma variable independiente; por ejemplo, el efecto marginal de un año de educación es diferente si el individuo lleva 3, 6 o 9 meses desempleado. En este sentido, la técnica es mejor que cuando se realizan estimaciones sobre la media de la distribución de la duración del desempleo, de forma tal que para bajas duraciones del desempleo el efecto marginal se puede sobreestimar, y para altas duraciones el efecto se puede subestimar.

El artículo se divide en cuatro secciones. En primer lugar está la presente introducción, en la segunda sección se presentan el marco teórico y los antecedentes. En tercer lugar se explica la metodología econométrica, se interpretan algunas estadísticas descriptivas y las estimaciones desde las regresiones cuantílicas sobre la duración del desempleo en Cali AM. Finalmente, en la cuarta sección se encuentran las conclusiones.

## 2. Marco teórico y antecedentes

El marco teórico se basa en el modelo clásico de búsqueda desarrollado para la economía laboral presentado en Mortensen (1986). De esta forma, un individuo que se encuentra buscando opciones en el mercado de trabajo por lo general recibe ofertas y, asumiendo que toma decisiones racionales sobre ellas, aceptará alguna dependiendo del salario y del salario de reserva del individuo. Por lo tanto, enfrenta el problema de maximizar su utilidad, dado el conjunto de ofertas salariales y la restricción de recursos para la búsqueda del empleo.

El modelo es de equilibrio parcial donde la oferta salarial es exógena, es decir, se supone dada para los individuos que buscan empleo; además, la búsqueda del empleo la hacen solamente las personas en estado de desempleo, de manera que los ocupados no buscan otro empleo. El agente es neutral al riesgo y no presenta restricciones en el mercado de capitales, no existe aprendizaje, los procesos son dinámicos pero estacionarios, de manera que las expectativas de la utilidad de estar empleado y desempleado son constantes en el tiempo. Adicionalmente, existe información imperfecta, así que los individuos que buscan empleo no conocen el salario de cada oferta laboral, aunque sí la distribución de probabilidad de dichos salarios ( $G(w)$ ). Finalmente, permanecer en desempleo trae consigo unos beneficios, que normalmente se conocen como seguros al desempleo.

Bajo estas condiciones, el comportamiento óptimo de los individuos que buscan emplearse dependerá del salario de reserva ( $w^*$ ),

de manera que aceptará las ofertas laborales que sean al menos tan buenas como dicho salario. Dado que el escenario de búsqueda de empleo es dinámico y bajo incertidumbre, la utilidad del individuo debe definirse en términos del valor esperado, que de manera general se puede ver así:

- $V(w)_e$ : valor esperado de los flujos de la utilidad de estar ocupado.
- $V(w)_u$ : valor esperado de los flujos de la utilidad de permanecer desocupado.

Por lo tanto, el óptimo se obtiene tomando la regla de decisión  $V_e \geq V_u$ , donde el individuo aceptaría la oferta y se emplearía; de forma contrario no lo haría. Así, el modelo especifica que un individuo puede estar en dos estados con respecto a su posición en el mercado laboral: empleado o desempleado.

Seguindo a [Cahuc y Zylberberg \(2004\)](#), la utilidad esperada de un empleado se puede definir de la siguiente manera:

$$V(\bar{w})_e = \frac{1}{1+r} [\bar{w} + (1-\sigma)V_e + \sigma V_u] \quad (1)$$

Donde  $V(\bar{w})_e$  es el valor de los flujos de la utilidad descontada de estar ocupado, el cual depende del salario  $\bar{w}$ , que a su vez es una realización de la variable aleatoria con distribución acumulativa  $G(w)$ , y que está garantizado durante el primer periodo, pero al existir la posibilidad del desempleo en los periodos siguientes entonces dicha utilidad también depende de  $V_u$ , siendo  $\sigma V_u$  el valor de la utilidad de estar desempleado con probabilidad  $\sigma$  de perder el empleo.  $r$  es la tasa de interés real instantánea constante y exógena, y  $\sigma$  es la tasa de despido que se asume exógena.

Si se define  $\beta = \frac{1}{1+r}$  como el factor de descuento intertemporal, y además teniendo en cuenta que  $\bar{w}$  solamente está asegurado para el primer periodo, por lo cual no se necesita calcular su valor presente, se llega a la siguiente expresión, donde se indica que un individuo puede estar ocupado con un salario y con un valor de su situación a través del tiempo igual a:

$$V(\bar{w})_e = \frac{\bar{w} + \beta\sigma V_u}{1 - \beta(1-\sigma)} \quad (2)$$

Donde el producto  $\beta\sigma V_u$  es el valor de la utilidad de estar desempleado descontada con la probabilidad  $\sigma$  de perder el empleo; además, se puede observar que la utilidad de estar empleado es creciente con el salario  $\bar{w}$ .

Por otro lado, siguiendo a [Mortensen y Pissarides \(1999\)](#), la utilidad de permanecer desempleado  $V_u$  puede construirse a partir del principio de optimalidad de Bellman para programación dinámica, de manera que el individuo puede estar desempleado y el valor de su utilidad está dado por:

$$V_u = b + \beta \int_0^{w_{max}} \max \{V(\bar{w})_e, V_u\} dG(w) \quad (3)$$

Donde  $b$  son los beneficios del desempleo y cada periodo de tiempo recibe ofertas de trabajo con un salario  $w$  que fluctúa entre 0 y un  $w$  máximo de la distribución de oferta de trabajos exógena. El operador del máximo dentro del segundo término de la utilidad del desempleo muestra que, para cada posible oferta salarial, los individuos escogen la mejor opción entre aceptar la oferta o rechazarla para continuar la búsqueda. La regla para optimizar en el mundo dinámico será elegir el estado cuyo valor esperado del flujo de utilidades respecto a la distribución de salarios ( $G(w)$ ) sea máximo, esto es  $\int_0^{w_{max}} \max \{V(\bar{w})_e, V_u\} dG(w)$ . De esta especificación se puede notar que el valor de la utilidad del desempleado depende de la distribución de salarios ofrecidos en el mercado.

Ahora bien, el individuo detiene la búsqueda adoptando la estrategia del salario de reserva ( $w^*$ ). Esto quiere decir que el individuo define un salario de reserva ( $w^*$ ) y acepta una oferta de trabajo siempre y cuando el salario ofrecido sea al menos tan bueno como el

salario de reserva. De manera que la elección del salario de reserva implica:

$$V(w^*)_e = V_u \quad (4)$$

Así se puede observar que existe un único valor para  $w^*$  porque  $V_u$  es constante y  $V(w^*)_e$  es creciente en  $w$ , tal como se observa desde el valor de la utilidad en (2). El salario de reserva óptimo permite que el individuo sea indiferente entre seguir buscando más ofertas por las que espera obtener  $V(w^*)_e$  o elegir precisamente  $w^*$ .

