5. Duración del desempleo en Colombia: género, intensidad de búsqueda y anuncios de vacantes

Luis Eduardo Arango
Ana María Ríos*

El funcionamiento del mercado laboral de Colombia parece registrar dos hechos notorios que hasta ahora no cuentan con mayores explicaciones: la mayor tasa de desempleo femenino con respecto a la de los hombres y la heterogeneidad geográfica de los indicadores del mercado de trabajo como, por ejemplo, la disparidad en la tasa de desempleo por ciudades.

Según estadísticas recientes, la tasa de desempleo femenino se sitúa cerca de cuatro puntos porcentuales por encima de la de los hombres. Esta realidad, que se sostiene en casi todas las ciudades del dominio de trece áreas, podría ser evidencia de decisiones endógenas y óptimas de firmas y familias o síntoma de un mal funcionamiento del mercado de trabajo.

Para entender este hecho se han utilizado, entre otros, argumentos asociados con diferenciales de productividad entre hombres y mujeres, diferencias en capital humano en relación con la estructura económica de las ciudades y discriminación en contra de la mujer. Sin embargo, no parece existir literatura que registre el hecho de manera ordenada ni, mucho menos, que dé explicación al mismo, contrario a lo que sucede con los diferenciales de salarios por género, un fenómeno mucho más estudiado.

En otros países también se han presentado diferencias entre las tasas de desempleo masculina y femenina. Tales son los casos de España, Grecia, Italia y, en alguna medida, Francia, países en los cuales se registraban disparidades importantes a fines de los noventa, que según Azmat, Güell y Manning (2006) eran el resultado de diferencias en capital humano entre hombres y mujeres y de su interacción con instituciones del mercado laboral (salario mínimo, costos de despido, entre otros)[1].

* Los autores son, en su orden, investigador principal de la Unidad de Investigaciones Económicas del Banco de la República, y al momento de preparar este capítulo, estudiante de la Maestría en Economía de la Pontificia Universidad Javeriana. Las opiniones expresadas en este capítulo son responsabilidad exclusiva de los autores y no comprometen a las instituciones a las cuales están vinculados. Se agradecen las correcciones, sugerencias y comentarios del evaluador anónimo, así como los de Francesca Castellani, Daniel Espinosa, Luz Adriana Flórez, Edwin Goñi, Eduardo Lora, Juan Camilo Meneses, Ximena Peña, Andrés Ramírez, Jorge Andrés Ramón, Sandra Salamanca y los asistentes al Seminario "Desempleo estructural femenino y heterogeneidad regional" realizado en el Banco de la República-Medellín, en el ámbito del proyecto BID-BR del mismo nombre. También se agradece la excelente asistencia de Álvaro José Pinzón Giraldo y Sergio Rivera.

[1] En Estados Unidos la literatura reciente es escasa, pues la brecha se ha reducido.

Uno de los objetivos de este capítulo es contribuir a explicar las diferencias en las tasas de desempleo por sexo en Colombia. Para ello, aprovechamos la circunstancia de que la tasa de desempleo se puede descomponer en dos partes: incidencia y duración (Layard, Nickel y Jackman, 1991:218). La primera alude a la proporción de un grupo particular de población que comienza a ser desempleada y la segunda al período de tiempo que pasan las personas entre una ocupación y la siguiente, suponiendo que este lapso está dedicado a la búsqueda de un trabajo. En vista de la importancia que, según la evidencia, tiene la duración en la conformación de la tasa de desempleo (Layard *et al*., 1991; véase también Shimer, 2005), este capítulo se concentra en dicho componente. Dada la evidencia preliminar, según la cual las mujeres con pareja (casadas o en unión libre), denominadas en este estudio "mujeres comprometidas", experimentan episodios de desempleo de mayor duración, sometemos a prueba la hipótesis de que esta mayor duración se debe al ingreso laboral de sus parejas, una vez se controla por la presencia de niños en el hogar y otras características observables. Este determinante de la duración del desempleo podría estar motivando un menor esfuerzo de búsqueda de trabajo en las mujeres.

En otras palabras, el capítulo examina la hipótesis de que el ingreso de la pareja constituye un determinante de la duración del desempleo, especialmente en el caso de las mujeres. De acuerdo con las estadísticas, las mujeres que no son jefes de hogar son mucho más numerosas que los hombres no jefes de hogar, de allí que su tasa de desempleo es también mayor que la de estos.

Otro determinante de la duración del desempleo parece estar relacionado con las facilidades de acceso a la información sobre vacantes. En tal sentido, este capítulo también somete a prueba la hipótesis de que una menor duración del desempleo está asociada con una mayor tasa de vacantes, para lo cual se utilizarán los datos recientes sobre vacantes de siete ciudades producidos por Álvarez y Hosftetter (2013a y b) y Arango (2013a).

En muchas economías la heterogeneidad regional del mercado de trabajo (Thirlwall, 1966; Scarpetta, 1996; Elhorst, 2003) es más importante que la diferencia de la tasa de desempleo entre hombres y mujeres. Sin embargo, las explicaciones sobre las diferencias regionales en las tasas de desempleo (y en otros resultados laborales) son aún poco satisfactorias. En Colombia estas diferencias ya han sido abordadas desde un punto de vista descriptivo (Arango, 2013b; Cárdenas, Hernández y Torres, 2014). Esta investigación provee algunas explicaciones desde el punto de vista de la duración del desempleo y de las vacantes, las cuales contienen información no solo sobre el ciclo económico sino también sobre las facilidades de acceso a la información para conseguir una ocupación.

La evidencia internacional sugiere que el estado marital y la edad (Foley, 1997), así como el seguro de desempleo (véanse, entre otros, Lancaster, 1979; Solon, 1985; Lalive, Ours y Zweimûler, 2006) y la heterogeneidad geográfica, son determinantes de la duración del desempleo (Haynes, Higginson, Probert y Boreham, 2011). En Colombia la evidencia sugiere que: i) las personas casadas duran, en promedio, menos tiempo buscando empleo; ii) la duración de los episodios de desempleo femenino es, con alta probabilidad, mayor que la del masculino; iii) la mayor edad de las personas reduce la probabilidad de salir del desempleo y, por ende, aumenta la duración de este; iv) cuanto mayor sea la educación (escolaridad), mayor es el tiempo de búsqueda; v) cuanto mayores sean los ingresos no laborales, mayor es el salario de reserva y, por consiguiente, mayor la duración

del desempleo[2]. No obstante, hasta donde llega nuestro conocimiento, es la primera vez que en Colombia se realiza un estudio sobre la duración del desempleo que incorpore los anteriores elementos con interpretaciones amparadas explícitamente en la teoría.

El capítulo contiene seis secciones, aparte de esta introducción. En la primera se hace una revisión poco exhaustiva de la literatura; la segunda presenta una serie de hechos que permite plantear las hipótesis que se someten a prueba; la tercera sección describe el modelo de búsqueda desde el punto de vista del trabajador y su vínculo con el modelo de duración; la cuarta hace una breve presentación de los datos; en la quinta sección se exponen los resultados de los modelos estimados y en la última sección se ofrecen algunas conclusiones.

1. Antecedentes

Los determinantes de la duración del desempleo han sido analizados en diversos trabajos que hacen énfasis en distintos aspectos y exploran explicaciones alternativas. Por ejemplo, Foley (1997) analiza las diferencias geográficas mediante modelos de espera que incorporan heterogeneidad no observable con el fin de analizar el papel que desempeñan las características demográficas, los ingresos no laborales y las condiciones de la demanda local al explicar la duración del desempleo. Según Foley, el estado civil y la edad son determinantes de la duración del desempleo; en efecto, mujeres casadas e individuos de edades avanzadas experimentan períodos de desempleo más prolongados, pero ni el nivel educativo ni el número de hijos resultan importantes a la hora de explicar la duración del desempleo. El estudio concluye que las condiciones locales del mercado laboral ejercen un efecto significativo sobre la duración del desempleo; específicamente, las personas que viven en regiones de alto desempleo experimentan períodos de desempleo más prolongados.

Otros estudios han analizado los efectos del seguro de desempleo (véanse, entre otros, Lancaster, 1979; Meyer, 1990; Katz y Meyer, 1990; Hunt, 1995). Solon (1985) encontró que la duración media del desempleo aumentó entre media y una semana ante un aumento de diez puntos porcentuales en la tasa de reemplazo del seguro de desempleo, mientras que Lalive, Ours y Zweimûler (2006) muestran que sistemas de desempleo más generosos (en términos de beneficios y subsidios al desempleo[3]) afectan la duración de él[4].

Arntz y Wilke (2006) estudiaron los determinantes individuales, regionales e institucionales de la duración del desempleo en Alemania. Evaluaron no solo el impacto de

[2] Véanse por ejemplo, Núñez y Bernal (1998), Tenjo (1998), Tenjo y Ribero (1998), Castellar y Uribe (2003), Martínez (2003), Viáfara y Uribe (2008), Sánchez, Duque y Ruiz (2009), Tenjo, Misas, Contreras y Gaviria (2013).

[3] Medidos en la tasa de reemplazo de los beneficios y el tiempo máximo en que un desempleado recibe dichos beneficios.

