

**DETERMINANTES DE LA DURACIÓN DEL DESEMPLEO
DESDE LAS REGRESIONES CUANTÍLICAS PARA CALI
A.M. 2012-2014**

GONZALO GARCÍA RIVERA



**FACULTAD DE CIENCIAS SOCIALES Y ECONÓMICAS
MAESTRÍA EN ECONOMÍA APLICADA
SANTIAGO DE CALI
2016**

**DETERMINANTES DE LA DURACIÓN DEL DESEMPLEO
DESDE LAS REGRESIONES CUANTÍLICAS PARA CALI
A.M. 2012-2014**

GONZALO GARCÍA RIVERA

**Trabajo de grado para optar al título de
MAGÍSTER EN ECONOMÍA APLICADA**

**Director
Msc. en Economía Javier Andrés Castro**

**UNIVERSIDAD DEL VALLE
FACULTAD DE CIENCIAS SOCIALES Y ECONÓMICAS
MAESTRÍA EN ECONOMÍA APLICADA
SANTIAGO DE CALI
2016**

Agradecimientos

En primer lugar a Dios por permitirme disfrutar de las maravillas del conocimiento, un profundo agradecimiento a mi familia, Luz Mary y Daniela por su apoyo permanente, al compañero Edwin A. Hernández por su consejo y apoyo en la realización de este trabajo, al Profesor Javier A. Castro H. por su acompañamiento y aportes como Director de la presente investigación, a todos aquellos que de una u otra forma me animaron a no desfallecer en el logro de este objetivo y finalmente a la Universidad del Valle por la oportunidad de culminar la Maestría.

Muchas Gracias.

Tabla de contenido

Resumen	1
1. Introducción	2
2. Antecedentes	3
3. Marco Teórico	7
4. Metodología	11
4.1. Regresiones cuantílicas	11
4.2. Distribución Weibull.....	13
4.3. Estimador Kaplan-Meier.....	15
4.4. Un panorama descriptivo	15
5. Resultados	19
6. Conclusiones	25
Referencias	27
Anexos	31

Tabla de gráficas

Gráfica 1. Trabajo no remunerado por género	18
Gráfica 2. Horas a la semana en actividades no remuneradas por género.....	18
Gráfica 3. Duración del desempleo en meses por título educativo	19
Gráfica 4. Ingresos no laborales del último año en salarios mínimos legales vigentes	19
Gráfica 5. Función de supervivencia para el periodo 2012-2014 en Cali A.M.....	21

Tabla de cuadros

Cuadro 1. Características generales por género para el periodo 2012-2014.....	16
Cuadro 2. Duración del desempleo en semanas por género y situación laboral al momento de la encuesta periodo 2012-2014.....	17
Cuadro 3. Tasa de supervivencia periodo 2012 – 2014 en Cali A.M.	22
Cuadro 4. Estimaciones de la duración del desempleo periodo 2012-2014 en Cali A.M....	24

DETERMINANTES DE LA DURACIÓN DEL DESEMPLEO DESDE LAS REGRESIONES CUANTÍLICAS PARA CALI A.M. 2012-2014

Resumen

El objetivo del presente trabajo es estimar y analizar los factores que inciden en la duración del desempleo de Cali y su área metropolitana durante el periodo 2012-2014. Se utiliza un contraste estadístico no paramétrico y otro paramétrico. La aproximación no paramétrica usa regresiones cuantílicas siguiendo el trabajo seminal de Koenker y Bassett (1978) con corrección del sesgo de selección, y adicionalmente el estimador Kaplan-Meier; la paramétrica se hace bajo la distribución de probabilidad Weibull. Los resultados para la ciudad de Cali y su área metropolitana coinciden con las recientes estimaciones para Colombia con respecto al papel jugado por los años de educación, la edad, la jefatura de hogar, el trabajo no remunerado y el rol de las mujeres comprometidas.

Palabras Clave: duración del desempleo, análisis de supervivencia, regresión cuantílica, corrección del sesgo de selección.

Abstract

The aim of this study is to estimate and analyze the factors that affect the duration of unemployment of Cali and its metropolitan area during the period 2012-2014. Parametric and nonparametric statistical test is used. The nonparametric approach uses quantile regressions following the seminal work of Koenker and Bassett (1978) with selection bias correction, and additionally the Kaplan-Meier estimator; parametric done under the Weibull probability distribution. The results for the city of Cali and its metropolitan area are consistent with recent estimates for Colombia regarding the role played by years of education, age, head of household, unpaid work and the role of women committed.

Keywords: unemployment duration, survival analysis, quantile regression, correction of selection bias.

1. Introducción

La ciudad de Cali presenta una de las tasas de desempleo más altas del país. La tasa de desempleo se sitúa por encima del nivel nacional y presenta persistencia en los niveles por arriba 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 de un 15.4% para el año 2011 hasta el 13.1% en el año 2014. Eso representa una importante disminución del 15% en esos cuatro años pero con niveles superiores al promedio nacional. Esto significa que alrededor de 180 mil habitantes de Cali están desocupados según el Departamento Administrativo Nacional de Estadísticas (DANE) en el año 2014 y se convierte en un reto de política para el gobierno y de iniciativas para el sector privado.

Ahora bien, parte de dicho desempleo se considera de tipo coyuntural asociado a la actividad económica. Es decir, presenta un comportamiento anticíclico como lo sostienen Uribe y Ortiz (2010), disminuyendo en épocas de auge económico y aumentando con la desaceleración económica (2008-2010). Otra parte corresponde a la tasa natural y comprende el desempleo estructural, explicado éste por el desajuste entre la oferta y la demanda laboral dadas las condiciones particulares del trabajador y del empleo, por ejemplo los niveles de capacitación y calificación. Finalmente, el desempleo friccional determinado por el tiempo de ajuste de la oferta y la demanda de trabajo debido a los movimientos de las personas entre regiones o puestos de trabajo, la entrada de nuevos buscadores de empleo o personas que retornan a buscar empleo y las condiciones particulares de los mercados de trabajo.

Aprovechando que se puede obtener la duración del desempleo, medido como el tiempo de búsqueda de empleo entre la última ocupación y la siguiente, desde la información de la encuesta de hogares del DANE este trabajo busca estimar los factores que influyen en el tiempo de duración del desempleo a través de métodos no paramétricos (regresiones cuantílicas) y paramétricos para la ciudad de Cali en el periodo 2012-2014. De esta forma, se contribuye a generar nueva evidencia para el análisis de la dinámica y estructura del mercado laboral de Cali siguiendo la línea de los trabajos del grupo de investigación “Desarrollo Económico, Crecimiento y Mercado Laboral”.

Dado que la tesis pretende contribuir con la explicación del desempleo en una región como Cali y su área metropolitana, se aprovecha que según autores como Layard, Nickel y Jackman (1991) los análisis sobre el desempleo se pueden descomponer en la incidencia y en su duración. En el caso de la incidencia se refiere a la tasa de personas que entran al grupo de desempleados, mientras que la duración es el tiempo que las personas pasan entre la ocupación anterior y la nueva o el tiempo que llevan sin empleo desde la última ocupación, teniendo en cuenta que desde el momento en que quedaron desempleadas

comenzaron su proceso de búsqueda. Además, autores como Layard, et al. (1991) y Shimer (2005) consideran que estudiar la duración del desempleo es esencial para entender las altas tasas de desempleo, de las cuales Cali no ha sido ajena.

Adicionalmente, trabajos como el de Haynes, Higginson, Probert y Boreham (2011) demuestran que la heterogeneidad geográfica es determinante de la duración del desempleo. Siendo esta investigación de tipo regional/local útil 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: 2).

El documento se divide en seis secciones: en primer lugar esta introducción, en la segunda sección se presentan los antecedentes de literatura internacional y nacional relacionados. En la tercera sección se desarrolla el marco teórico, en cuarto lugar se explica la metodología econométrica y se interpretan algunas estadísticas descriptivas sobre la duración del desempleo en Cali A.M. y su relación con otras variables de análisis. En la quinta sección se exponen los resultados de las estimaciones no paramétricas y paramétricas. Finalmente en la última sección se encuentran las conclusiones.

2. Antecedentes

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 los 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 los 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.

Al respecto se debe anotar que en Europa occidental y los Estados Unidos tienen registros laborales desde hace muchos años que les permite hacer estimaciones y simulaciones con más y mejor evidencia sobre los efectos de los beneficios del desempleo, el *dismatch* y los salarios en la duración del desempleo. Además se debe anotar que los Estados Unidos presentan el paquete de beneficios al desempleo menos generoso en duración y nivel que otros países desarrollados, especialmente de Europa occidental (OECD, 2007).

Después de la Gran Recesión, 2010 en adelante, la literatura de la economía laboral internacional volvió a analizar la duración del desempleo y sus determinantes con renovado interés. En primer lugar, por la ampliación de la duración de los beneficios del desempleo en los 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.