Assumiendo la definición de salario de reserva en (4), se puede mostrar que (2) con el valor de la ocupación evaluada en el salario de reserva implica que:

$$V_u = \frac{w^* + \beta\sigma V_u}{1 - \beta(1-\sigma)} \quad (5)$$

Por lo tanto, y operando algebraicamente, se llega a que el valor de la ocupación es igual a:

$$V_u = \frac{w^*}{1 - \beta} \quad (6)$$

La expresión anterior (6) también se puede ver como un caso extremo donde los individuos consiguen un trabajo y permanecen allí por siempre, como se supuso con anterioridad, es decir, cuando  $\sigma=0$ . De manera que teniendo en cuenta la ecuación (2), para cualquier salario ( $w$ ) la ecuación (3) se puede presentar como:

$$V_u = b + \beta \int_0^{w_{max}} \max \left\{ \frac{w + \beta\sigma V_u}{1 - \beta(1-\sigma)}, V_u \right\} dG(w) \quad (7)$$

Seguindo a [Mortensen \(1986\)](#) y con algunos desarrollos algebraicos se encuentra que:

$$w^* = b + \frac{\beta}{1 - \beta(1-\sigma)} \int_{w^*}^{w_{max}} [w - w^*] dG(w) \quad (8)$$

Esta expresión muestra que el individuo no acepta ninguna oferta laboral por debajo del beneficio de desempleo. Además, el segundo término de la ecuación muestra la opción de esperar y seguir buscando siempre una oferta mejor dentro de todas las ofertas de trabajo. En general se puede observar que a mayor nivel de beneficios de desempleo ( $b$ ) y mayor paciencia de los individuos ( $\beta$ ), el trabajador tiene un salario de reserva mayor. Mientras que a más alta la tasa de despidos en los trabajos ( $\sigma$ ), se tiene un menor salario de reserva. De igual forma influye el tiempo dado, que es un proceso dinámico y secuencial y depende de la distribución de salarios en el mercado laboral.

En general y según lo visto hasta el momento, en la búsqueda de empleo el trabajador fija un salario de reserva  $w^*$  tal que:

- Si  $w \geq w^*$  aceptará la oferta laboral.
- Si  $w < w^*$  rechazará la oferta laboral.

Por lo tanto, la probabilidad de rechazar la oferta vendría dada por:

$$Prob(w < w^*) = G(w^*) = \int_0^{w^*} g(w) dw \quad (9)$$

Y al contrario, el efecto final sobre el desempleo (aceptar la oferta laboral) se encuentra en la probabilidad de recibir una oferta de trabajo con un salario por encima del salario de reserva. De esta manera se tiene que:

$$Prob(w \geq w^*) = 1 - G(w^*) \quad (10)$$

De aquí que la duración esperada del desempleo sea el inverso de la tasa de salida del desempleo ( $1 - G(w^*)$ ) y de la tasa a la cual llegan las ofertas laborales ( $\lambda$ ), es decir, la duración del desempleo

se incrementa con el salario de reserva y por eso, cuando cada parámetro que afecta el salario de reserva cambia o se modifica, se va a afectar la duración del desempleo y la tasa de desempleo de la economía. De esta forma, la duración queda como:

$$D = \frac{1}{\lambda [1 - G(w^*)]} \quad (11)$$

Estas aproximaciones teóricas permiten la aparición de hipótesis de trabajo empíricas acerca del desempleo, su estructura y dinámica, más allá de las concepciones convencionales de Keynes y Marshall (Mortensen, 1986).

La mayor parte de la literatura internacional se concentra en mostrar el efecto de los beneficios (por ejemplo, seguros) del desempleo sobre la duración del desempleo principalmente para los países de Europa occidental y Estados Unidos. Algunos de manera teórica demuestran que el beneficio del desempleo aumenta la duración del desempleo y que la salida del desempleo se incrementa entre más cercano se encuentre el vencimiento del beneficio del desempleo, dado que el salario de reserva disminuye (Mortensen, 1976; Moffitt y Nicholson, 1982). Otros de manera empírica demuestran que poner límites a la duración de los beneficios reduce la duración del desempleo en Europa occidental y Estados Unidos (Katz y Meyer, 1990; Card y Levine, 2000; Card, Chetty y Weber, 2007; Van Ours y Vodopivec, 2006). Sin embargo, es preciso afirmar que las magnitudes de los efectos difieren a través de los diferentes estudios y entre países.

Después de la Gran Recesión, de 2010 en adelante, la literatura de la economía laboral internacional volvió a analizar la duración del desempleo y sus determinantes con renovado interés (Landais, Michailat y Sáez, 2010; Farber y Valletta, 2013; Card, Johnston, Leung, Mas y Pei, 2015). En primer lugar, por la ampliación de la duración de los beneficios del desempleo en Estados Unidos, que generó un intenso debate en ese país desde la llegada de Obama a la Casa Blanca. En segundo lugar, por la posibilidad de contar con registros e información laboral para el momento anterior a la Gran Recesión, durante la Gran Recesión (2007-2009) y después de aquel evento. Es decir, se pueden hacer comparaciones en el tiempo de las distintas elasticidades o respuestas de la duración del desempleo a cambios en la duración y el nivel de los beneficios del desempleo.

Respecto a las referencias nacionales, se puede mencionar que cubren tres etapas históricas claramente definidas. En primer lugar, unos trabajos académicos que son pioneros y cubren principalmente la década de los noventa. Aquí se encuentran los documentos de López (1988), Tenjo y Ribero (1998), Tenjo (1998), Núñez y Bernal (1997) y Castellar y Uribe (2006); estos trabajos muestran que la duración del desempleo es anticíclica y, por lo tanto, en fases recesivas del ciclo económico aumenta la duración. Para Cali, el trabajo pionero fue la tesis doctoral de Uribe (1998), quien analiza los determinantes de la duración.

Esta primera serie de trabajos demuestra que existen diferencias en la duración del desempleo para mujeres y hombres (López, 1994; Tenjo y Ribero, 1998; Uribe, 1998; Núñez y Bernal, 1997; Castellar y Uribe, 2006) a partir de las contrastaciones empíricas de corte microeconómico realizadas por estos autores. De igual manera, presentan que la duración del desempleo es más alta para los individuos con menores niveles de educación, sin experiencia y solteros en el caso de Colombia (Tenjo y Ribero, 1998) y para el caso de Cali (Castellar y Uribe, 2006).

Una segunda serie de trabajos aparece desde mediados de la primera década del siglo XXI, con los trabajos realizados por el Grupo de Economía Laboral de la Universidad del Valle. En ellos se examina la duración del desempleo teniendo en cuenta la utilización de los canales de búsqueda de trabajo. Por ejemplo, Uribe y Gómez (2004) muestran que los colombianos que usan los canales informales de búsqueda salen más rápido del desempleo en 2003. También Viáfara y Uribe (2009) demuestran que la duración del

desempleo en Colombia se ve afectada por la efectividad de los canales de búsqueda; Uribe, Viáfara y Oviedo (2007) evidencian que los canales informales de búsqueda son los más utilizados pero no son los más efectivos para salir del desempleo en Colombia para el año 2003. Además, la escogencia de esos canales de búsqueda, y por tanto la salida del desempleo, se ve afectada por características personales, sociales y económicas para los colombianos en ese año (Oviedo, 2007). Otros trabajos en esa misma línea son los de Quiñones (2010), Jiménez (2012) y Pinzón (2015).

La tercera serie de trabajos se ha desarrollado en los últimos 3 años debido a un renovado interés en el comportamiento micro del desempleo en Colombia y sus regiones. El trabajo de Arango y Ríos (2015) muestra, nuevamente, cómo el género femenino y el estado marital (casada) influyen en una mayor duración del desempleo en Colombia de acuerdo a la información manejada desde la Encuesta de Hogares del DANE entre 2007 y 2012. Un aspecto novedoso es la inclusión de la tasa de vacantes en la contrastación empírica, por lo que concluyen que la divulgación de esta reduce la duración del desempleo en Colombia. En esta línea de género se encuentra Marcillo (2015), para quien el trabajo de ama de casa y otros tipos de trabajo no remunerado afectan directamente la duración del desempleo.

Otro trabajo representativo de esta nueva ola es el de Tenjo et al. (2012), porque hacen una reivindicación de la necesidad de estudiar el tema dados los impactos diferenciados de la duración del desempleo de acuerdo a la edad, la calificación y la experiencia, y Calderón y Peñuela (2014), quienes utilizan análisis cuantílicos para examinar el impacto de las diferentes variables que alteran la duración del desempleo. También se observan los trabajos de Sánchez, Duque y Ruiz (2009), que enfatizan en el papel de la regulación laboral y los costos laborales y no laborales como factores que explican la duración del desempleo.