[4] Es el caso de Austria (en 1989), donde mediante una política aplicada a cuatro grupos de desempleados se les cambiaba el sistema de beneficios del desempleo. A un primer grupo le aumentaban la tasa de reemplazo de los beneficios, al segundo grupo le aumentaban la duración de los beneficios, al tercer grupo le incrementaban las dos variables y, por último, al cuarto grupo le mantenían las condiciones iniciales. Al final concluyeron que tanto el aumento en la tasa de reemplazo como en la duración del beneficio generaba un aumento en los períodos de desempleo de los individuos.

la tasa de desempleo local o la relación entre vacantes y número de desempleados como indicadores del desempeño de la demanda local sobre la duración del desempleo, sino también los efectos sobre los resultados individuales del mercado laboral de variables institucionales como las políticas locales del mercado laboral y la organización de las actividades locales de asignación de empleo (véanse también Lindeboom *et al*., 1994; Petrongolo, 2001; Haurin y Sridhar, 2003). Sus resultados indican que las características individuales de las personas tienen mayor efecto sobre la duración del desempleo que las características regionales.

Haynes, Higginson, Probert y Boreham (2011) estiman la tasa de riesgo (de salir del desempleo) mediante un modelo de estructura jerárquica en tres niveles en el que los episodios de desempleo se 'anidan' entre individuos y, al mismo tiempo, los individuos se 'anidan' entre las regiones, lo cual permite explorar la heterogeneidad no observada entre individuos, así como entre regiones, de Australia. Estos autores encuentran que los factores asociados con el tiempo que un individuo permanece desempleado difieren entre hombres y mujeres. Específicamente, la edad y el estado civil son variables significativas que reducen la duración del desempleo para los hombres, mientras que la presencia de hijos menores de 5 años aumenta la duración del desempleo para las mujeres.

Las razones para el despido también han sido exploradas como determinantes de la duración del desempleo. Okatenko (2010) diferencia entre razones personales y económicas para el despido y encuentra que la duración es significativamente menor después de un despido por razones económicas, especialmente para los trabajadores no supervisados con un nivel de educación máximo de bachillerato. El autor interpreta estos hallazgos como evidencia de que el tipo de despido es utilizado como señal de la productividad del trabajador[5]. Otros estudios han encontrado relación entre la personalidad de los individuos y la duración del desempleo. Uysal y Pohlmeier (2010) centran su investigación en el papel que desempeñan los rasgos de la personalidad de un individuo en la duración de los períodos de desempleo que enfrenta, específicamente mediante la intensidad en la búsqueda de empleo y la probabilidad de recibir y aceptar ofertas laborales. En este sentido, las personas con personalidad extrovertida y diligente tienen mayor probabilidad de encontrar empleo que las introvertidas.

En Colombia se han efectuado estimaciones paramétricas (que varían en la forma funcional utilizada para la distribución de la duración del desempleo), y no paramétricas (que sirven como método de contraste o validación de los resultados paramétricos) de la duración del desempleo. El Cuadro 5.l reseña algunos de los estudios más relevantes.

Los resultados de las investigaciones son en general similares e indican que entre los determinantes de la duración del desempleo para Colombia figuran: estado civil (las personas casadas duran, en promedio, menos tiempo buscando empleo), género (la duración de las mujeres es mayor que la de los hombres), edad (a mayor edad, menor probabilidad de salir del desempleo y, por ende, mayor duración), educación (a mayor escolaridad, mayor tiempo de búsqueda) e ingresos no laborales (entre mayores son los ingresos no laborales, mayor es el salario de reserva y, por consiguiente, mayor la duración del desempleo). En

[5] Para reducir la potencial endogeneidad utiliza un modelo conjunto sobre el tipo de despido y la duración del desempleo.

Cuadro 5.1
Estudios de duración en Colombia

Año	Autores	Periodo analizado	Método de estimación	Especificación econométrica[a/]	Variables incluidas
1997	Bernal y Núñez	Junio de 1988, 1992 y 1996	No paramétrica	Kaplan - Meier para la función de supervivencia y transformación Box-Cox para la función de riesgo	Edad, educación, estado civil, número de dependientes, rama de actividad económica, ciudad, posición ocupacional e ingreso no laboral.
1998	Tenjo y Ribero	Junio de 1988, 1994 y 1998	Paramétrica	Función Weibull	Edad, educación, experiencia laboral previa, estado civil, ingresos del resto de la familia, ingresos no laborales y tipo de contrato.
1998	Tenjo	Junio de 1996	Paramétrica	Función Weibull	Edad, educación, experiencia, estado civil, género, ingresos familiares y primer empleo.
2003	Martínez	Junio de 1986, 1992, 1996 y 2002	Paramétrica	Función Gompertz para hombres y Weibull para mujeres.	Edad, educación, estado civil, número de hijos dependientes, sector económico, posición ocupacional, ciudad, ingresos no laborales, tasa de desempleo de la ciudad, tasa de informalidad.
2003	Castellar y Uribe	Segundo trimestre de 1988, 1992, 1994, 1996 y 1998	Paramétrica	Función Weibull	Educación, experiencia, jefe de hogar, género, ingreso no laboral y dispersión salarial del sector donde busca trabajo.
2007	Oviedo	Segundo trimestre de 2003	Paramétrica y no paramétrica	Función Weibull y estimador de Kaplan – Meier.	Educación, educación al cuadrado, experiencia, jefe de hogar, género, ingreso no laboral, dispersión salarial según el trabajo buscado y canal de búsqueda.
2009	Viáfara y Uribe	Segundo trimestre de 2006	Paramétrica y no paramétrica	Función Weibull para tasa de riesgo y estimador de Kaplan - Meier para tasa de supervivencia	Educación, experiencia, jefe de hogar, género, escolaridad, canal de búsqueda.
2011	Mora	Primer semestre de 2011	No paramétrica	Kaplan-Meier	Edad, educación, jefe de hogar, género, aspirantes.
2013	Tenjo, Misas, Contreras y Gaviria	Tercer trimestre de 2010	Paramétrica y no paramétrica (corrigiendo el problema de censura)	Función Weibull o log normal y estimador de Kaplan – Meier	Edad, educación, jefe de hogar, menores a cargo, mayores a cargo, ingreso familiar, estado civil.

a/ Algunas de estas especificaciones se aplican más adelante, en la sección 5.
Fuente: elaboración de los autores.

cuanto a los medios de búsqueda, el efecto es positivo en las personas que utilizan canales informales no regulados (personas que utilizan redes sociales para encontrar empleo tienen mayor probabilidad de seguir desempleadas). Finalmente, los mayores costos laborales aumentan la duración del desempleo.

La presente investigación contribuye con la literatura relacionada al estimar la duración del desempleo urbano (trece principales ciudades) y sus determinantes, y someter a prueba las hipótesis ya planteadas, que se motivan con mayor amplitud a continuación.

2. Hechos e hipótesis

De acuerdo con los capítulos 2 y 3 de este volumen, la tasa de desempleo de las mujeres es persistentemente más alta que la de los hombres. La diferencia promedio es superior en cuatro puntos porcentuales, lo cual es un fenómeno generalizado a nivel urbano, aunque en Cúcuta, Pereira y Cartagena las diferencias son mayores y persistentes[6].

Antes de presentar indicadores de duración de los episodios de desempleo es importante señalar la forma como ha sido construida esta variable, dada su característica de 'censura' (es decir, de episodio incompleto) en el caso de los desempleados, para los cuales se utilizó la pregunta de la gran encuesta integrada de hogares (GEIH): "¿Durante cuántas semanas ha estado o estuvo buscando trabajo?". En el caso de los ocupados se utilizó la pregunta de la misma encuesta: "¿Cuántos meses estuvo sin empleo o trabajo entre el trabajo actual y el anterior?". Sin embargo, por virtud del método de estimación paramétrico utilizado más adelante, esta última variable se utilizó únicamente para personas que tuvieran menos de tres meses en el trabajo actual, en el entendido de que la duración reciente de los episodios de desempleo recogería la información sobre las condiciones actuales del mercado de trabajo (véase Tenjo, Misas, Contreras y Gaviria, 2013).

El *kernel* correspondiente al Gráfico 5.1 muestra que las duraciones media y mediana de los episodios de desempleo de hombres y mujeres son diferentes. Mientras que los episodios medianos de desempleo son de 2,77 meses para los hombres, para las mujeres son de 3,0 meses. De igual forma, mientras que la duración media del desempleo para las mujeres es de 7,33 meses, en los hombres es de 5,42. Esto sugiere que la duración del desempleo femenino es mayor que la de los hombres durante el período analizado. Un indicador complementario de estas diferencias se puede obtener utilizando un estimador como el de Kaplan-Meier.

Estimador de Kaplan-Meier[7]

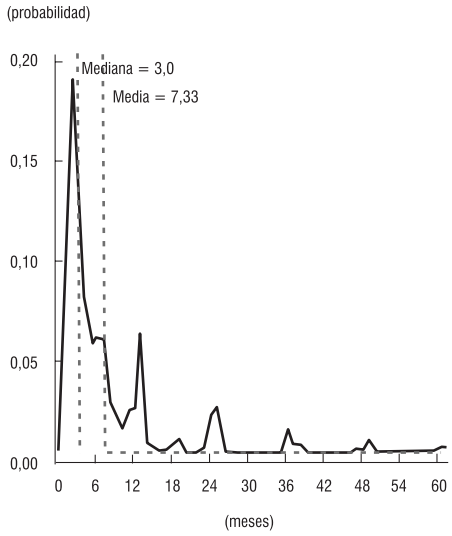
En ocasiones es difícil determinar la distribución que sigue alguna variable aleatoria de interés, como por ejemplo, la duración del desempleo, T_u, por lo que se emplean las estadísticas no paramétricas o métodos de distribución libre.