Estos trabajos muestran que las elasticidades para los países de Europa occidental (Austria) varían mucho dentro de un amplio rango (Card, Lee, Pei y Weber, 2014) y de igual manera para los Estados Unidos (Chetty, 2008). Para el caso de los Estados Unidos se tiene más cantidad de trabajos y diferentes análisis y perspectivas. Por ejemplo, por una parte, Landaís, Michaillat y Sáez (2010) muestran que los desincentivos que generan los beneficios son limitados cuando se encuentra la economía en recesión y el mercado laboral está debilitado. Esto significa que en un ambiente económico ralentizado, el retorno de la búsqueda de trabajo es bajo dado el insuficiente número de vacantes o la alta tasa de despidos. En la misma línea para Rothstein (2011) las extensiones de los beneficios del desempleo implican pequeños efectos en la duración del desempleo de los Estados Unidos para la época de la Gran Recesión.

Otros trabajos académicos muestran amplia evidencia del efecto en la duración del desempleo diferenciando su probabilidad de acceder a los beneficios del desempleo (Valletta y Kuang, 2010) o mirando las transiciones desde el desempleo y su heterogénea exposición a los beneficios del desempleo (Howell y Azizoglu, 2011). Mientras tanto Farber y Valletta (2013) encuentran que la extensión de los beneficios trae pequeñas reducciones en el desempleo, y aún más, evidencian que para inicios del siglo XXI y la Gran Recesión de 2008, en los Estados Unidos, hubo aumentos en la duración del desempleo bajo la extensión de los beneficios. Esto significa que parte de los desempleados salen de la fuerza laboral y el mayor efecto de los beneficios es meramente distributivo y soluciona problemas de liquidez (Card, Johnston, Leung, Mas y Pei, 2015).

Es decir, los trabajos para los Estados Unidos se dividen en dos clases. Unos que muestran que los efectos de la extensión de beneficios sobre la duración del desempleo son pequeños y otros que presentan lo contrario, como el trabajo reciente de Card et al. (2015) y anteriores, donde la elasticidad de la duración del desempleo cambia, de manera grande, a través del tiempo.

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.

Esta primera serie de trabajos demuestra que existen diferencias en la duración del desempleo para mujeres y hombres (López, 1994; Tenjo y Ribero, 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 de ese mismo grupo de investigación y en esa misma línea son los de Quiñones (2010) y Jiménez (2012). En el caso de Quiñones (2010) se hace un ejercicio para el año 2008 en donde se encuentra que la utilización del canal formal es más efectivo para salir del desempleo en Colombia en ese periodo. Por su parte, Jiménez (2012) realiza el ejercicio para la ciudad de Cali en los segundos trimestres de 2009 y 2010 y muestra que los canales informales (uso de redes familiares y amistades) de búsqueda son más eficientes para salir del desempleo que los formales y que los llamados informales moderados (envío de hojas de vida a las empresas). El reciente trabajo de Pinzón (2015) da cuenta de la utilización de esos canales de búsqueda y su incidencia en la duración del desempleo entre el 2007 y el 2012 para Colombia.

La tercera serie de trabajos se ha desarrollado en los últimos tres 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, como 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 toque novedoso es la inclusión de la tasa de vacantes en la contrastación empírica por lo que concluyen que la divulgación de ésta 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 lo hacen Tenjo, Misas, Contreras y Gaviria (2012) porque hacen una reivindicación de la necesidad de estudiar el tema dado 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 los 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 (EEUU), al igual que el trabajo de Machado and Portugal (2002) aplicado a los EEUU. Otro antecedente importante es el trabajo de Fitzenberger y Wilke (2005) aplicado a la duración del desempleo para trabajadores jóvenes de Alemania.

De otra parte Wichert y Wilke (2008) usan la metodología de regresión cuantílica con el estimador no paramétrico de Kaplan-Meier, para analizar la duración del desempleo de los alemanes condicionada a la variable edad. Se puede observar cómo en los cuantiles superiores a mayor edad la duración del desempleo es cada vez más alta, mientras que en los cuantiles inferiores para los hombres la duración es similar en todas las edades, mientras que para las mujeres es levemente mayor.

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 los 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.

3. Marco Teórico

El marco de referencia y análisis es el modelo clásico de búsqueda desarrollado para la economía laboral desde la década de los sesenta y setenta y presentado en Mortensen (1986). La teoría de la búsqueda se muestra como un complemento del tradicional marco teórico de la oferta laboral clásica dado que representa y explica importantes características de la experiencia de los individuos en el mercado laboral, como es el caso del desempleo y su duración.

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 una de ellas dependiendo del salario. De manera que 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 uno 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 lo 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. 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 aquellas ofertas laborales que sean al menos tan buenas como dicho salario (w^*). 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_{ocu} : Valor esperado de flujos de utilidad de estar ocupado

V_u : Valor esperado de flujos de utilidad de permanecer desocupado

El óptimo se obtiene tomando la regla de decisión $V_{ocu} \geq V_u$, 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.

Por un lado y siguiendo a Cahuc y Zylberberg (2004), la utilidad esperada de un empleado se puede definir de la siguiente manera:

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

Donde $V(\bar{w})_{ocu}$, 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 σV_u el valor de la utilidad de estar desempleado con probabilidad σ de perder el empleo. r es la tasa de interés real instantánea constante y exógena, y σ 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, de manera que haciendo un poco de álgebra (Anexo 1) 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:

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

Donde el producto $\beta\sigma V_u$ es el valor de la utilidad de estar desempleado descontada con probabilidad σ 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 en el desempleo y el valor de su utilidad está dado por:

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

Donde b son los beneficios del desempleo y cada periodo de tiempo reciben 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 $\int_0^{w_{max}} \max \{V(\bar{w})_{ocu}, V_u\} dG(w)$. 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:

$$V(w^*)_{ocu} = V_u \quad (4)$$

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

Asumiendo 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 haciendo un poco de álgebra (Anexo 1) 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:

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

Siguiendo a Mortensen (1986) y con algunos desarrollos algebraicos (Anexo 1) 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 (β), el trabajador tiene un salario de reserva mayor. Mientras que a más alta la tasa de despidos en los trabajos (σ), 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:

Sí $w \geq w^*$ aceptará la oferta laboral

Sí $w < w^*$ 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 acá que la duración esperada del desempleo sea el inverso de la tasa de salida del desempleo ($1 - G(w^*)$), 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 endógeno cambia o se modifica se va afectar la duración del desempleo y la tasa de desempleo de la economía. De esta forma, la duración queda:

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

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).

4. Metodología

Para las estimaciones empíricas de Cali y su área metropolitana, 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 tipo panel agrupado o de coeficientes constantes; autores como Arango y Ríos (2015) usan la misma metodología para el periodo 2007-2012. La única ventaja de estimar un panel 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 se encuentran desempleadas y que estando actualmente ocupadas pero que estuvieron desocupadas entre el trabajo anterior y el actual. Las variables de interés y relevantes para este trabajo son: años de escolaridad, edad, jefatura de hogar, sexo, estado marital, ingresos no laborales y la clase de trabajo no remunerado.

La metodología de aproximación empírica es a través de estimaciones no paramétricas y paramétricas.

4.1. Regresiones cuantílicas

Para las estimaciones no paramétricas se hacen regresiones cuantílicas siguiendo el trabajo seminal de Koenker y Bassett (1978), quienes introducen las regresiones cuantílicas 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: $E(Y_i/X_i) = X_i\beta$, 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 τ –ésimo cuantil de y_i con respecto a las variables explicativas, donde $\tau \in (0,1)$.

De esta manera el problema a resolver para estimar los parámetros β_τ es

$$\operatorname{argmin}_{\{\beta_\tau\} \in \mathbb{R}^n} \sum_{i=1}^m \rho_\tau(y_i - X_i\beta_\tau) \quad (12)$$

Donde $\rho_\tau(u) = u [\tau - I(u < 0)]$ es la función de chequeo en el cuantil τ e I es una función indicadora clásica tal que

$$I(u < 0) = \begin{cases} 0 & \text{si } u \geq 0 \\ 1 & \text{si } u < 0 \end{cases}$$

Esta función de chequeo toma el valor de 1 si el valor del cuantil elegido corresponde con la localización de la variable en el cuantil τ de la distribución de y_i . De manera que la función de chequeo se definiría como

$$\rho_\tau(u) = \begin{cases} u^\tau & \text{si } u \geq 0 \\ u(\tau - 1) & \text{si } u < 0 \end{cases}$$

Al solucionar el problema de optimización se estima el parámetro β correspondiente al cuantil τ de la distribución de la variable dependiente y_i . La importancia de la técnica radica en conocer los efectos de las variables explicativas sobre la variable endógena y_i , cuando las estimaciones se realizan en diferentes cuantiles de la distribución de la variable explicada.

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.

En la revisión de los trabajos publicados que investigan el tema de la duración del desempleo en Colombia, se encuentran dos trabajos que hacen corrección de datos censurados (Tenjo et al., 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).