En cuanto a la metodología y técnica econométrica, el trabajo de Koenker y Biliás (2001) es un antecedente importante que usa la técnica de regresión cuantílica en los análisis de duración del desempleo y sus beneficios por parte del gobierno, con aplicación en Pennsylvania (EE. UU.), al igual que el trabajo de Machado y Portugal (2002), aplicado en Estados Unidos. Otro antecedente importante es el trabajo de Fitzenberger y Wilke (2005), aplicado a la duración del desempleo para trabajadores jóvenes de Alemania.

En Colombia, el único trabajo que aplica esta metodología al mercado laboral es el de Calderón y Peñuela (2014), incorporando la regresión cuantílica censurada en un modelo de duración, para identificar los impactos diferenciados de las variables en los diferentes cuantiles de la duración del desempleo. Al comparar los valores absolutos de los coeficientes de la regresión cuantílica se puede observar mayor precisión frente a la estimación clásica por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) en los dos primeros cuantiles, «con lo cual se puede inferir que la estimación clásica calcula una duración esperada mayor que aquella que pronostica la regresión cuantílica. En el tercer cuartil, en cambio, la estimación clásica pronostica una salida más rápida del desempleo ante duraciones altas; es decir, manteniendo lo demás constante, un individuo que lleva un tiempo largo en desempleo tiende a salir más rápido de este estado comparado con lo que estima la regresión por cuantiles» (Calderón y Peñuela, 2014, p. 27).

### 3. Metodología y resultados

Para las estimaciones empíricas de Cali AM se conformó la base de datos desde la información de la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) del DANE en el periodo 2012-2014, con el fin de estimar los modelos basados en datos agrupados; autores como Arango y Ríos (2015) usan la misma metodología de agrupación para el periodo 2007-2012. La única ventaja de estimar con datos

agrupados es el aumento del tamaño de la muestra. La encuesta provee información laboral y de las características sociales y económicas de los individuos y sus hogares.

La población objeto de análisis se refiere a aquellas personas en edad de trabajar que: 1) se encuentran desempleadas y dieron respuesta a la pregunta ¿durante cuántas semanas ha estado buscando trabajo?, y 2) se encuentran ocupadas y respondieron a la pregunta ¿cuántos meses estuvo sin empleo entre el trabajo actual y el anterior? Las variables de interés y relevantes para este trabajo son: años de escolaridad y su cuadrado, edad y su cuadrado, jefatura de hogar, hijos menores de 6 años, género, estado marital y la clase de trabajo no remunerado.

Las variables de educación, edad, jefatura del hogar, hijos en el hogar, género, estatus marital seleccionadas en esta investigación para estimar los determinantes de la duración del desempleo se pueden considerar como características personales que afectan el salario de reserva  $w^*$  (Castellar y Uribe, 2001), de tal forma que según el modelo de búsqueda expuesto anteriormente, dichas variables afectan la duración del desempleo mediante el efecto sobre el salario de reserva.

Por otra parte, en el modelo de búsqueda el salario de reserva se afecta por el proceso de búsqueda y, así mismo, por los costos asociados a dicha búsqueda, dándose una relación inversa entre las variables, es decir, cuanto más costoso resulte conseguir empleo, menor será el salario de reserva (Cahuc y Zylberberg, 2004; Rogerson, Shimer y Wright, 2004). En este sentido, como afirma Marcillo (2015), las personas que dedican más tiempo al trabajo no remunerado<sup>1</sup> dedican menos tiempo al proceso de búsqueda, con menores costos asociados y por lo tanto mayor salario de reserva, de forma tal que la duración del desempleo es mayor.

A continuación se expondrán de manera general algunas particularidades de las variables utilizadas en el análisis por regresiones cuantitativas y sus relaciones con la duración del desempleo para Cali AM en el periodo conjunto 2012–2014.

En la tabla 1 se observa que la duración del desempleo es mayor para las personas que ya terminaron el proceso de búsqueda que para las que aún están desempleadas en el momento de la encuesta, siendo posible que pase esto por la censura de los datos, ya que no se sabe qué tanto tiempo seguirán en el proceso de búsqueda los desempleados; por ejemplo, en los que tienen título de bachiller, las mujeres desempleadas presentan una duración aproximada de 11 meses, frente a 14 meses de las mujeres que alguna vez estuvieron en dicho estado. Así mismo, se nota que a medida que aumenta el nivel de educación el desempleo disminuye para las mujeres empleadas que terminaron su proceso de búsqueda.

Adicionalmente, se puede observar que por rangos de edad los hombres más jóvenes se ocupan primero; sin embargo, a partir de cierto rango de edad la duración del desempleo aumenta. Esto implica que la edad tiene un efecto no lineal sobre la duración, dado principalmente porque en edades por debajo de los 40 años, aproximadamente, se sale más rápido del desempleo; sin embargo, a partir de cierto umbral etario la duración del desempleo tiende a aumentar. Esta interpretación tiene relación con la productividad marginal del trabajo, donde es creciente en los más jóvenes y decreciente en las personas de mayor edad, por lo cual el mercado proveerá empleo más rápido a aquellos que tienen productividades mayores<sup>2</sup>. En el caso de las mujeres, los datos sugieren que en Cali

**Tabla 1**  
Duración del desempleo en meses por género y situación laboral

	Tiempo de búsqueda - desempleados		Duración desempleo - empleados	
	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer
<i>Nivel educativo</i>				
Primaria	5,32	10,65	6,28	15,8
Bachiller	5,81	10,98	5,80	13,89
Estudios superiores	6,78	10,25	6,90	11,27
<i>Rango de edad en años</i>				
Menor de 18	5,47	5,84	6,46	6,33
(18-29)	5,11	9,21	5,32	9,23
(29-39)	5,09	11,68	5,13	12,48
(39-49)	4,96	12,12	5,59	15,36
Mayor de 50	9,62	14,66	9,06	19,92
<i>Participó del trabajo no remunerado</i>				
Comunitario	9,78	12,50	8,39	22,29
Hogar	6,33	10,79	6,54	14,01
Niños	4,98	11,27	5,61	14,46
Enfermos	5,89	9,42	8,48	18,06
Otras actividades	6,08	11,77	6,55	14,06
<i>No participó del trabajo no remunerado</i>				
Comunitario	6,06	10,71	6,28	13,65
Hogar	4,89	10,09	5,60	11,29
Niños	6,60	10,27	6,77	13,47
Enfermos	6,23	10,83	6,31	13,73
Otras actividades	6,23	10,66	6,34	13,87
<i>No tiene hijos menores de 6 años</i>				
Tiene hijos menores de 6 años	6,23	10,45	6,60	13,59
Es jefe de hogar	4,31	11,66	4,49	13,41
No es jefe de hogar	6,16	9,88	6,16	13,36
Comprometido(a)	5,78	11,02	6,15	13,63
No comprometido(a)	5,66	12,77	5,86	15,81
No comprometido(a)	6,08	8,75	6,59	11,18

Fuente: GEIH 2012–2014. Cálculos propios en Stata versión 13.

AM a medida que los rangos de edad suben, la duración del desempleo es mayor, normalmente asociada a mayores sentimientos de responsabilidad que ellas adquieren con su hogar o familia.