[6] También pueden verse estadísticas detalladas de estos patrones en la versión del documento de trabajo de este capítulo. Véase Arango y Ríos (2015).

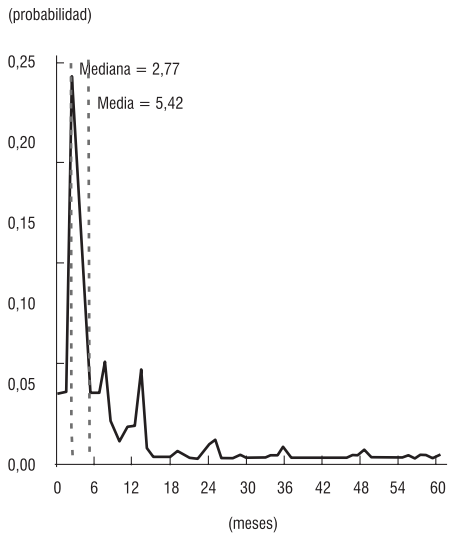
[7] Véase Cameron y Trivedi (2005, capítulo 17).

Gráfico 5.1
Distribución (Kernel) de la duración del desempleo, 2007-2012

A. Mujeres



B. Hombres



Fuente: DANE-GEIH; cálculos propios.

Los desempleados están en riesgo de cambiar de estado (riesgo de fallo) si aún no han conseguido un empleo o no han pasado a la inactividad. En este caso se dice que sus episodios de desempleo están censurados[8]. La probabilidad de que un individuo seleccionado al azar tenga un período de desempleo T_u menor que un tiempo específico t se define como $F(t) = Pr\ (T_u < t)$. Por consiguiente, la función de supervivencia determina la probabilidad de observar una duración del desempleo mayor a dicho tiempo específico t, es decir: $S(t) = Pr\ (T_u > t) = 1 - F(t)$.

El estimador no paramétrico Kaplan-Meier de la función de supervivencia, o estimador de producto límite, permite establecer qué tan larga es la duración del desempleo. Para ello definimos d_i como el número de personas que pasaron del desempleo al empleo o la inactividad (fallos) en el momento $t(i)$ y n_i el número de desempleados censurados por la derecha, es decir, cuyo episodio de desempleo terminará en un período posterior, $j > i$. Por lo tanto, la muestra está conformada por n_i duplas (c_i^e, t_i) tomadas de forma aleatoria de la distribución asociada a la variable aleatoria T_u y de una variable aleatoria de censura C^e. Así, n_i corresponde al número de desempleados que permanecen en ese estado y que están 'en riesgo' de sobrevivir en el estado de desempleo en el momento i. De esta

[8] Están en riesgo de cambiar de estado: del desempleo al empleo o la inactividad. Por lo tanto, no se conoce la duración completa de los episodios de desempleo y, en ese sentido, se denominan censurados.

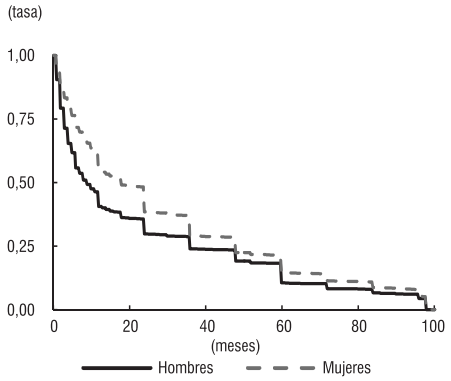
manera, sobre los tiempos de duración se construye la siguiente estadística de orden $t(1) < t(2) < \ldots < t(N)$:

$$\hat{S}(t) = \prod_{t(i) \leq t} \frac{n_i - d_i}{n_i}$$

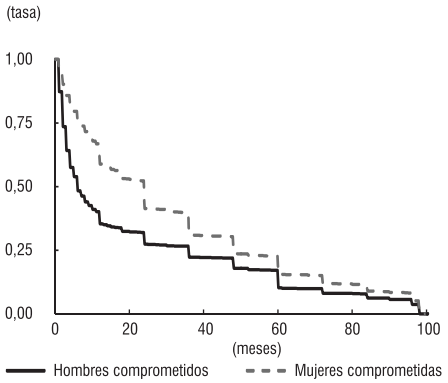
En el caso en que $t < t(1)$ se define $\hat{S}(t) = 1$. El Gráfico 5.2 muestra la estimación por género de la probabilidad de sobrevivir en la condición de desempleado. Se observa, en el panel A, que esta decrece más rápido para los hombres que para las mujeres. La

Gráfico 5.2
Estimador Kaplan-Meier de la tasa de supervivencia, 2007-2012

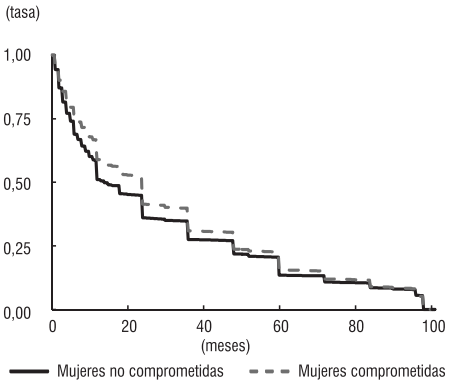
A. Mujeres y hombres



B.Mujeres y hombres comprometidos



C. Mujeres comprometidas y no comprometidas



Fuente: DANE-GEIH; cálculos de los autores.

estimación no paramétrica de Kaplan-Meier sugiere, por ejemplo, que existe una probabilidad de 54,1% de que una mujer esté desempleada después de un año de desempleo, mientras que para los hombres dicha probabilidad es de 40,1%. Los paneles B y C, que comparan las tasas de supervivencia de las mujeres con pareja o comprometidas con las de los hombres comprometidos y las mujeres no comprometidas, respectivamente, evidencian que las primeras tienen mayor probabilidad de permanecer desempleadas en todos los horizontes de tiempo.

El Cuadro 5.2 muestra diferencias en el indicador de supervivencia por género y ciudad en diferentes horizontes de tiempo después de comenzar a experimentar el desempleo. En casi todos los horizontes las mujeres tienen mayores tasas de supervivencia, pero la diferencia se acentúa entre trece y veinticinco meses. Por ejemplo, trece meses después de vivir el episodio de desempleo, las diferencias en las tasas de supervivencia superan los quince puntos porcentuales (pp) en los casos de Cali, Cúcuta, Manizales, Montería y Pereira. En el horizonte de veinticinco meses se encuentran diferencias de más de doce puntos porcentuales en Barranquilla, Cartagena, Cúcuta, Manizales y Medellín. En Cartagena y Manizales después de cinco años (61 meses) las diferencias siguen siendo de 10,7 y 7,6 pp. Así las cosas, según esta evidencia inicial, la duración del desempleo es mayor para las mujeres, sobre todo en algunas ciudades.

Arango, García y Posada (2013) presentan evidencia de que la tasa de desempleo estructural de las mujeres, en el dominio de siete ciudades, es superior a la de los hombres

Cuadro 5.2
Diferencial de la tasa de supervivencia en el desempleo de mujeres y hombres
2007:10-2012:12
(puntos porcentuales)

Ciudad o área metropolitana	Meses			
	1	13	25	61
13 Áreas	4,4	14,0	8,7	4,0
Barranquilla	3,4	14,2	12,4	0,9
Bogotá	3,9	10,8	4,1	1,9
Bucaramanga	4,0	8,0	5,6	4,5
Cali	7,0	15,1	9,5	2,3
Cartagena	1,8	13,6	12,6	10,7
Cúcuta	6,7	18,2	12,2	5,3
Ibagué	3,9	11,9	6,4	5,4
Manizales	4,3	16,6	12,5	7,6
Medellín	3,3	14,9	12,1	6,1
Montería	7,2	16,5	9,1	5,6
Pasto	2,6	8,6	2,9	-2,8
Pereira	3,6	17,5	10,3	4,1
Villavicencio	4,6	11,3	2,0	5,9

Nota: los cálculos corresponden a la diferencia de las tasas de supervivencia de hombres y mujeres estimadas utilizando el estadístico de Kaplan-Meier.
Fuente: DANE-GEIH; cálculo de los autores.

(Cuadro 5.3)[9]. La mayor diferencia en las tasas de desempleo de hombres y mujeres corresponde a las personas comprometidas (con pareja): la tasa de desempleo de las mujeres comprometidas es mucho mayor que la de los hombres en la misma situación. La tasa de desempleo de las mujeres comprometidas está influenciada por la de las mujeres que no son jefes de hogar. Las tasas de supervivencia como desempleadas, estimadas con el indicador Kaplan-Meier, trece meses después de iniciado el episodio son mayores para las mujeres comprometidas que para las no comprometidas, tanto jefes como no jefes, y mayores que las de los hombres. Lo contrario sucede con las tasas de supervivencia de los hombres: son mayores para los no comprometidos que para los comprometidos.