Para este trabajo se realizaron regresiones cuantílicas con corrección del sesgo de selección en dos etapas, estimando así parámetros consistentes (Heckman, 1979). Es posible que los estimadores mediante diferentes técnicas resulten sobreestimados sino 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, 2006). De esta manera a continuación se describe el procedimiento.

En la primera etapa se encuentra el inverso del ratio de Mills (imr), teniendo en cuenta todas las observaciones, mediante un modelo probit a partir de la siguiente ecuación de selección:

$$\begin{aligned} partnw_i = & \beta_0 + \beta_1 Edu_i + \beta_2 Edad_i + \beta_3 Jefe_i + \beta_4 Hnocom_i + \beta_5 Mnocom \\ & + \beta_6 Mcom + \beta_7 Ingrnolab_i + \beta_8 lavadora_i + z_i \end{aligned} \quad (13)$$

Donde la variable dependiente (*partnw*) es categórica y determina si la persona participa o no del trabajo no remunerado; se escogió esta variable basada en el trabajo de Marcillo (2015), quien demuestra que las actividades no remuneradas tienen influencia significativa sobre la duración del desempleo. La variable *Educ* son los años de educación; la variable *Edad* indicará los años de edad del individuo *i*; la variable *Jefe* estará como referencia cuando el individuo es jefe de hogar; la variable *Hncom* indica si el individuo es hombre no comprometido; *Mnocom* indica si es mujer no comprometida; *Mcom* indica si es mujer comprometida, de manera que la variable de referencia para estas últimas tres será hombre comprometido. *Ingrnolab* son los ingresos no laborales del individuo en los últimos 12 meses; finalmente la variable *lavadora* indicará si la persona tiene lavadora o no, según Marcillo (2015) esta variable puede llegar a explicar que una persona participe del trabajo no remunerado y a su vez no incidir en la duración del desempleo, condición necesaria para que al menos una variable haga parte de la ecuación de selección y no aparezca en la ecuación de interés (Wooldridge, 2006).

Después de calcular el probit se haya el imr de la siguiente manera:

$$imr = \frac{\phi(\widehat{partnw})}{\Phi(\widehat{partnw})} \quad (14)$$

Donde $\widehat{partnw}$ son valores índice pronosticados, $\phi(\cdot)$ es la función de densidad normal y $\Phi(\cdot)$ es la función de distribución normal acumulada. En la segunda etapa se estima la ecuación de interés (15) para cada cuantil de la distribución de la duración del desempleo, incluyendo como variable independiente el inverso de ratio de Mills (imr) calculado en la primera etapa.

$$\ln(durades_i) = \beta_0 + \beta_1 Edu_i + \beta_2 Edad_i + \beta_3 Jefe_i + \beta_4 Hnocom_i + \beta_5 Mnocom_i + \beta_6 Mcom_i + \beta_7 Ingrnolab_i + \beta_8 Tranoremun_i + \beta_9 imr + \mu_i \quad (15)$$

Donde la variable dependiente es el logaritmo natural de la duración del desempleo medida en semanas para el individuo *i*. La variable *Tranoremun* es una variable que indica el número de horas a la semana que el individuo *i* dedica al trabajo no remunerado. Las demás variables fueron descritas antes.

4.2. Distribución Weibull

Dentro de los métodos paramétricos para analizar la duración del desempleo suelen considerarse funciones de supervivencia y análisis *Hazard Rate* (función de riesgo). Siguiendo la lógica de los modelos paramétricos de duración se asume una forma particular

de la función de riesgo, donde se puede trabajar con las siguientes distribuciones de probabilidad: *Exponencial*, *Weibull*, *LogLogístico*, *Gompertz* y *Gamma* generalizado (Marcillo, 2015; Uribe, 1998).

Una función de riesgo permite medir la tasa de falla por unidad de tiempo, que se puede calcular como el cociente entre la función de falla ($f(t)$) y la función de supervivencia ($s(t)$), como se puede observar a continuación

$$r(t) = \frac{f(t)}{s(t)} \quad (16)$$

Donde $f(t)$ es la función de densidad que indica la probabilidad de que un individuo experimente la falla (salir del desempleo) en el tiempo t que se define como

$$f(t) = \frac{\partial F(t)}{\partial t} \quad (17)$$

Donde $F(t)$ es la función de distribución acumulada de la duración del desempleo (T_u).

Por otra parte, $s(t)$ es la función de supervivencia que indica la probabilidad de que un evento no se realice después de cierto periodo t , por lo cual se define como

$$s(t) = 1 - F(t) = 1 - Prob(T_u \leq t) \quad (18)$$

En este trabajo se usa una función de riesgo proporcional ($r(t)$) suponiendo la distribución Weibull para la duración del desempleo (Anexo 2). De manera que para esta distribución, la función de densidad y la función de supervivencia para una variable aleatoria t se pueden escribir como sigue:

$$\begin{aligned} f(t) &= \lambda \rho(\lambda t)^{\rho-1} e^{-(\lambda t)^\rho} \\ s(t) &= e^{-(\lambda t)^\rho} \end{aligned} \quad (19)$$

Haciendo uso de la expresión (16) la función de riesgo que describe la tasa de falla (salida) del desempleo para una muestra de individuos X_i , bajo la distribución Weibull sería:

$$r(t, X) = \lambda_i \rho(\lambda_i t)^{\rho-1} \quad (20)$$

Donde $\lambda_i = e^{X_i \beta}$, $\lambda_i > 0$, $\rho > 0$; λ_i es un parámetro de escala y ρ es el parámetro de forma. ρ determina si la tasa de falla sube, baja o permanece constante a través del tiempo; su comportamiento se puede explicar de la siguiente manera:

$\hat{\rho} < 1$, cuando la tasa de falla baja monotónicamente con el tiempo

$\hat{p} > 1$, cuando la tasa de falla sube monotónicamente con el tiempo
 $\hat{p} = 1$, cuando la tasa de falla permanece igual en el tiempo

4.3. Estimador Kaplan-Meier

Así mismo las estimaciones no paramétricas consisten básicamente en realizar un análisis de supervivencia, donde entra en juego el término tiempo de falla que se define como el cambio de estado. En este trabajo sería el tiempo (probabilidad) de que falle el estado de desempleo en los individuos de la muestra. En un principio estas personas se encuentran desempleadas, sin embargo, en un determinado momento del tiempo todas las personas se encuentran en riesgo de experimentar un cambio de estado, es decir, los individuos tienen determinada probabilidad de pasar de estar desempleados a estar empleados o inactivas.

Siguiendo el trabajo de Goel et al. (2010) se estipula que el estimador Kaplan-Meier es una de las mejores opciones que puede ser usada para medir la fracción de un grupo de personas después de haber sido analizados, con una función que corrige el sesgo que se pueda presentar, debido a la misma censura de los datos sin tener presente una distribución de probabilidad de los datos.

Según Kaplan y Meier (1958) la función de supervivencia indica la probabilidad de supervivencia del individuo transcurrido el tiempo t , teniendo en cuenta las observaciones de tiempo de falla $t_1, t_2, \dots, t_k$, donde k es el número de distintos tiempos de falla observados en el conjunto de observaciones. Así, el estimador Kaplan-Meier se puede expresar como

$$\hat{S}(t) = \prod_{t_i \leq t} \left(\frac{n_{t_i} - d_{t_i}}{n_{t_i}} \right) = \prod_{t_i \leq t} (1 - \hat{\phi}(t_i)) \quad (21)$$

Donde n_t es el número total de individuos que estaban en riesgo de salir del desempleo para el periodo t , d_t el número total de individuos que salieron del desempleo en el tiempo t . De manera que la probabilidad de supervivencia se construye teniendo en cuenta la información de todas las personas en riesgo de salir del desempleo y aquellas que ya salieron. También el estimador Kaplan-Meier se puede expresar teniendo en cuenta la tasa de riesgo de salida del desempleo para el individuo i : $\hat{\phi}(t_i) = \frac{d_{t_i}}{n_{t_i}}$.

4.4. Un panorama descriptivo

A continuación se expondrán de manera general algunas particularidades de las variables utilizadas en el análisis y sus relaciones para el Área Metropolitana de Cali en el periodo conjunto 2012-2014.

La muestra empleada en la presente investigación se caracteriza por tener un promedio de 9,8 años de escolaridad y una edad promedio de 37 años, sin diferencias significativas entre los hombres y las mujeres. Predomina la no jefatura de hogar dentro del total por género pero existen diferencias en la participación entre los hombres y mujeres. De esta manera, se nota que la participación de los jefes de hogar es más alta y predominante que los no jefes de hogar en los hombres. Mientras que en las mujeres prepondera la condición de no jefe de hogar, tal como se puede apreciar en el Cuadro 1.

Existe una elevada concentración de la duración del desempleo, medido en meses, en el nivel de tres meses o menos (49%) para Cali en el periodo de referencia y análisis. En ese rango de tiempo se observa que la participación es prioritariamente masculina (60%). El segundo rango de tiempo en importancia va desde más de los tres meses hasta los doce meses con un 33% de participación. Acá la participación de las mujeres y hombres tiene proporciones similares. Para los periodos de tiempo más largos la participación total cae y se vuelve primordialmente una dinámica dominada por las mujeres. Esto implica que la duración del desempleo es muy de corto plazo (máximo un año) y es una dinámica que afecta más a las mujeres con el paso del tiempo dado que ganan más participación.