Cuando se observa la duración del desempleo en meses en el caso de los individuos que deciden hacer obras o trabajos no remunerados, mientras se encuentran desempleados, los datos sugieren que, en general, las personas que deciden participar de trabajos no remunerados se demoran más en salir del desempleo que los que no deciden hacerlo. Básicamente la relación tiene que ver con la disposición de tiempo a los procesos de búsqueda versus la dedicación a actividades no remuneradas, de tal manera que dedicar tiempo para dichas actividades lo disminuye para buscar ofertas laborales. Adicionalmente, para el caso de las mujeres, si se combina esta variable con las de no ser jefe de hogar y estar comprometida, la duración será aún mayor, dado primordialmente por sus compromisos en el hogar, con los niños y actividades comunitarias.

Obsérvese que, además, el tener hijos menores de 6 años en el hogar afecta la duración del desempleo de manera inversa, por lo que en promedio un hombre con hijos menores de 6 años en proceso de búsqueda puede llevar aproximadamente 4 meses desempleado, mientras que un hombre sin hijos menores de 6 años puede llevar 6 meses; algo similar sucede para los que ya terminaron dicho estado del desempleo, de manera que un hombre con hijos menores de 6 años duró 5 meses aproximadamente buscando empleo, mientras que uno sin hijos duró aproximadamente 7 meses. Por supuesto, este hecho tiene relación con el grado de

productividad marginal del trabajo es igual al salario, y dado que la evidencia empírica ha mostrado que después de cierta edad los retornos por año adicional son decrecientes, es posible afirmar que la productividad marginal del trabajo también es decreciente después de cierto nivel etario.

<sup>1</sup> Es importante aclarar que para el DANE si un individuo realiza trabajos para familiares sin remuneración se considera como ocupado, por lo cual estas personas son excluidas explícitamente del análisis de duración del desempleo. Así mismo, la GEIH permite observar que hay personas desempleadas que llevan a cabo actividades por iniciativa propia como colaborar en su comunidad, barrio, cuidando niños, enfermos, etc., sin que eso implique necesariamente alguna clase de relación laboral.

<sup>2</sup> Dado que se supone rendimientos decrecientes, la función de producción es cóncava en los factores de producción. Así mismo es posible demostrar que la

responsabilidad de un hombre para con su hogar y con sus hijos. Por el lado de las mujeres se puede observar que las que aún siguen desempleadas demoran más si tienen hijos menores de 6 años, lo cual es natural dada la responsabilidad de cuidar y formar a sus hijos en edades tempranas, mientras el hombre provee bienes materiales.

También se perciben brechas importantes entre hombres y mujeres, tanto en la población desempleada como en la población empleada, con relación a la jefatura de hogar y estar o no comprometidos<sup>3</sup>. Para la condición de jefe de hogar la duración de búsqueda en hombres es menor a la de las mujeres, en aproximadamente un 38% para los desempleados y un 54% para los empleados. En términos generales se puede ver que la mayor duración del desempleo en todas las variables para el género femenino es mayor que para el género masculino, tanto en Cali como en su AM.

Complementando el análisis descriptivo realizado en párrafos anteriores, a continuación se presenta la metodología econométrica empleada para estimar, mediante regresiones cuantílicas, los determinantes de la duración del desempleo de Cali (Colombia) y su Área Metropolitana (AM) durante el periodo 2012-2014.

### 3.1. Regresiones cuantílicas y estimaciones

Las estimaciones por regresiones cuantílicas (no paramétricas) siguen el trabajo seminal de [Koenker y Bassett \(1978\)](#), quienes introducen las regresiones por percentiles como una técnica estadística para estimar funciones en determinado cuantil de una variable dependiente condicional a la información observada. A diferencia de las estimaciones por métodos clásicos de regresión lineal que estiman la media condicional dada la matriz de variables explicativas y toda su información ( $E(Y_i/X_i) = X_i'\beta_\tau$ ), con esta técnica se busca estimar funciones cuantílicas condicionales a un conjunto de información teniendo en cuenta las variables explicativas, que se puede escribir como  $Q_\tau(Y_i/X_i) = X_i'\beta_\tau$ , es decir, funciones para el  $\tau$ -ésimo cuantil de  $y_i$  con respecto a las variables explicativas, donde  $\tau \in (0, 1)$ .

De esta manera, una regresión cuantílica específica el condicional para el cuantil  $\tau$   $Q_\tau(Y_i/X_{2i}, \dots, X_{ki})$  de  $Y_i$  como una función lineal de las regresoras  $X_{2i}, \dots, X_{ki}$ . Por ejemplo, para  $i = 1, \dots, N$ :

$$Y_i = \beta_{\tau,1} + \beta_{\tau,2}X_{2i} + \dots + \beta_{\tau,k}X_{ki} + \mu_i^\tau \tag{12}$$

Donde  $X_{ji}$  corresponde a la observación  $i$  para el regresor  $j = 2, \dots, k$ . Así mismo  $Q_\tau(\mu_i^\tau/x_i) = 0$ , donde  $\mu_i^\tau = Y_i - x_i'\beta_\tau$  son residuales aleatorios condicionados sobre  $x_i$ . El estimador para  $\beta_\tau = (\beta_{\tau,1}, \dots, \beta_{\tau,k})'$  se obtiene de la siguiente manera:

$$\hat{\beta}_\tau = \underset{\{\beta_1, \dots, \beta_k\} \in \mathbb{R}^n}{\operatorname{argmin}} \sum_{i=1}^N \rho_\tau(Y_i - x_i'\beta_\tau) = \sum_{i=1}^N [\tau I(Y_i \geq x_i'\beta_\tau) + (1 - \tau)I(Y_i < x_i'\beta_\tau)] |Y_i - x_i'\beta_\tau| \tag{13}$$

Donde  $I(A)$  es una función indicadora clásica que es igual a uno si obtiene el evento  $A = Y_i - x_i'\beta_\tau \leq 0$ , y cero en otro caso, es decir, la función de chequeo  $\rho_\tau$  toma el valor de 1 si el valor del cuantil elegido corresponde con la localización de la variable en el

cuantil  $\tau$  de la distribución de  $Y_i$ . Por lo tanto, la función de chequeo se definiría como:

$$\rho_\tau(Y_i - x_i'\beta_\tau) = \begin{cases} \tau(Y_i - x_i'\beta_\tau) & \text{si } Y_i \geq x_i'\beta_\tau \\ (\tau - 1)(Y_i - x_i'\beta_\tau) & \text{si } Y_i < x_i'\beta_\tau \end{cases} \tag{14}$$

Al solucionar el problema de optimización de la ecuación 13 se estima el parámetro  $\beta$  correspondiente al cuantil  $\tau$  de la distribución de la variable dependiente  $Y_i$ . Así mismo, este problema de minimización se configura como un problema de programación lineal, de tal forma que la solución se encuentra mediante técnicas de programación lineal, como describen [Koenker y Hallock \(2001\)](#) y [Koenker \(2005\)](#).

Las regresiones cuantílicas permiten analizar un panorama diferente según [Calderón y Peñuela \(2014\)](#), porque hasta el momento se estiman exclusivamente los parámetros para la media de la distribución, de manera que para efectos de políticas orientadas a mejorar la calidad del empleo por medio de la reducción de la duración del desempleo pueden resultar no equitativos para ciertos grupos, y no bien administradas por parte de las instituciones. Adicionalmente, las estimaciones por regresiones cuantílicas de la duración del desempleo permiten configurar políticas económicas que mejoren la equidad de beneficios y al mismo tiempo generen incentivos correctos en los agentes, por ejemplo ayudas significativas en términos monetarios y no pecuniarios para los primeros meses, y que luego puedan ir disminuyendo con el paso del tiempo para no generar dependencia de los beneficios gubernamentales.