Cuadro 5.3
Tasa de desempleo estructural y supervivencia en el desempleo

Grupo	Tasa de desempleo estructural promedio		Supervivencia: probabilidad de permanecer como desempleado trece meses después	
	(1984:1-2013:3)		(2007:10-2012:12)	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
Comprometidos				
Total	4,7	12,4		
Jefes	4,1	7,7	35,5	56,1
No Jefes	9,0	12,6	33,7	58,7
No comprometidos				
Total	14,6	14,3		
Jefes	5,2	7,0	39,6	48,6
No Jefes	16,6	17,6	43,9	51,1

Fuente: las estimaciones de la tasa de desempleo estructural corresponden a actualizaciones basadas en Arango et al. (2013); DANE-GEIH; cálculos de los autores.

Es probable que la duración del desempleo de las mujeres comprometidas se vea afectada por la presencia de niños en el hogar, por el número de horas que están dispuestas a trabajar o por otros aspectos como la escolaridad, la edad, etc. Sin embargo, una primera hipótesis basada en los hechos anteriores es la de que las mujeres comprometidas podrían estar realizando un menor esfuerzo de búsqueda y, en consecuencia, la duración de su desempleo sería mayor, así como su tasa de desempleo[10]. Si bien este capítulo no cuenta con ninguna variable que mida directamente el esfuerzo de búsqueda de las personas, el modelo teórico planteado más adelante permite dar esa interpretación.

[9] Con excepción del total de las mujeres no comprometidas. Los datos que aparecen allí para la tasa de desempleo estructural corresponden a actualizaciones basadas en Arango *et al*. (2013).
[10] Debe tenerse en cuenta que las mujeres comprometidas que no son jefes de hogar son mucho más numerosas que los hombres no jefes de hogar, de allí que su tasa de desempleo se vea más afectada. Además, las mujeres para quienes los ingresos de la pareja son altos (o mayores que cero) son muchas más que los hombres con ingresos de la pareja altos (o mayores que cero).

En tal sentido, se examina la hipótesis de que el ingreso de la pareja constituye un determinante de la duración del desempleo de trabajadores secundarios del hogar (hombres y mujeres), pero se espera un mayor coeficiente en las mujeres. Para cada nivel de ingreso de la pareja las mujeres realizarían un menor esfuerzo de búsqueda.

Para quienes no están comprometidos, jefes[11] y no jefes, la probabilidad de permanecer desempleados después de un año no es baja. No obstante, la diferencia en sus tasas de desempleo es menor que las que se presentan entre hombres y mujeres comprometidas.

La tasa de supervivencia es mayor en el caso de los hombres no comprometidos que en el de los comprometidos, contrario a lo que sucede con las mujeres. Para estas últimas, la mayor probabilidad de supervivencia como desempleadas trece meses después de haber comenzado el episodio de desempleo se encuentra en el caso de las comprometidas. Esto reforzaría la primera hipótesis.

En contraposición a la hipótesis anterior, podría plantearse que el ingreso de las parejas de las mujeres casadas o en unión libre constituye realmente un seguro de desempleo que les permite dedicarse a una búsqueda más cuidadosa de su próximo empleo, lo cual explica una mayor duración del desempleo, pero hay dos evidencias indirectas que no favorecen esta interpretación.

En primer lugar, de acuerdo con los resultados de Arango, Escobar y Monsalve (2013), las mujeres son tan subempleadas por ingresos como los hombres. Es decir, al menos en esta dimensión, no utilizan el mayor tiempo que duran desempleadas para buscar un empleo cuya remuneración les satisfaga y, en tal sentido, no ser catalogadas como subempleadas por ingresos[12]. En consecuencia, la mayor duración podría deberse, eventualmente, a un menor esfuerzo y no a la búsqueda de un mejor trabajo, utilizando el ingreso de su pareja como "seguro de desempleo".

En segundo lugar, Goñi (2013:133) presenta evidencia según la cual las mujeres desempleadas pasan con mayor probabilidad del desempleo a la inactividad, mientras que los hombres lo hacen del desempleo al empleo formal o cuenta propia[13, 14]. Una posible interpretación de este resultado es que el menor esfuerzo de búsqueda lleva a las mujeres a ubicarse en la inactividad con mayor probabilidad. Las mujeres superan a los hombres en su transición del desempleo a una ocupación en el sector informal.

Otra de las explicaciones que suele darse a la duración del desempleo está asociada con las facilidades de acceso a la información sobre vacantes en el mercado. Este es el

[11] Como es el caso de un hijo que vive en el hogar con sus padres y aparece como jefe de este.

[12] Véanse, por un lado, el Cuadro 2 de Arango, Escobar y Monsalve (2013), en el que se estima que la probabilidad de ser subempleado por ingresos aumenta en el caso de las mujeres y, por otro, la nota al pie 30 en la que se señala que la interacción "mujer-subempleo por ingresos" no es significativa una vez se considera la interacción "educación-subempleo por ingresos". Si bien esta evidencia indirecta no se refiere a mujeres comprometidas, en sentido estricto, sí lo hace al grueso de las mujeres, las cuales tienen una mayor tasa de desempleo que los hombres.

[13] De hecho, esto pasa en los cinco países del área andina analizados por Goñi (2013), no solo en Colombia.

[14] Alternativamente, la primera hipótesis de este documento consiste en que las mujeres están haciendo un menor esfuerzo de búsqueda apoyadas por un seguro de desempleo (el sueldo del esposo) muy posible de no estar diseñado de manera óptima (en tiempo de vigencia, tasa de reemplazo, reducción en la medida en que pasa el tiempo, etc.). Es improbable que, bajo esta interpretación, el sueldo del esposo dé todos los incentivos a las mujeres para hacer una búsqueda activa y se realice un 'esfuerzo óptimo' por parte de ellas. Si esto fuera cierto, no pasarían con mayor probabilidad del desempleo a la inactividad.

primer estudio sobre duración del desempleo en Colombia que utiliza dicha información reciente producida por Álvarez y Hofstetter (2013a y b) y Arango (2013b). La estimación del modelo paramétrico de los determinantes de la duración incluirá información sobre vacantes para siete ciudades. Esto nos permitirá examinar la hipótesis de que las mayores facilidades de acceso a la información reducen la duración del desempleo y verificar la existencia de heterogeneidad regional en el desempeño del mercado laboral.

3. Datos

La información utilizada para el análisis y la estimación proviene de la GEIH, corresponde al período comprendido entre octubre de 2007 y diciembre de 2012, y contiene tanto características individuales como del mercado laboral.

De acuerdo con el Cuadro 5.4, la mayor proporción de la población en edad de trabajar (PET) es femenina y con una escolaridad igual a la masculina. Es importante destacar, dadas las hipótesis a evaluar en relación con el esfuerzo que hacen las personas para buscar empleo, que la proporción de hombres jefes de hogar (entre los hombres) llega a 47,7% frente a 23,7% de las mujeres. Por otro lado, la proporción de jefes hombres (entre los jefes) es de 62,6%, en tanto que la de las mujeres es 37,4%.

Cuadro 5.4
Algunas características de la muestra
GEIH: 2007:10 - 2012:12

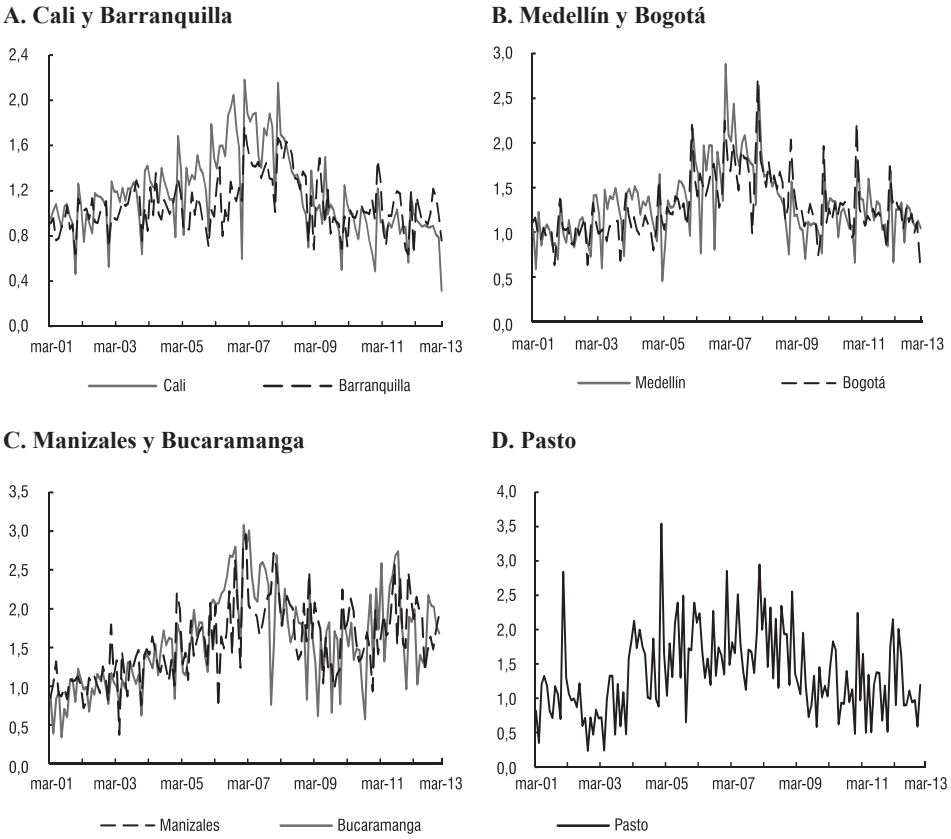
Variable	PET	PEA
Proporción de mujeres	54,50%	47,80%
Escolaridad promedio (años)	9,06	9,88
Hombres	9,12	9,63
Mujeres	9,02	10,15
Edad promedio (años)	37,66	37,54
Hombres	36,69	37,96
Mujeres	38,47	37,07
Proporción de hombres jefes	47,70%	56,30%
Proporción de mujeres jefas	23,70%	27,40%
Proporción de jefes hombres	62,60%	69,20%
Proporción de jefas mujeres	37,40%	30,80%
Número de niños menores de 6 años por hogar	0,390	

Fuente: DANE-GEIH; cálculos de los autores.