Cuadro 1. Características generales por género para el periodo 2012-2014

		Género		
		Hombre	Mujer	Total
Escolaridad promedio		9,7	10,0	9,8
Edad promedio		37,6	36,5	37,0
Jefe de hogar	Si	26%	14%	41%
	No	23%	36%	59%
Estatus marital	Comprometido(a)	27%	26%	53%
	No comprometido(a)	22%	25%	47%
Rango de duración del desempleo (meses)	=<3	30%	19%	49%
	3 – 12	15%	17%	33%
	13 – 24	3%	6%	9%
	25 – 36	1%	3%	4%
	37 =>	1%	4%	5%

Fuente: cálculos propios en Stata 13. GEIH 2012, 2013 y 2014 – DANE.

Del Cuadro 2 se observa que la duración del desempleo es mayor para las personas que ya terminaron el proceso de búsqueda que aquellas 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 43 semanas frente a 52 de las mujeres que alguna vez estuvieron en dicho estado. Así mismo, se nota que a medida que aumenta el nivel de educación, para las mujeres empleadas que terminaron su proceso de búsqueda, el desempleo disminuye hasta

llegar a nivel universitario, luego con diploma de posgrado se eleva nuevamente. Para los desempleados que se encuentran en tiempo de búsqueda al momento de la encuesta, se evidencia que con títulos de universitarios y de posgrado la duración es mayor que los individuos con ningún título o con títulos de bachiller y/o técnicos-tecnólogos.

También se perciben brechas importantes entre hombres y mujeres, tanto en la población desempleada como en la población empleada. La brecha persiste cuando se analiza la condición de jefe de hogar donde la duración de búsqueda en hombres es menor a la de las mujeres, en aproximadamente un 38% para los desempleados y de 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.

Cuadro 2. Duración del desempleo en semanas por género y situación laboral al momento de la encuesta periodo 2012-2014

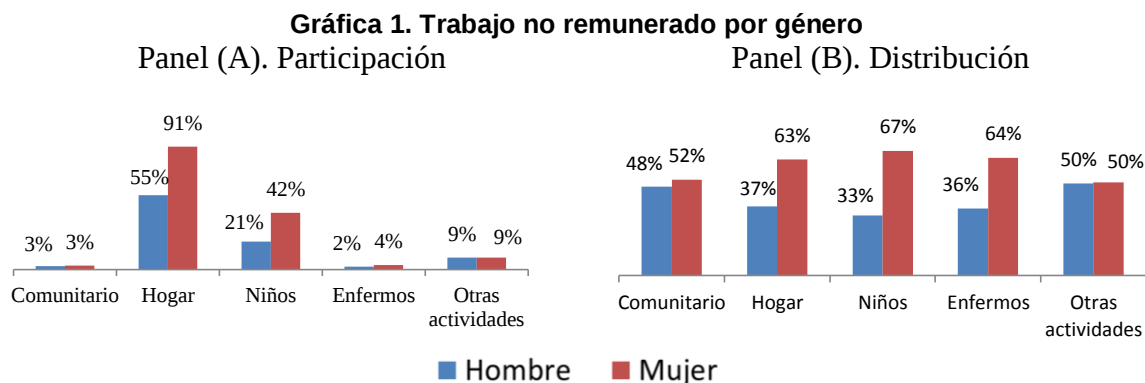
	Duración del desempleo en semanas	Tiempo de búsqueda – desempleados		Duración desempleo – Empleados	
		Hombre	Mujer	Hombre	Mujer
Diploma	Ninguno	22,76	41,44	24,68	61,48
	Bachiller	25,16	42,96	23,36	51,92
	Técnico-tecnológico	23,92	37,24	24,80	47,08
	Universitario	29,56	47,72	28,92	44,12
	Postgrado	29,08	50,64	39,20	52,12
	Es jefe de hogar	24,64	39,52	24,64	53,44
	No es jefe de hogar	23,12	44,08	24,60	54,52
	Comprometido(a)	22,64	51,08	23,44	63,24
	No comprometido(a)	24,32	35,00	26,36	44,72

Fuente: cálculos propios en Stata 13. GEIH 2012, 2013 y 2014 – DANE.

En la Gráfica 1 se puede observar la participación y distribución del trabajo no remunerado por género, es decir, el Panel A indica la tasa de si participa o no en el trabajo no remunerado, mientras que el Panel B indica de esa participación qué porcentaje de trabajo no remunerado lo realizan las mujeres y qué porcentaje los hombres; de esta manera se puede evidenciar que las mujeres están más inclinadas a realizar las diferentes ocupaciones no remuneradas.

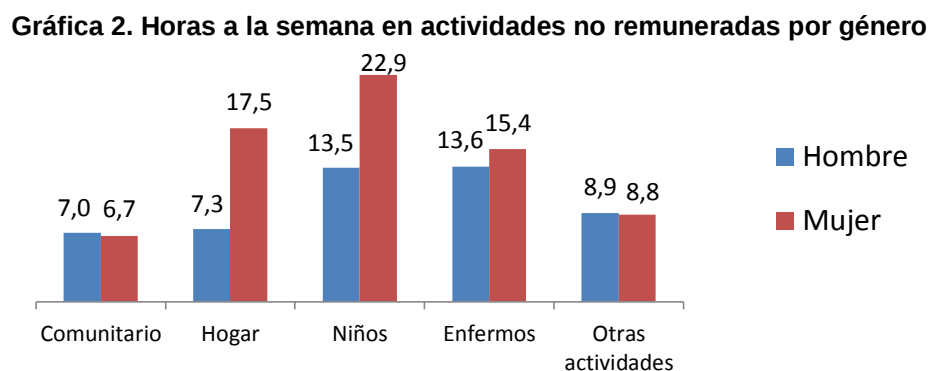
Del Panel A se observa que del total de la población de mujeres, el 91% de ellas realizan oficios relacionados con el hogar, mientras que del total de hombres solamente el 55% llevan a cabo actividades relacionadas con el hogar que no son remuneradas. Ahora, si solamente se tiene en cuenta las personas que realizan trabajo no remunerado del hogar, el 63% de ellas son mujeres y el 33% hombres (Panel B). Dentro del cuidado de los niños que no es remunerado, las mujeres representan la mayor ocupación con el 67% frente a un 33% de los hombres, que por cierto es la actividad no remunerada a la que menos se dedican estos últimos (Panel B). El cuidado de enfermos tiene un comportamiento similar con un 64% para las mujeres y un 36% para los hombres. En otras actividades no remuneradas, el

comportamiento está representado por partes iguales entre hombres y mujeres. Del Panel B se muestra cómo las mujeres dedican más tiempo en el cuidado del hogar (63%) y crianza de sus hijos (67%), mientras los hombres se concentran más en encontrar rápido un trabajo con el fin de obtener el ingreso para el sostenimiento de su familia.



Fuente: cálculos propios en Stata 13. GEIH 2012, 2013 y 2014 – DANE.

De otra parte, en la Gráfica 2 se puede observar que las mujeres de Cali A.M. dedican en promedio más horas a la semana al trabajo no remunerado que los hombres, en actividades que se relacionan directamente con oficios en el hogar de ellas, cuidado de niños y de enfermos, mientras que los hombres superan de manera leve en actividades de trabajo comunitario y otras actividades como oficios en otros hogares, capacitación en eventos o cursos, actividades de autoconstrucción de vivienda, entre otras.

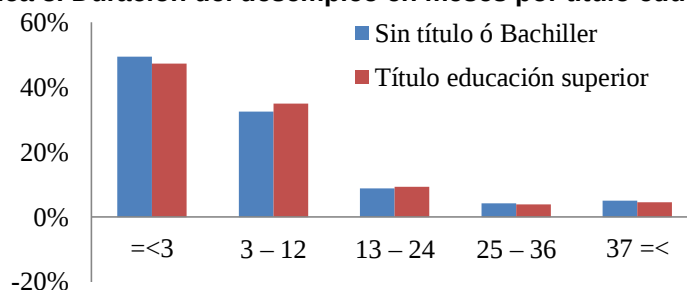


Fuente: cálculos propios en Stata 13. GEIH 2012, 2013 y 2014 – DANE.

Si se tiene en cuenta la duración del desempleo en dos grupos de personas, unos con educación superior o mano de obra calificada con título de educación superior (técnico, tecnológico, universitario y posgrado), y otros que se podrían llamar mano de obra no calificada sin título educativo o solamente diploma de bachiller, es posible evidenciar en la Gráfica 3 que quienes salen más rápido del desempleo en menos de tres meses son aquellos individuos sin título o solo bachiller. También se puede observar que a medida que avanza el tiempo y las personas no consiguen empleo, el impacto se siente más en individuos con

título de bachiller o sin ningún título que en individuos con diplomas de educación superior. Esto tiene que ver con que las personas menos calificadas se emplean en lo que les ofrece el mercado, a diferencia de los más calificados que se ocuparán en lo que se han preparado, sin embargo para tiempos superiores del desempleo, el mercado valorará más aquellas personas preparadas.