Adicionalmente, para corregir el sesgo de selección aplicando las regresiones cuantílicas se procedió en dos etapas. En la primera etapa se estima la ecuación de participación ([anexo 1](#)), que a su vez permite calcular el inverso del ratio de Mills (*imr*). El *imr* se incluye para corregir el sesgo latente, que según [Van den Berg, Lindeboom y Dolton \(2006\)](#) se puede dar por características personales no observadas que afectan tanto la disposición en la participación en las encuestas como la duración del desempleo, y por la no respuesta en las encuestas (autoselección). El problema está en que los estimadores mediante diferentes técnicas resulten inconsistentes si no se considera la corrección del sesgo.

En la segunda etapa se estima la ecuación de interés (15) para cada cuantil de la distribución de la duración del desempleo, teniendo en cuenta la ecuación (12), además incluyendo como variable independiente el *imr* calculado en la primera etapa.

$$\ln(dur_i) = \beta_0 + \beta_1 Esc_i + \beta_2 Esc_i^2 + \beta_3 Edad_i + \beta_4 Edad_i^2 + \beta_5 Jefe_i + \beta_6 nhijos6_i + \beta_7 Hnocom_i + \beta_8 Mnocom_i + \beta_9 Mcom_i + \sum_{j=10}^{14} \beta_j Tranoremun_{ij} + \beta_{15} imr_i + \mu_i \tag{15}$$

Donde la variable dependiente es el logaritmo natural de la duración del desempleo medida en semanas para el individuo  $i$ . La variable *Esc* hace referencia a los años de educación, *Edad* es la edad del individuo, *Jefe* es una variable dicotómica que toma el valor de 1 si es jefe del hogar o 0 si no lo es. Adicionalmente, la variable *Esc*<sup>2</sup> recoge la no linealidad que pueda existir cuando a partir de ciertos años educativos los individuos se consideran más calificados y pueden salir más rápido del desempleo; de esta forma, [Castellar y Uribe \(2006\)](#) encuentran, para el caso de Cali, que a partir de los 9 años de educación, en promedio, la duración del desempleo disminuye, afirmando que el mercado incrementa el salario ofrecido dado que reconoce un mayor acervo de capital humano, de manera que se acerquen el salario de reserva y el salario de mercado. *Edad*<sup>2</sup> muestra la no linealidad comentada antes en la [tabla 1](#); la variable *nhijos6*

<sup>3</sup> Para efectos de la investigación, una persona comprometida se define como: no está casado(a) pero vive en pareja, o está casado(a). Una persona no comprometida se define como: está separado(a), divorciado, es viudo(a) o está soltero(a).

es continua<sup>4</sup> y hace referencia al número de hijos menores de 6 años en el hogar; por su parte, con variables como *Hnocom* (hombre no comprometido), *Mnocom* (mujer no comprometida) y *Mcom* (mujer comprometida) se pretende analizar la interacción entre la variable sexo y el estado marital, donde la categoría de referencia es el hombre comprometido. La variable *Tranoremun* es la variable que indica el número de horas a la semana que el individuo *i* dedica al trabajo no remunerado *j*.

De otra parte, con el fin de realizar comparaciones en los determinantes de la duración del desempleo en Cali y su área metropolitana, se estimó el modelo de falla acelerada bajo la distribución Weibull, dado que el test rechazó la hipótesis de un modelo de riesgos proporcionales (anexo 2).

Dado lo anterior, la tabla 2 muestra la evidencia de que para todos los cuartiles de la distribución de la duración del desempleo, años adicionales de educación aumenta levemente el tiempo de permanecer en desempleo; sin embargo, a partir de cierto umbral de educación la duración disminuye. Este resultado es coherente con lo planteado anteriormente relacionado con formación de capital humano, y que Castellar y Uribe (2006) muestran para Cali en el periodo 1988-1998 mediante modelos Weibull tipo falla acelerada. Los trabajos recientes realizados para Colombia por Arango y Ríos (2015), Marcillo (2015), Calderón y Peñuela (2014) encuentran resultados en la misma dirección. Con relación a los cuartiles se puede observar que si un individuo sigue desempleado cada vez será más difícil salir de dicho estado manteniendo bajos niveles de educación, mientras que para duraciones altas la probabilidad de salida será mayor en los más educados. La estimación por medio del modelo de falla acelerada confirma el efecto de la educación sobre la duración del desempleo (Castellar y Uribe, 2006).

Con relación a la edad, las estimaciones muestran que en todos los cuartiles los parámetros son significativos al 1%. Se puede observar que para las personas jóvenes la duración es menor, como se evidenció con las descriptivas de la tabla 1, mientras que a partir de un umbral etario la duración del desempleo se incrementa por años adicionales de la edad; probablemente, y como se observó en la tabla 1, el umbral podría estar alrededor de los 40 años. Dichos resultados son coherentes con los efectos marginales esperados a priori, dado que a mayor edad, mayor duración del desempleo. Como afirman Calderón y Peñuela (2014), en el mercado laboral esta variable se relaciona con las posibles razones de rechazo o aceptación en un empleo; además, es natural que las empresas incluyan dentro de sus criterios de selección de personal la edad del aspirante, muy relacionado con la productividad después de cierto umbral etario; así mismo, para Tenjo et al. (2012) esto implica que los jóvenes demoran menos buscando empleo que las personas de mayor edad. Resultados en la misma dirección mostraron Wichert y Wilke (2008) para Alemania bajo estimaciones no paramétricas Kaplan-Meier por cuantiles.

Para la posición en el hogar (jefatura), en los cuantiles de la distribución de la duración del desempleo donde la variable resulta significativa, el signo del parámetro es negativo, de forma tal que los individuos jefes de hogar salen más rápido del desempleo. Por ejemplo, para el primer cuartil de la duración del desempleo o duración menor a 8 semanas, ser jefe de hogar permite salir un 6,3%  $((e^{-0,065} - 1) \times 100)$  más rápido del desempleo que un individuo no jefe de hogar; cabe anotar que dada la no significancia en los demás cuantiles, por MCO y Weibull, tanto para un jefe de hogar como para un individuo que no lo es, la probabilidad de salir del desempleo es similar.

Por su parte, tener hijos menores de 6 años disminuye la probabilidad de continuar en desempleo en todos los cuartiles de la duración del desempleo, alrededor de la media por MCO y según el modelo de falla acelerada bajo la distribución Weibull, de manera que para individuos con duraciones menores a las 8 semanas la probabilidad de salida es del 2% por hijo adicional, mientras que para duraciones superiores a las 48 semanas la probabilidad de salida aumenta por hijo adicional al 5%, aproximadamente. Estos resultados tienen bastante relación con la responsabilidad que tienen los padres para con sus hijos, de forma que el tiempo de espera de conseguir trabajo es menor en los que tienen hijos respecto a los que no los tienen, lo cual también se pudo ver en la tabla 1. Adicionalmente, esta variable afecta el salario de reserva de los individuos, por lo cual, según el modelo de búsqueda expuesto, la duración del desempleo también se verá afectada. Marcillo (2015) muestra resultados similares alrededor de la media (MCO) y Weibull para Colombia.

Al analizar el efecto cruzado entre el estado marital y el género, es posible observar que para los hombres no comprometidos la duración esperada del desempleo es mayor que la de hombres comprometidos, dado que estas personas en su estado marital no tienen responsabilidades familiares como sostenimiento de esposa (pareja) e hijos. Por otra parte, las mujeres comprometidas, en comparación a los hombres comprometidos, duran un 67,5%  $((e^{0,516} - 1) \times 100)$  más de tiempo desempleadas antes de 8 semanas, es decir, mientras que una mujer comprometida sale del desempleo en 2 meses, un hombre comprometido lo hace en un mes. Algunas razones importantes que explican este hecho son: en el caso de las mujeres comprometidas, es posible que tiendan a salir con menor probabilidad del estado de desempleo por aspectos como ingresos de la pareja o ingreso no laboral, y cuidado en el hogar de hijos o familiares (Arango y Ríos, 2015); de otra parte, juega un papel importante el papel histórico-social de que el hombre es quien provee económicamente el hogar, lo cual le obliga a conseguir empleo, sea como empleado o como independiente. Comparativamente con el método de MCO y el modelo de falla acelerada según la distribución Weibull, los resultados se confirman en el signo esperado de efectos marginales.