Al tomar en cuenta la población económicamente activa (PEA), que es la relevante para el estudio, se destaca por un lado la proporción de jefes que son hombres: 69,2% (cerca de siete puntos porcentuales por encima del indicador para la PET) y, por otro, la mayor escolaridad de las mujeres que pertenecen a la PEA.

En Colombia no es habitual contar con información sobre vacantes. Este capítulo utiliza los datos sobre vacantes generados por Álvarez y Hofstetter (2013a y b) y Arango (2013a) a fin de documentar la hipótesis de que la duración del desempleo está determinada por la información sobre vacantes. El Gráfico 5.3 presenta la evolución de las tasas de vacantes[15] en frecuencia mensual, obtenida del respectivo periódico local de mayor circulación y tradición en cada una de las siete áreas de las que se tienen las estadísticas más completas de desempleo. En un modelo de duración parametrizado la hipótesis de que la mayor tasa de vacantes explica una menor duración del desempleo por ciudad se

Gráfico 5.3
Tasa de vacantes en siete ciudades, 2001-2012
(porcentaje)



Fuentes: Álvarez y Hofstetter (2013a y b) y Arango (2013); cálculos de los autores.

[15] Una primera aproximación a la tasa de vacantes con la serie de Arango (2013) fue realizada por Álvarez y Hofstetter (2013b). En este trabajo se utiliza el mismo enfoque con una ligera variante (ver el Anexo I de Arango y Ríos, 2015).

verificará al observar el coeficiente asociado con dicha variable; se espera que el coeficiente señale una reducción en la duración del desempleo.

4. Esfuerzo de búsqueda, tasa de vacantes y duración del desempleo[16]

La duración del desempleo de un individuo se explica, en parte, por las condiciones económicas del mercado de trabajo en el momento en el cual se está buscando empleo y, en parte, por los criterios de búsqueda utilizados. Dichos criterios incorporan, entre otros, el salario de reserva, es decir, la mínima remuneración que el individuo está dispuesto a aceptar para abandonar el desempleo. Dicho salario de reserva depende, entre otros, de los ingresos no laborales que recibe el desempleado y de la tasa a la cual se reciben ofertas laborales.

El modelo básico supone un contexto de búsqueda dinámico pero estacionario, en el que un individuo dedica todo su esfuerzo a buscar trabajo sin conocer exactamente el salario asociado con cada oferta. Por lo tanto, se conoce únicamente la distribución acumulada de los posibles salarios [H (.)], la cual es constante en cada momento. En este sentido, los salarios ofrecidos son representaciones independientes de esta función de distribución.

Se considera que los agentes son neutrales al riesgo y que la utilidad instantánea del trabajador, neta de la desutilidad que genera el trabajo, es igual a w; es decir, para un intervalo de tiempo de longitud dt, el agente alcanza un nivel de satisfacción instantáneo igual a wdt; se considera, además, que la probabilidad de perder el empleo en cada intervalo es λdt, donde $\lambda > 0$ es un parámetro exógeno y constante.

Si la tasa de interés real instantánea r es constante y exógena, el valor descontado de un peso en el momento t que estará disponible en el momento $t + dt$ es igual a $1/1 + rdt$[17].

Así las cosas, la utilidad esperada descontada de un empleado que recibe un salario w, satisface la siguiente relación:

$$W = \frac{1}{1 + rdt} [\, wdt + (\, 1 - \lambda dt)\, W + \lambda dtU\,], \qquad (1)$$

la cual indica que la utilidad esperada y descontada, derivada de ser contratado, es igual a la suma descontada del flujo de ingresos wdt durante el intervalo de tiempo dt y el ingreso futuro esperado descontado. Con probabilidad $(1 - \lambda dt)$ este ingreso futuro coincide con la utilidad esperada W asociada con seguir empleado, y con probabilidad λdt se ajusta a U, que corresponde a la utilidad esperada descontada de una persona desempleada. La ecuación (1) se puede reexpresar como:

[16] Esta presentación, al igual que la de los modelos empíricos, está basada en el capítulo 4 de Cahuc y Zylberberg (2004). Se incorpora acá para hacer el capítulo autocontenido.

[17] Este término representa el factor de descuento para cada intervalo de tiempo dt.

$$rW = w + \lambda(U - W) \tag{2}$$

De esta forma, en cada momento el flujo esperado de ingresos descontado de un trabajo, rW, es igual al salario w más el ingreso promedio[18] $\lambda(U - W)$ derivado de un posible cambio en el estatus de empleado. De igual forma, la ecuación (2) permite expresar la utilidad esperada descontada de un empleado que recibe un salario w, como:

$$W(w) - U = \frac{w - rU}{r + \lambda} \tag{3}$$

Así, la diferencia entre las utilidades esperadas de estar empleado y estar desempleado depende positivamente del salario aceptado y negativamente de la utilidad esperada descontada de estar desempleado.

En el caso de que el agente buscador de empleo reciba una sola oferta laboral por período, la estrategia de búsqueda óptima es: i) si la persona no recibe ninguna oferta en el período t, seguirá buscando; y, ii) si la persona recibe una oferta laboral que paga un salario w, aceptará dicha oferta si $W(w) > U$. De lo contrario, seguirá buscando.

Al tener en cuenta la ecuación (3), la etapa ii) de la estrategia óptima equivale a la adopción de una regla de suspensión de la búsqueda que establece aceptar el salario w, si y solo si, es mayor que un umbral x definido por:

$$w \geq rU \Rightarrow x = rU \tag{4}$$

Esta expresión representa el salario de reserva. En la medida en que se especifique con mayor precisión la utilidad esperada descontada de la persona que busca trabajo U, sabremos qué determina el salario de reserva de dicho agente.

Con tal propósito, se define la tasa a la que llegan las ofertas laborales, θ, como la tasa que identifica las dificultades enfrentadas al buscar empleo[19], así como las características personales y el nivel de esfuerzo que hace la persona en dicha búsqueda. En el modelo básico se considera que θ es una constante exógena. La búsqueda de trabajo supone la existencia tanto de costos financieros y de oportunidad, $c^b > 0$, como de beneficios, $b > 0$, tales como el seguro de desempleo, producción doméstica, ocio, etc. De esta forma, las ganancias netas de buscar empleo en cada momento del tiempo estarán dadas por: $z = b - c^b$. En este contexto, la utilidad descontada W_θ esperada al recibir una oferta laboral es igual a:

$$W_\theta = \int_0^x U\, dH(w) + \int_x^\infty W(w)\, dH(w)$$

Durante un período dt, un individuo que busca empleo gana zdt y tiene una probabilidad θdt de recibir una oferta laboral, pero también es posible que no la reciba. Así, en estado estacionario, su utilidad esperada es:

[18] El ingreso promedio es la pérdida que enfrenta el trabajador en el momento en el cual pierde su empleo.
[19] La cual refleja, además, las condiciones del mercado laboral.

$$U = \frac{1}{1 + rdt} \; [\, zdt + \theta dt W_{\theta} + (\, 1 - \theta dt)\, U\,]$$

Al multiplicar ambos lados de la anterior ecuación por 1 + *rdt* y reordenar los términos, se obtiene la utilidad esperada descontada de un individuo que busca empleo:

$$rU = z + \theta \int_{x}^{\infty} [W(w) - U]\, dH(w) \qquad (5)$$

Al combinar esta expresión con las ecuaciones (3) y (4) se puede llegar al salario de reserva óptimo *x*, ya que proviene de un proceso de maximización de la utilidad de quien busca trabajo, como función de los parámetros del modelo. Este salario, que además es único, se expresa como:

$$x = z + \frac{\theta}{r + \lambda} \int_{x}^{\infty} (w - x)\, dH(w) \qquad (6)$$

Del salario de reserva también se pueden obtener la tasa de riesgo (o la tasa de salida del desempleo) y la duración promedio del desempleo. Para ello se debe tener presente que una persona desempleada se vuelve empleada cuando recibe una oferta laboral, lo cual ocurre con probabilidad θ, y dicha oferta es al menos igual a su salario de reserva, lo cual ocurre con probabilidad $[1 - H(x)]$. En consecuencia, la tasa de salida del desempleo (o tasa de riesgo) está dada por: $\theta[1 - H(x)]$ y la duración promedio del desempleo, denotada T_u, será:

$$T_u = \frac{1}{\theta\,[1 - H(x)]} \qquad (7)$$

Esta ecuación significa que la duración promedio del desempleo es una función creciente del salario de reserva, es decir, cuando el salario de reserva de una persona que está buscando trabajo aumenta, la duración promedio de la búsqueda se prolongará.