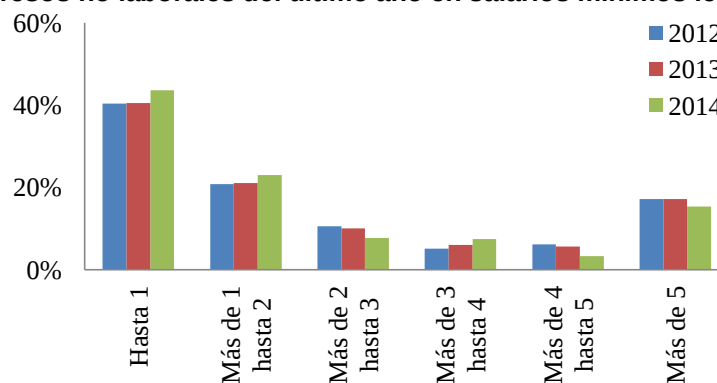
Gráfica 3. Duración del desempleo en meses por título educativo



Fuente: cálculos propios en Stata 13. GEIH 2012, 2013 y 2014 – DANE.

Analizando la estructura de los ingresos no laborales recibidos por las personas en los últimos 12 meses para los periodos de corte 2012, 2013 y 2014, se puede observar que la mayoría de individuos recibieron ingresos en el rango de un salario mínimo correspondiente al 40% de la muestra. En general se observa que el rango de ingresos no laborales se mantuvo constante año tras año (Gráfica 4).

Gráfica 4. Ingresos no laborales del último año en salarios mínimos legales vigentes



Fuente: cálculos propios en Stata 13. GEIH 2012, 2013 y 2014 – DANE.

5. Resultados

En esta sección se muestran resultados empíricos para Cali A.M. tomando como base de datos la GEIH de los años 2012-2014. Inicialmente se hacen análisis de tipo no

paramétrico, luego estimaciones paramétricas bajo la distribución Weibull y no paramétricas por regresiones cuantílicas.

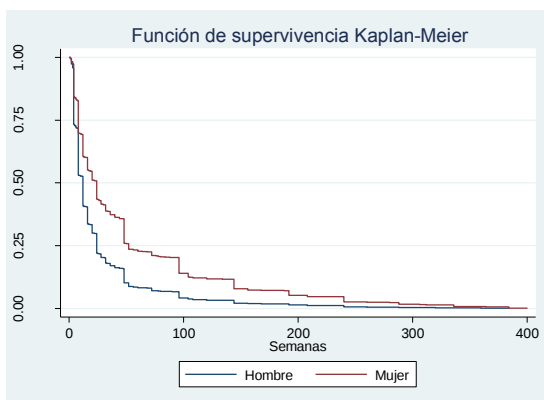
El Gráfico 5 permite ver la estimación no paramétrica de la función de supervivencia según el estimador Kaplan-Meier en el periodo conjunto de 2012-2014 para las variables de género, participación del trabajo no remunerado, estado civil y nivel de estudios, de donde se infiere la probabilidad de permanecer en estado de desempleo según las características mencionadas.

Para Cali A.M. se puede evidenciar que la probabilidad de continuar en el desempleo decrece más rápido en los hombres que en las mujeres (Gráfica 5). La estimación de *Kaplan-Meier* considera que existe una probabilidad del 25% de que una mujer esté desempleada después de un año de desempleo, por el contrario para los hombres es tan solo del 10%, aproximadamente (Cuadro 3). Este cálculo prueba para Cali A.M. lo que se encuentra en todos los trabajos de supervivencia, que la duración en los hombres es menor que en las mujeres; resultados que se explican en términos generales, porque los hombres son quienes responden por el sostenimiento económico de la familia. Estas inferencias también se pueden corroborar en las estadísticas descriptivas de la sección anterior, donde se podía notar que en el rango de duración del desempleo las mujeres tenían mayor participación a partir de tres meses y su decrecimiento era más lento respecto a los hombres (Cuadro 1). Del Cuadro 2 se concluía que en todas las variables involucradas, las mujeres tenían mayores tiempos de duración que los hombres.

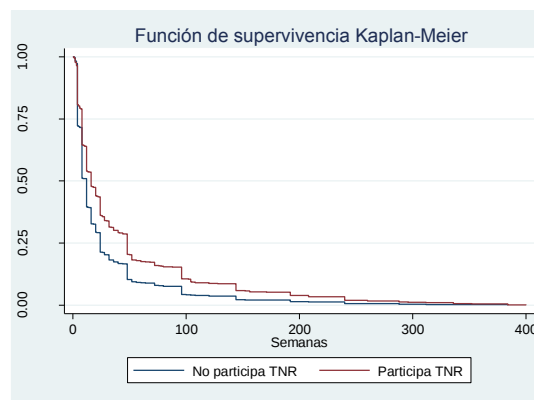
En relación a la tasa de supervivencia cuando las personas deciden o no participar del trabajo no remunerado, se observa en el panel (B) que la probabilidad de continuar desempleado es mayor para aquellas personas que deciden participar en el trabajo no remunerado. La función de supervivencia permite calcular que durante las primeras 12 semanas el 39,49% de las personas que no participan del trabajo no remunerado permanecen desempleadas, mientras que en el mismo periodo de tiempo el 53,97% de aquellos que participan del trabajo no remunerado permanecen desempleados, resultados similares a Marcillo (2015) quien trabajó información del año 2013 a nivel de Colombia.

Gráfica 5. Función de supervivencia para el periodo 2012-2014 en Cali A.M.

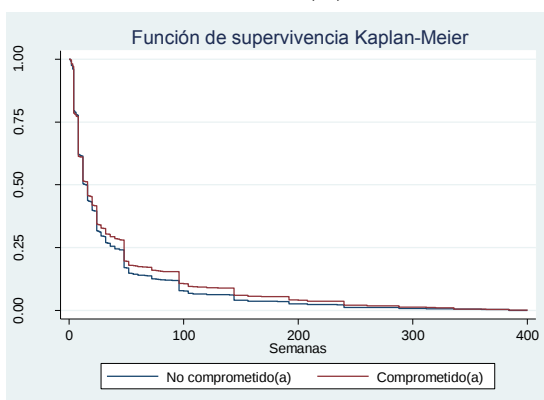
Panel (A)



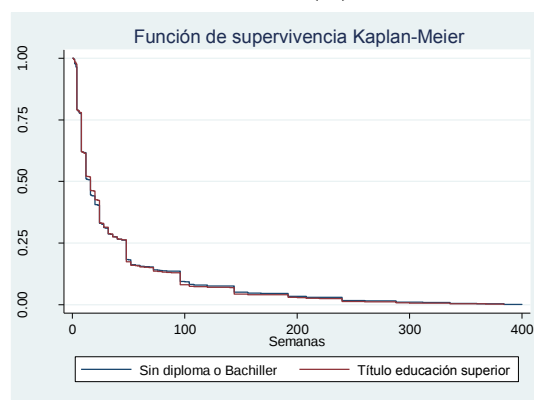
Panel (B)



Panel (C)



Panel (D)



Fuente: cálculos propios en Stata 13. GEIH 2012, 2013 y 2014 – DANE.

El panel (C) que compara tasas de supervivencia de las personas comprometidas con aquellas no comprometidas, evidencia que las primeras tienen mayor probabilidad de permanecer desempleadas en todos los horizontes del tiempo. En el panel (D) antes de 32 semanas (8 meses) las personas con estudios de primaria y bachiller tienen menor probabilidad de continuar desempleados que aquellos con estudios universitarios y de posgrado, sin embargo después de dicho periodo quienes tienen mayor probabilidad de salir del desempleo son las personas con estudios superiores. Estos resultados de duración del desempleo y nivel educativo se corroboran con la información descriptiva presentada en el gráfico 2 y su respectivo análisis, donde en términos generales se comentó que las personas menos calificadas se emplean en lo que les ofrece el mercado, a diferencia de los más calificados que se ocuparán en lo que han estudiado.

De otra parte es necesario comentar que las estimaciones de *Kaplan-Meier* vistas en la Gráfica 5 dado que son un enfoque local/regional, complementan los cálculos en esta dirección y análisis de Arango y Ríos (2015) y Marcillo (2015), investigaciones para Colombia. Así mismo los trabajos regionales para Cali A.M. de Castellar y Uribe (2006) y

Jiménez (2012) que analizan la duración del desempleo no presentan estas funciones de supervivencia para las variables analizadas. Aclarando que estas estimaciones no paramétricas no consideran el ejercicio por cuantiles que presentan los trabajos de Wichert y Wilke (2007), y, Fitzenberger y Wilke (2005), presentándose una oportunidad para futuras investigaciones.