Con relación al trabajo no remunerado, la probabilidad de salir del desempleo es menor cuando un individuo participa de dichas actividades laborales no pagadas, como se puede evidenciar mediante la estimación cuantílica, MCO y Weibull. Este aspecto, como bien afirma Marcillo (2015), se explica porque la relación directa entre el tiempo destinado al trabajo no remunerado y la duración del desempleo está asociada al tiempo destinado al proceso de búsqueda, de manera que si dedican más tiempo al trabajo no remunerado menos tiempo les queda para buscar empleo, y por lo tanto siguen permaneciendo en dicho estado. Adicionalmente, parece que el individuo se siente ocupado así no perciba ingresos y se siente bien desarrollando los tipos de actividad analizados, lo que motiva a no buscar empleo con mayor insistencia.

En términos generales, la ganancia de estimar por regresiones cuantílicas corrigiendo sesgo de selección es que, en primer lugar, se logran estimadores consistentes para cada cuantil, y en segundo lugar se evita la sobre o subestimación que se obtiene por MCO y con un modelo de falla acelerada tipo Weibull. Un ejemplo del segundo caso se observa por ejemplo en la educación; para el primer cuartil (antes de 8 semanas) por año adicional de educación un individuo demora un 6,3% más desempleado, mientras que por MCO se observa que demora un 8,6% más, es decir, se sobreestima el efecto; y viceversa para el segundo y tercer cuartil, donde MCO subestima.

Finalmente, es importante comentar que la variable *imr* en todos los cuantiles, por MCO y Weibull, resultó significativa, corrigiéndose así el sesgo de selección. Adicionalmente, es importante notar que

<sup>4</sup> Esta referencia es para diferenciar la variable de aquellas binarias donde toman el valor de 1 o 0, por lo tanto no obedece a una definición estricta de continuidad.

**Tabla 2**  
Estimaciones de la duración del desempleo periodo 2012-2014 en Cali AM

Variable	Q <sub>25</sub>	Q <sub>50</sub>	Q <sub>75</sub>	MCO	Weibull
Educación	0,063*** (0,005)	0,098*** (0,013)	0,104*** (0,013)	0,086*** (0,011)	0,077*** (0,012)
Educación al cuadrado	-0,002*** (0,0002)	-0,003*** (0,0005)	-0,003*** (0,0005)	-0,002*** (0,0004)	-0,002*** (0,0005)
Edad	-0,009*** (0,002)	v0,013** (0,005)	-0,017*** (0,004)	-0,006 (0,004)	-0,003 (0,004)
Edad al cuadrado	0,0002*** (0,0001)	0,0004*** (0,0001)	0,0005*** (0,0001)	0,0003*** (0,0001)	0,0003*** (0,0001)
Jefe de hogar	-0,065*** (0,020)	-0,069 (0,053)	0,003 (0,053)	0,008 (0,041)	0,052 (0,048)
Hijos menores de 6 años	-0,016* (0,010)	-0,021 (0,020)	-0,048* (0,025)	-0,021 (0,018)	-0,037* (0,022)
<i>Género-estatus marital</i>					
Hombre no comprometido	0,170*** (0,062)	0,043 (0,042)	0,129*** (0,044)	0,049 (0,035)	0,129*** (0,044)
Mujer no comprometida	0,353*** (0,028)	0,176*** (0,060)	0,321*** (0,061)	0,202*** (0,045)	0,295*** (0,054)
Mujer comprometida	0,516*** (0,026)	0,623*** (0,045)	0,791*** (0,044)	0,578*** (0,032)	0,697*** (0,038)
<i>Trabajo no remunerado</i>					
Comunitario	0,020*** (0,006)	0,019*** (0,006)	0,029*** (0,007)	0,022*** (0,005)	0,027*** (0,006)
Hogar	0,006*** (0,001)	0,015*** (0,001)	0,016*** (0,001)	0,011*** (0,001)	0,014*** (0,001)
Niños	0,002*** (0,0009)	0,003*** (0,001)	0,007*** (0,001)	0,004*** (0,0008)	0,005*** (0,0009)
Enfermos	-0,0005 (0,001)	-0,0007 (0,004)	0,004 (0,004)	0,002 (0,002)	0,004 (0,003)
Otras actividades	0,0035 (0,0027)	0,006*** (0,0018)	0,004** (0,0020)	0,0045** (0,0021)	0,0028 (0,0023)
Imr	0,305*** (0,0514)	0,613*** (0,1488)	0,667*** (0,1433)	0,549*** (0,1113)	0,587*** (0,125)
Constante	1,073*** (0,0724)	1,453*** (0,1599)	2,012*** (0,1563)	1,482*** (0,124)	1,806*** (0,139)
$\hat{\rho}$					0,8578**

La distribución de la duración del desempleo en semanas se caracteriza porque el Q<sub>25</sub> es equivalente a 8 semanas, Q<sub>50</sub> a 16 semanas y Q<sub>75</sub> a 48 semanas.

\*\*\* Significativo al 1%; \*\* significativo al 5%; \* significativo al 10%.

Fuente: GEIH 2012-2014. Cálculos propios en Stata versión 13.

la magnitud del sesgo varía según el cuartil, siendo cada vez mayor para duraciones altas del desempleo.

#### 4. Conclusiones

Los resultados sugieren que en los primeros años de educación la duración del desempleo aumenta; sin embargo, a partir de cierto nivel educativo dicha duración comienza a disminuir. Así mismo, en la medida que un individuo siga desempleado cada vez será más difícil salir del desempleo manteniendo bajos niveles de educación, mientras que para duraciones altas la probabilidad de salida será mayor en los más educados. Respecto a la edad, se puede evidenciar que los jóvenes salen más rápido del desempleo que las personas que pasan cierto umbral etario.

Referente al número de hijos y la jefatura del hogar, los efectos marginales correspondieron a los esperados, de forma que la duración del desempleo disminuye en presencia de hijos menores de 6 años y cuando la persona es jefe de hogar. Considerando los efectos cruzados de las variables género y estado marital, donde la categoría de referencia fue hombre comprometido, los datos sugieren que las demás categorías duran más tiempo en el desempleo, siendo más alta la probabilidad de continuar en dicho estado para las mujeres comprometidas. Así mismo ocurre cuando las personas se dedican a realizar actividades no remuneradas, de forma que la duración del desempleo aumenta por tiempo adicional en dichas labores.

En general, los resultados del presente artículo para Cali AM durante el periodo 2012-2014, son coherentes y están en línea

con los resultados de investigaciones para el nivel nacional e internacional donde se han llevado a cabo trabajos similares, por lo cual y en principio se podría hablar de homogeneidad en los determinantes de la duración del desempleo para una región como Cali AM comparativamente con Colombia u otras regiones del mundo.

Adicionalmente, se ha pretendido avanzar en la comprensión de la duración del desempleo regional de Cali AM, siendo importante el enfoque cuantílico para observar los impactos de diferentes características del individuo caleño en duraciones del desempleo de 8, 16 y 48 semanas. El trabajo, por lo tanto, se puede ver como complementario a los demás que han analizado también la duración y los canales de búsqueda para Cali mediante modelos tipo Weibull (Castellar y Uribe, 2006; Jiménez, 2012).