En general, si el salario de reserva se escribe de forma implícita como:

$$\Gamma(x, z, r, \theta, \lambda) \equiv x - z - \frac{\theta}{r + \lambda} \int_{x}^{\infty} (w - x)\, dH(w) \qquad (8)$$

Entonces: $\Gamma_x > 0$, $\Gamma_z < 0$, $\Gamma_r > 0$, $\Gamma_\theta < 0$, $\Gamma_\lambda > 0$. Por lo tanto, $\partial x/\partial z > 0$, $\partial x/\partial\theta > 0$, $\partial x/\partial r < 0$, $\partial x/\partial\lambda < 0$.

De este perfil del modelo básico podemos obtener predicciones claras como:

$\partial T_u / \partial z > 0$, $\partial T_u / \partial r < 0$ y $\partial T_u/\partial\lambda < 0$.

Sin embargo, el efecto de θ en la duración es ambiguo. Un aumento de este parámetro reducirá la duración, aunque al tener un efecto positivo sobre el salario de reserva la aumentará. Todo depende del efecto que tenga θ en el salario de reserva, que, de acuerdo

con la evidencia empírica, parece ser bajo[20] en comparación con el efecto que tiene θ directamente en la duración. Dicha ambigüedad sustenta las diferencias en duración entre hombres y mujeres asociadas al esfuerzo.

En la argumentación que antecede, supusimos que θ es un parámetro constante. Sin embargo, la asociación que estamos haciendo en este capítulo entre la tasa a la cual llegan las ofertas laborales, el esfuerzo y el salario de la pareja, modificarían marginalmente la presentación anterior, sin impacto en las predicciones cualitativas del modelo: dado el ingreso de la pareja, las mujeres hacen un menor esfuerzo que los hombres y, por lo tanto, tendrán un menor θ y mayor duración de los episodios de desempleo.

4.1 Estimación de los modelos paramétricos de duración

Sea T_u la variable aleatoria que representa la duración del desempleo, la cual mide el tiempo que una persona ha estado buscando trabajo. En este sentido, $f(t)$ será la función de probabilidad de dicha variable y, del mismo modo, $F(t) = Pr\,[T_u < t]$ la función de distribución acumulada de la misma, la cual representa la probabilidad de que el período de desempleo de una persona sea menor que t semanas. A partir de la función de distribución acumulada de la variable T_u se puede derivar la probabilidad instantánea condicional de que una persona salga del desempleo cuando ha estado desempleada por al menos t semanas. Esta probabilidad fue definida antes como tasa de riesgo y, basándonos en el modelo teórico presentado en la sección anterior, corresponde a la función $\theta[1 - H(x)]$.

Sea $\varphi(t)$ la función de riesgo; al saberse que el individuo ha estado desempleado al menos t semanas, la probabilidad condicional $\varphi(t)dt$ de que la duración del desempleo se encuentre dentro del intervalo $(t, t + dt)$ está definida como:

$$\varphi\,(t)\,dt = Pr\,[t \leq T_u < t + dt | T_u \geq t]$$

Al aplicar la definición de probabilidad condicional se obtiene:

$$\varphi\,(t)\,dt = \frac{Pr\,[t \leq T_u < t + dt]}{Pr\,[T_u \geq t\,]} = \frac{f(t)\,dt}{1 - F(t)}$$

Así, la función de riesgo se caracteriza por la igualdad:

$$\varphi\,(t) = \frac{f(t)}{\overline{F}\,(t)} = -\,\partial\left[ln\overline{F}\;(t)\right] / \partial t \quad \text{con } \overline{F}\,(t) = 1 - F\,(t)$$

Al denominador de la función anterior se le conoce como función de supervivencia $\overline{F}\,(t)$ y representa la probabilidad de que un período de desempleo dure por lo menos t semanas. La integral de la función de riesgo está definida como $\Phi\,(t) = \int_0^t \varphi\,(\zeta)\;d\zeta$. De manera equivalente, al integrar la función de riesgo tenemos:

[20] La evidencia empírica sugiere que la tasa de aceptación de las ofertas es alta (Van den Berg, 1990).

$\Phi(t) = - ln\overline{F}$

De esta forma, la función de riesgo integrada es igual al negativo del logaritmo de la función de supervivencia.

4.2 Función de verosimilitud con observaciones censuradas[21]

El principio de la estimación paramétrica consiste en especificar *ex ante* una función de densidad de probabilidad $f(t, \psi)$ para la duración del desempleo, que dependa de un vector ψ de parámetros que deben ser estimados. Se denota por t_i a la duración del desempleo del individuo i.

Si los episodios de desempleo de todos los individuos encuestados en la muestra se hallan en un intervalo τ_0 y τ_1, la función de verosimilitud de la muestra es $\Pi_{i=1}^{n} f(t_i, \psi)$. Pero como un individuo puede seguir desempleado en el momento en el que se le aplica la encuesta, se tienen observaciones censuradas. En este caso, si la observación $T_{u,i}$ es censurada, la encuesta simplemente revela que la duración del desempleo t_i del agente i es al menos igual a t_i.

Se define la variable *dummy* c_i^e como $c_i^e = 1$ si la observación no es censurada y como $c_i^e = 0$ si la observación es censurada. Por lo tanto, en forma logarítmica, la función de verosimilitud de la muestra será:

$$L(\psi) = \sum_{i=1}^{n} c_i^e \, lnf(t_i, \psi) + \sum_{i=1}^{n} (1 - c_i^e) \, ln\overline{F}(t_i, \psi)$$

Es posible expresar la función de verosimilitud en términos de la función de riesgo y su integral. Teniendo en cuenta la definición de función de riesgo descrita anteriormente $[\varphi(t) = f(t) / \overline{F}(t)]$, entonces $lnf(t_i, \psi) = ln\varphi(t_i, \psi) + ln\overline{F}(t_i, \psi)$ con $\Phi(t_i, \psi) = - ln\overline{F}(t_i, \psi)$; por consiguiente, la función de verosimilitud es:

$$L(\psi) = \sum_{i=1}^{n} c_i^e \, ln\varphi(t_i, \psi) - \sum_{i=1}^{n} \Phi(t_i, \psi)$$

En la práctica, el estimador $\hat{\psi}$ del vector de parámetros corresponde al valor de ψ que maximiza esta función de verosimilitud.

La estimación paramétrica de la duración se puede hacer considerando una distribución específica de la variable aleatoria correspondiente a la duración. Tres de dichas distribuciones son la exponencial, la Weibull y la log-logística (Cuadro 5.5). La primera depende solo de un parámetro γ (> 0) y, en consecuencia, la función de riesgo es contante (γ). La segunda, especificada con dos parámetros: γ (> 0) y α (> 0), exhibirá dependencia temporal según que $\alpha > 1$ o $\alpha < 1$. En el primer caso la dependencia temporal es positiva: el riesgo de salir del desempleo aumenta en la medida en que pasa el tiempo. En el segundo, $\alpha < 1$, la dependencia es negativa y el riesgo de salir del desempleo disminuye en la medida en que pasa el tiempo. Finalmente, la distribución log-logística, la más flexible de

[21] Una presentación bastante intuitiva de los modelos de duración se encuentra en Fuentelsaz, Gómez y Polo (2004).

las tres presentadas acá, permite que la función de riesgo se comporte de manera no monótona. En el caso en que $\alpha > 1$ la función primero crece (dependencia positiva) y luego decrece (dependencia negativa).

El Cuadro 5.5 presenta los resultados de la estimación de estas funciones bajo las tres distribuciones utilizadas aquí. En todos los casos la función de supervivencia es de pendiente negativa, como lo habíamos estimado en el caso no paramétrico de Kaplan-Meier, pero las funciones de riesgo varían. En los casos de las distribuciones Weibull y log-logística, la dependencia es negativa con la primera, pero no monótona con la segunda. La dependencia cambia de signo alrededor de los cuatro meses: en un comienzo es positiva y luego negativa (Gráfico 5.4).

Cuadro 5.5
Funciones de riesgo y supervivencia

Distribución	Función de supervivencia: $\overline{F}(t)$	Función de riesgo: $\varphi(t)$	Parámetros estimados: 2007:10 - 2012:12	
			γ	α
Exponencial	$e^{-\gamma t}$	γ	0,047	1,000
Weibull	$e^{-\gamma t^{\alpha}}$	$\gamma \alpha t^{\alpha-1}$	0,057	0,926
Log-logística	$\frac{1}{1+(\gamma t)^{\alpha}}$	$\frac{\alpha \gamma^{\alpha} t^{\alpha-1}}{1+(\gamma t)^{\alpha}}$	0,081	1,233

Fuentes: Cahuc y Zylberberg (2004:148); Cameron y Trivedi (2005); DANE-GEIH; cálculos de los autores.