Cuadro 3. Tasa de supervivencia periodo 2012 – 2014 en Cali A.M.

Semanas	Género		No participa TNR	Participa TNR	Estado marital		Título educativo	
	Hombre	Mujer			Comprometido	No comprometido	Sin título-Bachiller	Título educación superior
0	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
50	0,101	0,258	0,103	0,203	0,195	0,168	0,182	0,173
100	0,042	0,140	0,042	0,105	0,106	0,077	0,093	0,081
150	0,020	0,078	0,021	0,058	0,060	0,040	0,051	0,043
200	0,013	0,052	0,014	0,038	0,040	0,026	0,034	0,029
250	0,006	0,026	0,006	0,019	0,020	0,012	0,016	0,012
300	0,003	0,016	0,003	0,012	0,012	0,007	0,010	0,006
350	0,002	0,007	0,002	0,005	0,005	0,004	0,005	0,003
400	.	0,000	.	0,000	0,000	0,000	0,000	.

Fuente: cálculos propios en Stata 13. GEIH 2012, 2013 y 2014 – DANE.

Adicional a las interpretaciones anteriores, se realizaron estimaciones paramétricas mediante MCO, distribución Weibull y no paramétricas de regresiones por cuantiles. Mediante cada uno de los métodos se quieren estimar los determinantes de la duración del desempleo, en el caso particular en que se usa la distribución Weibull para la variable dependiente, el objetivo es encontrar los determinantes del riesgo de salir del desempleo, por lo cual, si el coeficiente es mayor que uno significa que la variable asociada aumenta la probabilidad de salir del desempleo, mientras que si el coeficiente está por debajo de uno, la variable asociada reduce la probabilidad.

El Cuadro 4 muestra la evidencia de que para todos los cuantiles de la distribución de la duración del desempleo, años adicionales de educación aumentan levemente el tiempo de permanecer en desempleo. Resultado coherente con los hechos encontrados en la sección descriptiva de los datos, especialmente en el Cuadro 2 y en la Gráfica 3. Para toda la media de la muestra por un año adicional de estudio la duración esperada del desempleo es aproximadamente del 0,62%. Los trabajos realizados para Colombia por Arango y Ríos (2015), Marcillo (2015), Calderón y Peñuela (2014), encuentran resultados en la misma dirección.

En relación a la edad las estimaciones muestran que en todos los cuantiles, en MCO y Weibull son significativos al 1%. Dichos resultados son coherentes con el resultado esperado 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.

Para la condición jefe de hogar, en todos los cuartiles de la distribución de la duración del desempleo, el parámetro de la variable es negativo, indicando que los individuos que son jefes de hogar en comparación con los que no lo son tienen una reducción en la duración esperada 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 11,7% más rápido del desempleo que un individuo no jefe de hogar; para duraciones superiores como es de esperarse, ser jefe de hogar obliga en mayor proporción a salir más rápido del desempleo que alguien que no lo es, por ejemplo para duraciones de 16 semanas hay una probabilidad del 39,4% menos de seguir desempleado. Adicionalmente, en la estimación por distribución Weibull para la duración del desempleo, dado que el parámetro estimado es 1,197 el riesgo de salir del desempleo es mayor para aquellos que son jefes de hogar.

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 46,8% más tiempo desempleadas antes de 8 semanas. Según las estimaciones mediante la distribución Weibull, la tasa de salida del desempleo se comporta según lo esperado, ya que en comparación a un hombre comprometido, quienes demoran más tiempo en salir del desempleo en orden de mayor a menor son: las mujeres comprometidas, luego las mujeres no comprometidas y finalmente los hombres no comprometidos.

Además se pueden adicionar varias razones importantes: en el caso de las mujeres comprometidas, es posible que tiendan a salir con menor probabilidad del estado 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 para el hogar, lo cual le obliga a conseguir empleo, sea como empleado o como independiente.

Cuando se analizan los efectos de los ingresos no laborales sobre la duración del desempleo, se evidencian impactos positivos pero mínimos y en varios casos no significativos. Aunque el signo está acorde con la teoría, el valor del parámetro estimado es muy bajo, casi nulo, lo que no es claro porque los ingresos no laborales incrementan el salario de reserva y por lo tanto la duración del desempleo de manera significativa (Núñez y Bernal (1997), Castellar y Uribe (2006), Tenjo et al (2012)). Lo que puede estar sucediendo es posible explicarlo desde las estadísticas descriptivas del gráfico 3, donde

dichos ingresos no laborales de los últimos 12 meses eran menores a los dos SMLV para el 80% de la Población en Edad de Trabajar, ante lo cual es difícil pensar que una persona decida demorarse más tiempo desempleada si en el último año recibió dinero correspondientes a dicho rango de ingresos; esto conlleva a formular una hipótesis preliminar y de interés para estudios futuros sobre cuál es el umbral para que efectivamente los ingresos no laborales afecten significativamente la decisión de una persona en mantener más tiempo desempleada.

En 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 Weibull y por cuartiles. Este aspecto, como bien lo 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.

Cuadro 4. Estimaciones de la duración del desempleo periodo 2012-2014 en Cali A.M.¹

VARIABLE	Q_{25}	Q_{50}	Q_{75}	MCO	WEIBULL
Educación	0,0042**	0,0054**	0,0088**	0,0062**	0,995*
Edad	0,0051***	0,015***	0,025***	0,0166***	0,981***
Jefe de hogar	-0,117***	-0,394***	-0,37***	-0,250***	1,197***
Género-estatus					
Hombre no comprometido	0,222***	0,077***	0,183***	0,111***	0,825***
Mujer no comprometida	0,460***	0,030	0,257***	0,190***	0,730***
Mujer comprometida	0,468***	0,127***	0,344**	0,290***	0,646***
Ingresos no laborales último año	1,2e-09	7,7e-09	1,9e-8***	5,5e-09	1,000**
Trabajo no remunerado					
Comunitario	0,0196***	0,0202***	0,023***	0,0188***	0,982***
Hogar	0,0069***	0,0170***	0,016***	0,0115***	0,989***
Niños	0,0018***	0,0033***	0,006***	0,0038***	0,996***
Enfermos	-0,0001	-0,0005	0,0042	0,0014	0,999
Otras actividades	0,0054	0,0085***	0,0053*	0,0051**	0,997
Constante	1,38***	2,38***	2,69***	2,16***	0,135***
Imr	-0,174***	-0,838***	-0,76***	-0,487***	1,343*
$\hat{\rho}$					0,866
*** Significativo al 1%; ** Significativo al 5%; * Significativo al 10%					

Fuente: cálculos propios en Stata 13. GEIH 2012, 2013 y 2014 – DANE.

¹La distribución de la duración del desempleo en semanas se caracteriza porque el Q_{25} es equivalente a 8 semanas, Q_{50} a 16 semanas y Q_{75} a 48 semanas. Las estimaciones también se realizaron con el hecho de que un individuo participe o no de cada una de las actividades no remuneradas, los resultados se sostienen cualitativamente; no se muestran pero están disponibles.

Finalmente, el parámetro $\hat{\rho} = 0,866 < 1$ indica que la tasa de riesgo de salir del desempleo disminuye monótonamente con el tiempo, lo que indica que a medida que pasan las semanas, la posibilidad de conseguir empleo es menor. Este resultado se confirma a nivel nacional de Colombia en Arango y Ríos (2015), Marcillo (2015), Tenjo et al (2012), entre otros. Las salidas de la ecuación de selección se pueden observar en el anexo 3.

En general, los resultados mostraron que la probabilidad de salir del desempleo para un hombre comprometido en relación a una mujer comprometida es mayor; hecho ratificado por estudios de supervivencia para Colombia. Este resultado puede obedecer a las responsabilidades asumidas por el hombre frente al hogar y la sociedad de ser el soporte en la generación de ingresos para el sostenimiento de su familia. Acerca del trabajo no remunerado son compatibles con estudios a nivel nacional, que señalan una mayor duración en el estado de desempleo de las personas con dedicación de tiempo a trabajos no remunerados; 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.

Se encontró que existe mayor duración del desempleo entre mayores sean los años de educación. Esto va en la línea de investigaciones recientes para Colombia como las de Calderón y Peñuela (2014), Marcillo (2015), Arango y Ríos (2015). Esto tiene sentido porque los menos educados se emplearán en cualquier actividad, mientras que los más educados lo harán solamente en trabajos relacionados con los estudios realizados. Por su parte, la edad se ha convertido en un factor determinante en la duración del desempleo, es decir, a mayor edad menor probabilidad de salir del desempleo en distintos cuantiles de la distribución del desempleo, similar a los resultados encontrados en el trabajo de Wichert y Wilke (2008) para Alemania bajo estimaciones no paramétricas. Igual sucede cuando el individuo tiene ingresos no laborales, estos, al aumentar el salario de reserva disminuyen la probabilidad de salir rápidamente del desempleo.

6. Conclusiones

Los resultados de la presente investigación para el Área Metropolitana de Cali 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 en principio podríamos hablar de homogeneidad en los determinantes de la duración del desempleo para una región como Cali A.M. comparativamente con Colombia u otras regiones del mundo.