Como recomendación de política económica, los resultados evidencian que estas pueden ser mejor dirigidas a las personas desempleadas con equidad en la adjudicación de ayudas o beneficios económicos, capacitaciones, apoyo en el proceso de búsqueda, etc., dado el comportamiento particular de las características de los individuos en los diferentes cuantiles de la duración del desempleo. Por ejemplo, que las asignaciones económicas no se hagan linealmente, sino decrecientes en el tiempo, de forma que en los primeros meses haya más recursos para los individuos. Así mismo, que el apoyo en los procesos de búsqueda tenga mayor intensidad en las primeras semanas del desempleo. Finalmente, son necesarias políticas públicas más activas en términos de mayores niveles de educación técnica, tecnológica y profesional, dado que como se pudo observar, la educación juega un papel importante para disminuir los tiempos o duraciones en el desempleo.



Como limitación del trabajo a nivel econométrico y que se puede desarrollar en otra investigación, es la estimación de regresiones cuantílicas censuradas con corrección del sesgo de selección para los cuartiles propuestos. Adicionalmente, considerar en futuras investigaciones a nivel nacional indicadores de demanda laboral como ingreso medio de las regiones y tasa de desempleo regional (Castro, García y Badillo, 2011), tasa de vacantes e índice de difusión sobre la actividad económica (Arango y Ríos, 2015), crecimiento regional entre otras, de manera que se tenga un acercamiento empírico microeconómico a las teorías de emparejamiento o *matching*.

### Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

### Agradecimientos

A los profesores Javier Andrés Castro, Leonardo Raffo y Edgar Marcillo palabras de agradecimiento por las oportunas observaciones. Las opiniones expresadas en el artículo son de responsabilidad exclusiva de los autores.

### Anexo A1. Ecuación de participación

A continuación se presenta la ecuación de participación con el fin de realizar la primera etapa, estimar el inverso de ratio de Mills y así corregir en la segunda etapa el sesgo de selección (Heckman, 1979; Greene, 2012; Wooldridge, 2010).

$$part_i = \beta_0 + \beta_1 Esc_i + \beta_2 Edad_i + \beta_3 Jefe_i + \beta_4 Sexo_i + \beta_5 Vivienda_i + \beta_6 Marital_i + \beta_6 nhijos18_i + z_i \quad (A1)$$

**Tabla A1**

Estimación de la ecuación de participación periodo 2012-2014 en Cali AM

Regresión de Probit				N.º de obs.	=	72.296
Log likelihood = -40.084				LR chi²(7)	=	13.393
				Prob > chi²	=	0,000
				Pseudo R2	=	0,143
Variable	Coef.	Er. est.	z	P >  z	[Intervalo de confianza del 95%]	
Educación	0,0843	0,0013	64,3	0,000	0,082	0,087
Edad	-0,0102	0,0004	-28,3	0,000	-0,011	-0,009
Jefe de hogar	0,6334	0,0130	48,8	0,000	0,608	0,659
Sexo	0,2859	0,0107	26,8	0,000	0,265	0,307
Vivienda	-0,2431	0,0111	-21,9	0,000	-0,265	-0,221
Estado marital	0,4883	0,0111	44,0	0,000	0,467	0,510
Hijos menores de 18 años	-0,0895	0,0051	-17,4	0,000	-0,100	-0,079
Constante	-0,3355	0,0220	-15,2	0,000	-0,379	-0,292

Fuente: GEIH 2012-2014. Cálculos propios en Stata versión 13.

**Tabla A2**

Estimación para la selección de modelos

Variable	Rho	chi²	df	Prob > chi²
Educación	0,023	9,96	1	0,002
Edad	-0,037	24,54	1	0,000
Jefe de hogar	-0,012	2,58	1	0,108
Hijos menores de 6 años	-0,008	1,06	1	0,304
Hombre no comprometido	-0,012	2,65	1	0,103
Mujer no comprometida	-0,007	0,93	1	0,334
Mujer comprometida	0,004	0,31	1	0,578
Comunitario	0,003	0,20	1	0,652
Hogar	0,004	0,27	1	0,606
Niños	0,006	0,65	1	0,421
Enfermos	-0,016	4,56	1	0,033
Otras actividades	0,014	4,13	1	0,042
Imr	0,014	3,51	1	0,061
Test global		175	13	0,000

Fuente: GEIH 2012-2014. Cálculos propios en Stata versión 13.

La variable dependiente  $part_i$  es si el individuo  $i$  participa en el mercado laboral o no, de manera que toma el valor de 1 si participa o 0 si no participa. La variable  $Esc$  hace referencia a los años de educación.  $Edad$  es la edad del individuo.  $Jefe$  es una variable dicotómica que toma el valor de 1 si es jefe del hogar o 0 si no lo es.  $Sexo$  es la variable que asigna 1 si es hombre y 0 si es mujer.  $Vivienda$  es también una variable dicotómica que asigna el valor de 1 si el individuo posee vivienda propia o 0 si no la posee.  $Marital$  hace referencia si el individuo es comprometido o no lo es. Finalmente, la variable  $nhijos18$  se refiere al número de hijos menores de 18 años en el hogar. En la [tabla A1](#) se presentan las estimaciones correspondientes a la ecuación de selección.

### Anexo A2. Selección de modelos: falla acelerada o de riesgos proporcionales

Con el fin de decidir entre dos modelos de supervivencia bajo la distribución Weibull (riesgos proporcionales [Ho] o de falla acelerada [Ha]), se aplican las pruebas individual y global, donde las hipótesis por contrastar son:

- Ho: tasa de riesgo no varía en el tiempo.
- Ha: tasa de riesgo varía en el tiempo.

En la [tabla A2](#) se pueden ver los respectivos resultados del contraste estadístico. El test global rechaza la hipótesis nula a favor de la hipótesis alterna de que la tasa de salida del desempleo varía en el tiempo, es decir, a favor del modelo de falla acelerada.