Las variables explicativas utilizadas en el modelo empírico se pueden dividir en dos grandes grupos: i) aquellas que representan las características del mercado laboral (como la tasa de vacantes, la actividad económica, etc.); y, ii) aquellas que representan las características del individuo (como la educación, la experiencia, el género, etc.). Al identificar mediante y el vector de variables explicativas (que puede incluir todas las variables que determinan x, el salario de reserva), la densidad de probabilidad de la variable aleatoria en estudio tendrá como argumentos la tripleta (t, y, ψ), donde t y ψ designan la duración del desempleo y el vector de parámetros que se desea estimar, respectivamente. Así, la función de riesgo será $\varphi(t, y, \psi)$. La combinación de variables explicativas y parámetros se hace mediante los modelos de riesgo proporcional (*proportional hazard model*) y de tiempo de fallo acelerado, los cuales se explican a continuación.

4.2.1 Modelo de riesgo proporcional

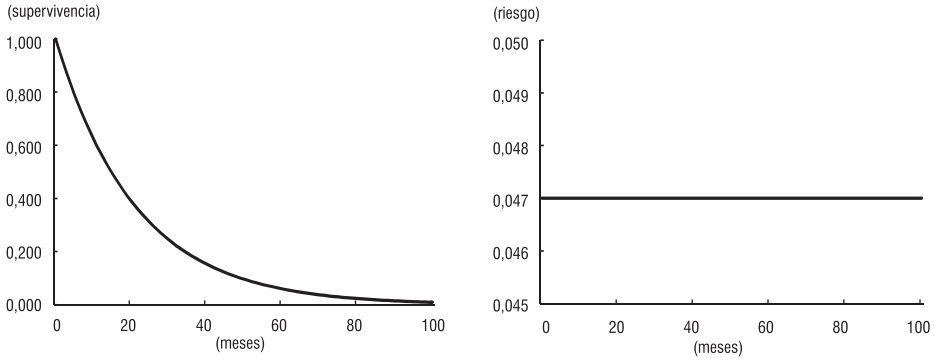
Con este modelo se supone que el vector de parámetros ψ se compone de dos subconjuntos: ψ_0 y ψ_y; y la función de riesgo toma la forma:

$$\varphi(t, y, \psi) = \rho(y, \psi_y)\, \varphi_0(t, \psi_0)$$

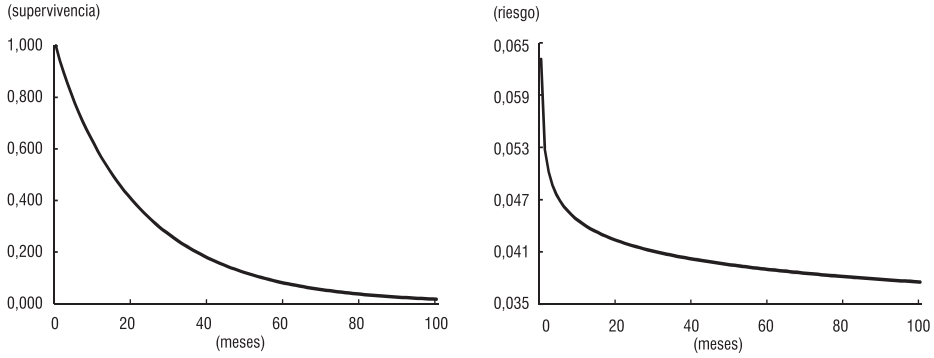
La función φ_0 se conoce como riesgo base porque es idéntico para todos los individuos. En este caso las covariantes multiplican el riesgo base por un factor de escala $\rho(y, \psi_y)$ independiente de la duración del desempleo. La especificación más utilizada de este

Gráfico 5.4
Tasas de supervivencia y riesgo. GEIH: 2007:10-2012:12
(porcentaje)

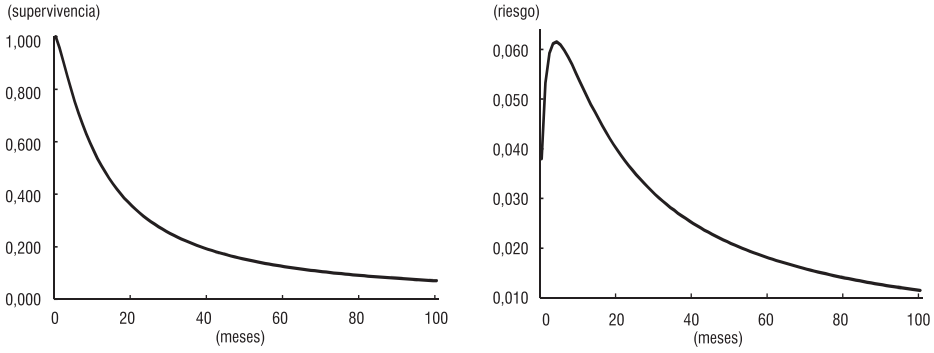
A. Exponencial



B. Weibull



C. Log-Logística



Fuente: DANE-GEIH; cálculos de los autores.

factor de escala es $\rho(y, \psi_y) = \exp(y\psi_y)$, ya que tiene algunas ventajas, como arrojar siempre valores positivos y ofrecer una interpretación simple de los componentes del vector ψ_y. Si denominamos y_k al k-ésimo componente del vector de variables explicativas[22] la función del modelo de riesgo proporcional muestra que $\left(\frac{\partial ln\varphi}{\partial y_k}\right) = \psi_{yk}$, donde ψ_{yk} designa el k-ésimo componente del vector ψ_y.

Los estimadores de los vectores ψ_0 y ψ_y se obtienen al maximizar la función de verosimilitud de la muestra con respecto a los componentes de dichos vectores. Si se denota por y_i el vector de variables explicativas relativas al individuo i y si se asume que el factor de escala toma la forma $exp(y_i\psi_y)$, en términos logarítmicos la función de verosimilitud será:

$$L(\psi_y, \psi_0) = \sum_{i=1}^{n} c_i^e \left[(y_i, \psi_y) + ln\varphi_0 (t_i, \psi_0)\right] - \sum_{i=1}^{n} \Phi_0 (t_i, \psi_0) \, exp\,(y_i \, \psi_y)$$

En esta expresión, Φ_0 representa la función de riesgo integrada de la función de riesgo base φ_0. Debido a que no existe una solución analítica para los estimadores de los parámetros, es necesario recurrir a métodos numéricos.

Modelo de tiempo de fallo acelerado

En este tipo de modelos de duración las covariables o variables explicativas afectan directamente la escala de tiempo. En este caso, la función de máxima verosimilitud se escribe como:

$$L(\psi) = \sum_{i=1}^{n} c_i^e \left\{ln\rho(y_i, \psi) + ln\varphi_0 \left[(t_i\rho\,(y_i, \psi)\right]\right\} - \sum_{i=1}^{n} \rho(y_i, \psi)\,\Phi_0 \left[t_i\rho\,(y_i, \psi)\right]$$

La función anterior será estimada utilizando $exp(y\,\psi)$ para $\rho(y\psi)$, y para φ_0 supondremos una función log-logística con el doble propósito de aprovechar su flexibilidad y como prueba de robustez de los resultados de la sección anterior.

5. Resultados

5.1 Modelos de riesgo proporcional

Como se expuso en la sección anterior, además de la estimación no estructural también se utilizan covariantes para estimar una función de riesgo proporcional al suponer una distribución Weibull para la duración del desempleo. El objetivo es encontrar los determinantes del riesgo de salir del desempleo utilizando la variable duración del desempleo.

[22] Si las variables explicativas se especifican en términos logarítmicos, el vector ψ_y representaría el vector de elasticidades de la función de riesgo, es decir, las elasticidades de la probabilidad condicional de salir del desempleo con respecto a las variables explicativas.

Las especificaciones del Cuadro 5.6 tienen como propósito observar si en las estimaciones se verifican los hechos sugeridos por el indicador Kaplan-Meier en relación con los comprometidos y no comprometidos por género. En tal sentido, se incluyen distintos modelos con controles adicionales respecto del modelo 1, el cual contiene las variables básicas; ellas son: escolaridad, edad, la condición de ser jefe del hogar, número de niños en la primera infancia en el hogar, número de horas que la persona estaba disponible para trabajar a la semana si le hubiera resultado una ocupación (para los desempleados), o cuántas horas trabaja a la semana (para los recién ocupados) y la condición de comprometido (tener pareja) o no, por género.

En el Cuadro 5.6 un coeficiente mayor que uno significa que la variable correspondiente aumenta el riesgo de salir del desempleo, en tanto que si el coeficiente está por debajo de uno la variable reduce dicho riesgo. En tal sentido, los resultados sugieren que educación y edad (experiencia) reducen el riesgo de salir del desempleo (sus coeficientes son menores que uno), mientras que la condición de jefe de hogar lo aumenta (el coeficiente es mayor que uno)[23].

En cuanto a las horas disponibles se observa que, en la medida en que se está dispuesto a trabajar un mayor número de horas, mayor es el riesgo de salir del desempleo. Sin embargo, este efecto es numéricamente muy bajo. La presencia en el hogar de niños en la primera infancia no afecta de manera significativa el riesgo de salir del desempleo.

Cuando la variable género interactúa con el estatus marital (estar comprometido o no), el riesgo de salir del desempleo es menor para las mujeres comprometidas que para los hombres no comprometidos y mucho menor que para los hombres comprometidos, todo esto en relación con las mujeres que no están casadas ni viven con su pareja en unión libre. Es decir, una vez se toman en cuenta los controles señalados, la duración del desempleo de las mujeres comprometidas es mayor que las de los demás grupos considerados, lo cual va en línea con lo sugerido por los hechos estilizados de la sección 2.