En la tesis se ha pretendido avanzar en la comprensión de la duración del desempleo regional de Cali y su área metropolitana, 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 los canales de búsqueda para Cali.

Teniendo en cuenta lo visto en esta tesis y la técnica econométrica, las políticas económicas pueden ser mejor dirigidas a las personas desempleadas con equidad en la adjudicación de ayudas o beneficios, dado el comportamiento particular de las características de los individuos en los diferentes cuantiles de la duración del desempleo. Esto a razón de que es posible que en la duración hayan extremos, como por ejemplo, personas que duran poco tiempo desempleadas como aquellas que duran bastante tiempo, de forma tal que los recursos se podrían asignar de manera más eficiente si se tiene en cuenta análisis econométricos sobre la distribución de la duración del desempleo, siendo la regresión cuantílica una técnica de investigación en dicho sentido.

Como retos para desarrollar en futuras investigaciones tanto a nivel regional como nacional se encuentran: demostrar y estimar el umbral de ingresos no laborales que afecten significativamente la decisión de una persona respecto a mantener más tiempo desempleada; este tema solamente se ha tocado tangencialmente en otras investigaciones como en esta tesis. A nivel econométrico la tesis presenta la limitación de no considerar la regresión cuantílica censurada con corrección del sesgo de selección para los cuantiles propuestos, lo cual en una futura investigación se podría considerar. Finalmente, a nivel no paramétrico en Colombia no se han presentado trabajos que consideren análisis de supervivencia por cuantiles, de manera que puede ser una investigación interesante por aplicar; en esta línea los trabajos de Fitzenberger y Wilke (2005), Wichert y Wilke (2008) son una buena guía.

Referencias

- Arango, Luis E. (2012). “Mercado de trabajo de Colombia: suma de partes heterogéneas”. En: *El mercado de trabajo en Colombia: hechos, tendencias e instituciones*; Editores: Luis Eduardo Arango y Franz Hamann, Banco de la República, Bogotá, Colombia.
- Arango, L. E. & Ríos, A. M. (2015). “Duración del desempleo en Colombia: género, intensidad de búsqueda y anuncios de vacantes”. *Documento de trabajo del BID No. 582*.
- Cahuc & Zylberberg (2004). “Labor Economics”. Cambridge, Massachusetts. MIT Press.
- Calderón, R. & Peñuela, A. (2014). “Impacto cuantílico de los determinantes de la duración del desempleo en Colombia”. Trabajo de Grado de Maestría en Economía, Pontificia Universidad Javeriana, Colombia.
- Card, D. & Levine, P. (2000). “Extended benefits and the duration of UI Spells: Evidence from the New Jersey Extended Benefit Program”. *Journal of Public Economics*, Vol. 78, pp. 107–138.
- Card, D., Chetty, R. & Weber A. (2007). “The Spike at Benefit Exhaustion: Leaving the Unemployment System or Starting a New Job?” *American Economic Review*, Vol. 97, No. 2, pp. 113–118.
- Card, D., Johnston, A., Leung, P., Mas, A. & 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”. *NBER Working Paper Series No. 20869*, National Bureau of Economic Research (NBER).
- Card, D., Pei, Z., Lee, D. & Weber, A. (2015). “Inference on Causal Effects in a Generalized Regression Kink Design”. *Upjohn Institute Working Paper No. 15-218*. Disponible en SSRN: <http://ssrn.com/abstract=2553874>
- Castellar, C. & Uribe, J. I. (2006). “Determinantes de la duración del desempleo en el área metropolitana de Cali 1988-1998”. *Revista Sociedad y Economía*, No. 11, pp. 8-38.
- Chetty, R. (2008). “Moral Hazard versus Liquidity and Optimal Unemployment Insurance”. *Journal of Political Economy*, 2010, Vol. 116, No. 2, pp. 173–234.
- Farber, H. & Valletta, R. (2013). “Do extended unemployment benefits lengthen unemployment spells? Evidence from recent cycles in the US labor market”. *NBER Working Paper Series No. 19048*, National Bureau of Economic Research (NBER).

Fitzenberger, B. & Wilke, R. A. (2005). "Using Quantile Regression for Duration Analysis", *ZEW Discussion Paper* 05-65, consultado el 20-09-15 de la página web <ftp://ftp.zew.de/pub/zew-docs/dp/dp0565.pdf>

Goel, M., Khanna, P. & Kishore, J. (2010). "Understanding survival analysis: Kaplan-Meier estimates". *International Journal of Ayurveda Research*, Vol. 1, No. 4, pp. 274-278.

Greene, W. (2012). "Econometric Analysis". Prentice Hall, 7th Ed.

Haynes, M. A., Higginson, A. Probert, W. J. & Boreham, P. (2011). "Social determinants and regional disparity of Unemployment Duration in Australia: A multilevel approach", Institute for Social Science Research, The University of Queensland.

Heckman, J. J. (1979). "Sample Selection Bias as a Specification Error". *Econometrica*, Vol. 47, No. 1, pp. 152-161.

Howell, D. R. & Azizoglu, B. M. (2011). "Unemployment benefits and work incentives: the US labour market in the Great Recession". *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 27, No. 2, pp. 221-240.

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*, No. 22, pp. 163-186.

Kaplan, E. L. & Meier, P. (1958) "Nonparametric estimation from incomplete observations", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 53, No. 282, pp. 457-481.

Katz, L. F. & Meyer, B. D. (1990). "The impact of the potential duration of unemployment benefits on the duration of unemployment". *Journal of Public Economics*, Vol. 41, No. 1, pp. 45-72.

Koenker, R. & Bassett, G. (1978). "Regression Quantiles". *Econométrica*, Vol. 46, No. 1, pp. 33-50.

Koenker, R. y Biliyas, Y. (2001). "Quantile Regression for Duration Data: a Reappraisal of the Pennsylvania Reemployment Bonus Experiments". *Empirical Economics*, Vol. 26, No. 1, pp. 199-220.

Landais, C., Michaillat, P. & Saez, E. (2010). “Optimal Unemployment Insurance over the Business Cycle”. *NBER Working Paper Series No. 16526*, National Bureau of Economic Research (NBER).

Layard, R., Nickell, S., & Jackman, R. (1991). “Unemployment: Macroeconomic performance and the labour market”. Oxford University Press, New York.

López, H. L. (1988). “La duración del desempleo y el desempleo de larga duración en Colombia”. *Coyuntura Económica*, Fedesarrollo, Vol. 18, No. 4, pp. 163-186.

López, H. L. (1994). “Mercado laboral urbano y desempleo friccional y estructural en Colombia: el papel del SENA”, *Planeación y Desarrollo*, Vol. 25, No. 2, pp. 257-290.

Machado, J. A. & Portugal, P. (2002). “Exploring Transition Data Through Quantile Regression Methods: an Application to U.S. Unemployment Duration”. Chapter Statistical Data Analysis Based on the L1-Norm and Related Methods, Part of the series *Statistics for Industry and Technology*, pp. 77-94.

Marcillo, E. V. (2015). “El trabajo no remunerado como determinante de la duración del desempleo en Colombia, un análisis a nivel de género”. *Archivos de Economía*, Documento 423, Departamento Nacional de Planeación (DNP).

Mortensen, D. T. (1976). “Unemployment Insurance and Job Search Decisions”. *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 30, No. 4, pp. 505-517.

Mortensen, D. T. (1986). “Job Search and Labor Market Analysis”. *Handbook of Labor Economics*, Vol. 2, pp. 849-919.

Mortensen & Pissarides (1999). “New Developments in Models of Search in the Labor Market”. Chapter 39, *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3, Ashenfelter and D. Card (eds), Elsevier Science.

Moffitt, R. & Nicholson, W. (1982). “The Effect of Unemployment Insurance on Unemployment: The Case of Federal Supplemental Benefits”. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 64, No. 1, pp. 1-11.

Núñez, J. & Bernal, R. (1997). “El desempleo en Colombia: tasa natural, desempleo cíclico y estructural y la duración del desempleo (1976-1998)”. *Ensayos sobre política económica*, No. 32, pp. 7-74.

OECD. (2007). "Benefits and Wages 2007". *OECD Indicators*, Organización Económica para la Cooperación y el Desarrollo (OECD), Paris.

Oviedo, Y. (2007). "Canales de búsqueda de empleo y duración del desempleo en el mercado laboral Colombiano 2003". *Sociedad y Economía*, No. 13, pp. 153-173.

Pinzón, A. (2015). "Canales de búsqueda, duración del desempleo y salarios de enganche en Colombia". Trabajo de Grado de Pregrado de Economía. Universidad del Valle, Colombia.

Quiñones, M. (2010). "Canales de búsqueda de empleo y duración del desempleo en Colombia". *Perfil de Coyuntura Económica*, No. 16, pp. 133-154.