## Bibliografía

- Arango, L. E. (2012). Mercado de trabajo de Colombia: suma de partes heterogéneas. En L. E. Arango y F. Hamann (Eds.), *El mercado de trabajo en Colombia: hechos, tendencias e instituciones* (pp. 167–201). Bogotá: Banco de la República.
- Arango, L. E. y Ríos, A. M. (2015). *Duración del desempleo en Colombia: género, intensidad de búsqueda y anuncios de vacantes*. Working Paper 582. Washington D.C.: Banco Interamericano de Desarrollo.
- Cahuc, P. y Zylberberg, A. (2004). *Labor Economics* (1st ed.). Cambridge: MIT Press.
- Calderón, R. y Peñuela, A. (2014). *Impacto cuantílico de los determinantes de la duración del desempleo en Colombia [trabajo de grado para la Maestría en Economía]*. Bogotá, Colombia: Pontificia Universidad Javeriana.
- Card, D., Chetty, R. y Weber, A. (2007). The spike at benefit exhaustion: Leaving the unemployment system or starting a new job? *American Economic Review*, 97(2), 113–118.
- Card, D., Johnston, A., Leung, P., Mas, A. y Pei, Z. (2015). *The Effect of Unemployment Benefits on the Duration of Unemployment Insurance Receipt*. New Evidence from a Regression Kink Design in Missouri, 2003–2013. Working Paper 20869. Cambridge: National Bureau of Economic Research.
- Card, D. y Levine, P. (2000). Extended benefits and the duration of UI Spells: Evidence from the New Jersey Extended Benefit Program. *Journal of Public Economics*, 78, 107–138.
- Castellar, C. y Uribe, J. I. (2001). *Determinantes de la participación en el mercado de trabajo del área metropolitana de Cali en Diciembre de 1998*. Working Paper 56. Cali: Centro de Investigaciones y Documentación Socioeconómica.
- Castellar, C. y Uribe, J. I. (2006). Determinantes de la duración del desempleo en el área metropolitana de Cali 1988–1998. *Revista Sociedad y Economía*, 11, 8–38.
- Casto, E., García, G. y Badillo, E. (2011). La participación laboral de la mujer casada y su cónyuge en Colombia: Un enfoque de decisiones relacionadas. *Lecturas de Economía*, 74, 171–201.
- Farber, H. y Valletta, R. (2013). *Do extended unemployment benefits lengthen unemployment spells? Evidence from recent cycles in the US labor market*. Working Paper 19048. Cambridge: National Bureau of Economic Research.
- Fitzenberger, B. y Wilke, R. A. (2005). Using Quantile Regression for Duration Analysis. [consultado 20 Sep 2015]. Disponible en: <ftp://ftp.zew.de/pub/zew-docs/dp/dp0565.pdf>.
- Greene, W. (2012). *Econometric Analysis* (7th ed.). New York: Pearson.
- Haynes, M. A., Higginson, A., Probert, W. J. y Boreham, P. (2011, julio). *Social determinants and regional disparity of Unemployment Duration in Australia: A multilevel approach*. Documento presentado en el 10.º encuentro de la Household Income and Labour Dynamics in Australia (HILDA) survey, en Melbourne, Australia.
- Heckman, J. J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 47(1), 152–161.
- Jiménez, D. (2012). Búsqueda de empleo y duración del desempleo en el área metropolitana de Cali: un recuento para los segundos trimestres de 2009 y 2010. *Sociedad y Economía*, 22, 163–186.
- Katz, L. F. y Meyer, B. D. (1990). The impact of the potential duration of unemployment benefits on the duration of unemployment. *Journal of Public Economics*, 41(1), 45–72.
- Koenker, R. (2005). *Quantile Regression*. Series Econometric Society Monograph (38). Cambridge: Cambridge University Press.
- Koenker, R. y Bassett, G. (1978). Regression Quantiles. *Econometrica*, 46(1), 33–50.
- Koenker, R. y Biliias, Y. (2001). Quantile regression for duration data: A reappraisal of the Pennsylvania reemployment bonus experiments. *Empirical Economics*, 26(1), 199–220.
- Koenker, R. y Hallock, K. (2001). Quantile Regression. *Journal of Economic Perspectives*, 15(4), 143–156.
- Landais, C., Michaillet, P. y Sáez, E. (2010). *Optimal Unemployment Insurance over the Business Cycle*. Working Paper 16526. Cambridge: National Bureau of Economic Research.
- López, H. L. (1988). La duración del desempleo y el desempleo de larga duración en Colombia. *Coyuntura Económica*, 18(4), 163–186.
- López, H. L. (1994). Mercado laboral urbano y desempleo friccional y estructural en Colombia: el papel del SENA. *Planeación y Desarrollo*, 25(2), 257–290.
- Machado, J. A. y Portugal, P. (2002). Exploring transition data through quantile regression methods: An application to U.S. unemployment duration. En D. Yado-lah (Ed.), *Statistical Data Analysis Based on the L1-Norm and Related Methods* (pp. 77–94). Suiza: Springer Basel AG.
- Marcillo, E. V. (2015). *El trabajo no remunerado como determinante de la duración del desempleo en Colombia, un análisis a nivel de género*. Working Paper 423. Bogotá: Departamento Nacional de Planeación, Archivos de Economía.
- Moffitt, R. y Nicholson, W. (1982). The effect of unemployment insurance on unemployment: The case of federal supplemental benefits. *The Review of Economics and Statistics*, 64(1), 1–11.
- Mortensen, D. T. (1976). Unemployment insurance and job search decisions. *Industrial and Labor Relations Review*, 30(4), 505–517.
- Mortensen, D. T. (1986). Job search and labor market analysis. En O. Ashenfelter y R. Layard (Eds.), *Handbook of Labor Economics* (2) (pp. 849–919). Amsterdam: Elsevier Science Publishers.
- Mortensen, D. T. y Pissarides, C. (1999). New developments in models of search in the labor market. En O. Ashenfelter y D. Card (Eds.), *Handbook of Labor Economics* (3) (pp. 2567–2627). Amsterdam: Elsevier Science Publishers.
- Núñez, J. y Bernal, R. (1997). El desempleo en Colombia: tasa natural, desempleo cíclico y estructural y la duración del desempleo (1976–1998). *Ensayos sobre Política Económica*, 32, 7–74.
- Oviedo, Y. (2007). Canales de búsqueda de empleo y duración del desempleo en el mercado laboral colombiano 2003. *Sociedad y Economía*, 13, 153–173.
- Pinzón, A. (2015). *Canales de búsqueda, duración del desempleo y salarios de enganche en Colombia [trabajo de grado para la carrera profesional de Economía]*. Cali, Colombia: Universidad del Valle.
- Quiñones, M. (2010). Canales de búsqueda de empleo y duración del desempleo en Colombia. *Perfil de Coyuntura Económica*, 16, 133–154.
- Rogerson, R., Shimer, R. y Wright, R. (2004). *Search-Theoretic Models of the Labor Market – A Survey*. Working Paper 10655. Cambridge: National Bureau of Economic Research.
- Sánchez, F., Duque, V. y Ruiz, M. (2009). *Costos laborales y no laborales y su impacto sobre el desempleo, la duración del desempleo y la informalidad en Colombia, 1980–2007*. Working Paper 5540. Bogotá: Centro de Estudios sobre Desarrollo Económico.
- Tenjo, J. (1998). La duración y la incidencia del desempleo en Colombia: una nueva aproximación. *Indicadores de Mercado Laboral*, 27, 9–26.
- Tenjo, J., Misas, M., Contreras, A. y Gaviria, A. (2012). Modelos de duración del desempleo en Colombia. *Universitas Económica*, 12(3), 1–55.
- Tenjo, J. y Ribero, R. (1998). *Participación, desempleo y mercados laborales en Colombia*. Working Paper 81. Bogotá: Departamento Nacional de Planeación.
- Uribe, J. I. (1998). *Duración del desempleo un modelo de determinantes y su aplicación al Área Metropolitana de Cali [tesis doctoral]*. Madrid, España: Universidad Complutense de Madrid.
- Uribe, J. I. y Gómez, L. (2004). *Canales de búsqueda de empleo en el mercado laboral colombiano 2003*. Working Paper 77. Cali: Centro de Investigaciones y Documentación Socioeconómica.
- Uribe, J. I., Viáfara, C. y Oviedo, Y. (2007). Efectividad de los canales de búsqueda de empleo en Colombia en el año 2003. *Lecturas de Economía*, 67, 43–70.
- Van den Berg, G., Lindeboom, M. y Dolton, P. (2006). Survey non-response and the duration of unemployment. *Journal of the Royal Statistical Society*, 169(3), 585–604.
- Van Ours, J. y Vodopivec, M. (2006). How shortening the potential duration of unemployment benefits entitlement affects the duration of unemployment: Evidence from a natural experiment. *Journal of Labor Economics*, 24(2), 351–378.
- Viáfara, C. y Uribe, J. (2009). Duración del desempleo y canales de búsqueda de empleo en Colombia. *Revista de Economía Institucional*, 11(21), 139–160.
- Wichert, L. y Wilke, R. (2008). Simple non-parametric estimators for unemployment duration analysis. *Royal Statistical Society*, 57(1), 117–126.
- Wooldridge, J. (2010). *Introducción a la econometría. Un enfoque moderno* (4.ª ed., pp. 606–612). México DF: Cengage Learning Editores.