Rothstein, J. (2011). "Unemployment Insurance and Job Search in the Great Recession". *NBER Working Paper Series No. 17534*, National Bureau of Economic Research (NBER).

Sánchez, F., Duque, V. & 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", No. 5540, CEDE, Universidad de los Andes.

Shimer, R. (2005). "The Cyclical Behavior of Equilibrium Unemployment and Vacancies". *American Economic Review*, Vol. 95, No. 1, pp. 25-49.

Tenjo, J. (1998). "La duración y la incidencia del desempleo en Colombia: una nueva aproximación". *Indicadores de Mercado Laboral*, Vol. 27, pp. 9-26.

Tenjo, J. & Ribero, R. (1998). "Participación, desempleo y mercados laborales en Colombia". *Archivos de Macroeconomía*, Documento 81, Departamento Nacional de Planeación (DNP).

Tenjo, J. Misas, M., Contreras, A. & Gaviria, A. (2012). "Modelos de duración del desempleo en Colombia". *Universitas Económica*, Pontificia Universidad Javeriana.

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.

Uribe, J. I. & Gómez, L. (2004). "Canales de búsqueda de empleo en el mercado laboral colombiano 2003". Documento de Trabajo No. 77, CIDSE, Universidad del Valle, Colombia.

Uribe, J. I. & Ortiz, C. H. (2010). “Comentarios rápidos sobre la evolución del mercado laboral en el área metropolitana de Cali 2001-2006”. El observador regional No 14.

Uribe, J. I., Viáfara, C. & Oviedo, Y. (2007). “Efectividad de los canales de búsqueda de empleo en Colombia en el año 2003”. *Lecturas de Economía*, Vol. 67, pp. 43-70.

Valletta R. & Kuang K. (2010). “Extended Unemployment and UI Benefits”. *FRBSF Economic Letter*, consultado el 22-09-15 de la página web <http://www.frbsf.org/economic-research/files/el2010-12.pdf>

Van Ours, J. & 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*, Vol. 24, No.2, pp. 351–378.

Viáfara, C. & Uribe, J. (2009). “Duración del desempleo y canales de búsqueda de empleo en Colombia”. *Revista de Economía Institucional*, Vol. 11, No. 21, pp. 139- 160.

Wichert, L. & Wilke, R. (2008). “Simple non-parametric estimators for unemployment duration analysis”. *Royal Statistical Society*, Vol. 57, Part 1, pp. 117-126.

Wooldridge, J. (2006). “Introducción a la econometría. Un enfoque moderno”. Ed. Thomson.

Anexos

Anexo 1. Pasos algebraicos entre las ecuaciones

- De (1) a (2)

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

Definiendo $\beta = \frac{1}{1+r}$

$$V(\bar{w})_{ocu} = \beta [\bar{w} + (1-\sigma)V_{ocu} + \sigma V_u]$$

Teniendo en cuenta que para el primer periodo el pago del salario $\bar{w}$ es seguro, en el sentido de que sí por lo menos el trabajador dura en dicho trabajo un periodo, al final del mismo recibirá su salario, por lo tanto para el periodo uno no hay necesidad de aplicar el factor de descuento, quedando la ecuación (1) de la siguiente forma:

$$\begin{aligned}
V(\bar{w})_{ocu} &= \bar{w} + \beta[(1 - \sigma)V_{ocu} + \sigma V_u] \\
V(\bar{w})_{ocu} &= \bar{w} + \beta[(1 - \sigma)V_{ocu}] + \beta\sigma V_u \\
V(\bar{w})_{ocu} - \beta[(1 - \sigma)V_{ocu}] &= \bar{w} + \beta\sigma V_u \\
V(\bar{w})_{ocu}[1 - \beta(1 - \sigma)] &= \bar{w} + \beta\sigma V_u \\
V(\bar{w})_{ocu} &= \frac{\bar{w} + \beta\sigma V_u}{1 - \beta(1 - \sigma)}
\end{aligned} \tag{2}$$

- Para pasar de (5) a (6)

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

$$(1 - \beta(1 - \sigma))V_u = w^* + \beta\sigma V_u$$

$$V_u - \beta V_u + \beta V_u \sigma - \beta\sigma V_u = w^*$$

$$V_u(1 - \beta) = w^*$$

$$V_u = \frac{w^*}{1 - \beta} \tag{6}$$

- Para pasar de (7) a (8)

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

Restando en ambos lados βV_u

$$V_u - \beta V_u = b + \beta \int_0^{w_{max}} \max\left\{\frac{w + \beta\sigma V_u}{1 - \beta(1 - \sigma)} - V_u, 0\right\} dG(w)$$

Reordenando términos

$$V_u(1 - \beta) = b + \beta \int_0^{w_{max}} \max\left\{\frac{w + \beta\sigma V_u - V_u + \beta V_u(1 - \sigma)}{1 - \beta(1 - \sigma)}, 0\right\} dG(w)$$

$$V_u(1 - \beta) = b + \beta \int_0^{w_{max}} \max\left\{\frac{w + \beta\sigma V_u - V_u + \beta V_u - \beta\sigma V_u}{1 - \beta(1 - \sigma)}, 0\right\} dG(w)$$

$$V_u(1 - \beta) = b + \beta \int_0^{w_{max}} \max\left\{\frac{w - (1 - \beta)V_u}{1 - \beta(1 - \sigma)}, 0\right\} dG(w)$$

Ahora usando la ecuación (6) $V_u = \frac{w^*}{1 - \beta}$ y reemplazando en ambos lados

$$\frac{w^*}{1 - \beta}(1 - \beta) = b + \beta \int_0^{w_{max}} \max\left\{\frac{w - (1 - \beta)\frac{w^*}{1 - \beta}}{1 - \beta(1 - \sigma)}, 0\right\} dG(w)$$

$$w^* = b + \frac{\beta}{1 - \beta(1 - \sigma)} \int_0^{w_{max}} \max\{w - w^*, 0\} dG(w)$$

$$w^* = b + \frac{\beta}{1 - \beta(1 - \sigma)} \left[\int_0^{w_{max}} 0 dG(w) + \int_{w^*}^{w_{max}} [w - w^*] dG(w) \right]$$

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

Anexo 2. Selección de modelos: falla acelerada o de riesgos proporcionales

Salida del test para determinar si es mejor un modelo de falla acelerada o de riesgos proporcionales:

Ho: tasa de riesgo no varía en el tiempo

Ha: tasa de riesgo varía en el tiempo

Test of proportional-hazards assumption

Time: Kaplan-Meier

	rho	chi2	df	Prob>chi2
educ	0.04094	39.74	1	0.0000
edad	-0.04492	46.15	1	0.0000
jefe	-0.02818	19.35	1	0.0000
hnocom	-0.00851	1.74	1	0.1877
mnocom	0.00422	0.41	1	0.5196
mcom	0.00778	1.45	1	0.2285
ingnowtotal	-0.00214	0.19	1	0.6664
comunitario	0.00887	2.01	1	0.1558
hogare	0.02210	11.70	1	0.0006
ninos	-0.00086	0.02	1	0.8949
enfermos	-0.00309	0.22	1	0.6359
otrasact	0.01577	6.23	1	0.0125
global test		259.08	12	0.0000

Considerando que la mayoría de parámetros a nivel individual no rechazan la hipótesis nula, no es clara la evidencia de que el mejor modelo sea el de falla acelerada. A pesar de que el test global rechaza Ho, a nivel individual no es clara la decisión. Así mismo el trabajo de Marcillo (2015) muestra que para la ciudad de Cali, el modelo adecuado es de riesgos proporcionales, porque no rechaza Ho. Por lo tanto finalmente se escogió estimar este modelo.

Anexo 3. Ecuación de selección

$$partnw_i = \beta_0 + \beta_1 Edu_i + \beta_2 Edad_i + \beta_3 Jefe_i + \beta_4 Hnocom_i + \beta_5 Mnocom_i + \beta_6 Mcom_i + \beta_7 Ingrnolab_i + \beta_8 lavadora_i + z_i$$

Probit regression	Number of obs	=	22966
	LR chi2(8)	=	3924.23
	Prob > chi2	=	0.0000
Log likelihood = -9779.04	Pseudo R2	=	0.1671

ptnw	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
educ	.0171414	.0027639	6.20	0.000	.0117243	.0225586
edad	-.009119	.0008609	-10.59	0.000	-.0108063	-.0074317
jefe	.4520464	.0264705	17.08	0.000	.4001651	.5039276
hnocom	.1885363	.0284656	6.62	0.000	.1327448	.2443277
mnocom	1.118633	.0303684	36.84	0.000	1.059112	1.178154
mcom	1.71589	.0393832	43.57	0.000	1.6387	1.79308
ingnowtotal	1.14e-08	5.44e-09	2.09	0.036	7.16e-10	2.20e-08
lavadora	-.1260493	.0228916	-5.51	0.000	-.1709161	-.0811826
_cons	.3021074	.0513799	5.88	0.000	.2014046	.4028102

Fuente: cálculos propios en Stata 13. GEIH 2012, 2013 y 2014 – DANE.