Por posición ocupacional (modelo 2) se observa que, en la medida en que se busque ocupación como cuenta-propia, patrón o empleado doméstico, el riesgo de salir del desempleo es mayor, en relación con los "asalariados", mientras que quienes tienen aspiraciones como servidores públicos reportan una menor tasa de riesgo. En cuanto a los oficios (modelo 3), buscar trabajo como director, administrador o comerciante (excepto en el modelo 5), en relación con la búsqueda como profesional, reduce el riesgo, en tanto que realizar la búsqueda como trabajador de menor calificación (servicios, agrícola u operario) lo aumenta.

El modelo 4 adiciona las ciudades a la especificación del modelo 3. Se observa que, excepto en Bucaramanga, en las demás ciudades se presentan diferencias estadísticamente significativas con respecto a Bogotá (ciudad de referencia). La heterogeneidad geográfica se hace manifiesta al observar ciudades como Ibagué, Pasto, Barranquilla, Pereira y, especialmente, Cartagena.

Finalmente, el modelo 5, estimado únicamente para el dominio de siete ciudades con información de vacantes[24], sugiere que en la medida en que se cuenta con una dinámica de

[23] La hipótesis nula es que el coeficiente es igual a uno.
[24] Véanse Álvarez y Hofstetter (2013a y b) y Arango (2013).

Cuadro 5.6
Riesgo proporcional con distribución Weibull: tasa de riesgo, 2007:10 - 2012:12

Variable	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
Educación	0,961***	0,977***	0,991***	0,994***	0,998
Edad	0,969***	0,967***	0,967***	0,968***	0,969***
Jefe	1,386***	1,323***	1,326***	1,307***	1,351***
Horas	1,000	1,004***	1,003***	1,003***	1,003***
Niños 6 años o menos	1,021	0,996	0,989	0,996	0,995
Género - estatus					
Mujer comprometida	0,863***	0,793***	0,789***	0,777***	0,832***
Hombre no comprometido	1,230***	1,270***	1,110***	1,121***	1,099***
Hombre comprometido	1,986***	2,033***	1,709***	1,738***	1,654***
Posición ocupacional					
Cuenta propia		1,936***	1,853***	1,761***	1,816***
Patrón		2,002***	1,987***	1,890***	1,945***
Trabajador del gobierno		0,527***	0,548***	0,556***	0,570***
Empleado doméstico		1,647***	1,670***	1,676***	1,653***
Oficio					
Director			0,811***	0,802***	0,847***
Administración			0,966*	0,971***	1,051**
Comerciante			0,900***	0,920***	0,951**
Servicios			1,061***	1,079***	1,121***
Agrícola			1,325***	1,378***	1,409***
Operario			1,521***	1,506***	1,567***
Ciudad					
Barranquilla				0,637***	
Bucaramanga				1,023	
Manizales				0,702***	
Cartagena				0,398***	
Villavicencio				0,759***	
Medellín				0,704***	
Cali				0,824***	
Pasto				0,611***	
Montería				0,776***	
Cúcuta				0,933***	
Pereira				0,648***	
Ibagué				0,560***	
Tasa de vacantes					1,063**
Índice de difusión					1,007***
Constante	0,160***	0,107***	0,090***	0,116***	0,028***
α	1,000	0,984	0,989	0,995	0,963
Número de observaciones	198.917	198.917	198.915	198.915	114.833

Nota: la hipótesis nula es que el coeficiente es igual a uno y la hipótesis alternativa que es diferente de uno.
*** Significativo al 1 por ciento; ** significativo al 5 por ciento; * significativo al 10 por ciento.
Fuente: DANE (GEIH); cálculos de los autores.

demanda agregada importante el riesgo de salir del desempleo aumenta. Acá hay dos aspectos complementarios que se deben tener en cuenta. En primer lugar está la divulgación de la información sobre vacantes (demanda de trabajo insatisfecha); cuanto más y mejor sea dicha información, mayor será el riesgo de salir del desempleo[25] y mejor será también el desempeño del mercado laboral. El coeficiente estimado está en línea con lo esperado y da validez a la segunda hipótesis del capítulo. En segundo lugar, la demanda de trabajo de las firmas, que se recoge no solo por medio de la tasa de vacantes sino también por medio de la variable "índice de difusión", opera como indicador de actividad económica global para dar cuenta de manera explícita del ciclo económico del país (véanse detalles en Alfonso *et al*., 2013). Según el coeficiente estimado, cuanto más favorable es la fase del ciclo económico, mayor es la tasa de riesgo de abandonar el desempleo.

Con el propósito de examinar la hipótesis de que el ingreso de la pareja afecta el esfuerzo de búsqueda y, por ende, la duración del desempleo, pero con más fuerza el de las mujeres que el de los hombres, creamos la variable ingreso de la pareja para personas casadas o en unión libre. Con tal fin el ingreso, en pesos constantes de diciembre de 2008, se clasifica en los siguientes rangos: 1) menos de $500.000; 2) de $500.001 a $1.500.000; 3) de $1.500.001 a $3.500.000; 4) de $3.500.001 a $5.500.000; y 5) de $5.000.001 en adelante. En consecuencia, se crea una variable discreta que toma el valor de uno si el ingreso de la pareja corresponde a dicho rango y cero en otro caso[26].

Según los resultados del Cuadro 5.7, la tasa de riesgo de salir del desempleo de los hombres no comprometidos es mayor que la de las mujeres no comprometidas; en efecto, en las cinco especificaciones del modelo los coeficientes estimados son mayores que uno. Los hombres comprometidos cuyas parejas tienen ingresos en los primeros tres rangos muestran una mayor tasa de riesgo que las mujeres no comprometidas, pero no sucede así para los hombres cuyas parejas tienen ingresos en los rangos más altos. En general, se evidencia el hecho de que el esfuerzo de búsqueda de los hombres se reduce en la medida en que aumenta el ingreso de la pareja. La tasa de riesgo de las mujeres con pareja es menor que la de los hombres con pareja en los tres primeros rangos de ingreso, respectivamente.

Aunque, como hemos dicho, no disponemos de una medida directa del esfuerzo que realizan las personas comprometidas en la búsqueda del trabajo, dado que controlamos por covariables como el número de niños en el hogar y la escolaridad, utilizamos el ingreso de la pareja como un determinante del esfuerzo [ver ecuación (7)]. Por lo tanto, nuestra lectura de los resultados obtenidos es que las mujeres comprometidas, cuyas parejas tienen ingresos en los tres primeros rangos, realizan menor esfuerzo que los hombres en la búsqueda de un trabajo. La consecuencia de ello es la menor tasa de riesgo de las mujeres, en relación con los hombres comprometidos, todo lo cual daría validez a la primera hipótesis que se está examinando. Respecto de la tasa de vacantes, los resultados se sostienen

[25] El signo y significancia de esta variable permiten sugerir que, controlando por las demás covariables, en Colombia existe una curva de Beveridge: cuanto mayor es la tasa de vacantes, mayor es el riesgo de salir del desempleo y, por ende, menor la tasa de desempleo.

[26] El ingreso de la pareja se modela de esta manera, en lugar de hacerlo como una variable continua para observar si hay cambios en el riesgo de salir del desempleo (o en la duración del mismo) en diferentes niveles de ingreso de la pareja. Los autores no creemos *ex ante* que el efecto en el riesgo sea homogéneo a lo largo de la distribución del ingreso de la pareja.

Cuadro 5.7
Riesgo proporcional con distribución Weibull: tasa de riesgo
2007:10 - 2012:12

Variable	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
Educación	0,963***	0,979***	0,992***	0,996***	0,999***
Edad	0,969***	0,966***	0,966***	0,967***	0,969***
Jefe	1,479***	1,400***	1,398***	1,380***	1,419***
Horas	1,000	1,004***	1,004***	1,004***	1,003***
Niños 6 años o menos	1,021**	0,995	0,989	0,996	0,994
Ingreso de la pareja					
Hombre no comprometido	1,244***	1,284***	1,119***	1,131***	1,107***
Hombre - rango 1	2,010***	2,085***	1,74***	1,771***	1,67***
Hombre - rango 2	1,665***	1,708***	1,456***	1,437***	1,453***
Hombre - rango 3	1,212***	1,267***	1,13**	1,117*	1,046
Hombre - rango 4	0,6**	0,635**	0,602**	0,562**	0,664
Hombre - rango 5	0,866	0,726	0,596*	0,613*	1,104
Mujer - rango 1	0,846***	0,772***	0,768***	0,775***	0,801***
Mujer - rango 2	0,92***	0,844***	0,831***	0,8***	0,863***
Mujer - rango 3	0,945	0,856***	0,85***	0,807***	0,92*
Mujer - rango 4	1,179*	1,018	1,016	0,948	0,961
Mujer - rango 5	1,014	0,904	0,936	0,807*	0,971
Ciudad					
Barranquilla				0,624***	
Bucaramanga				1,014	
Manizales				0,707***	
Cartagena				0,393***	
Villavicencio				0,765***	
Medellín				0,704***	
Cali				0,825***	
Pasto				0,614***	
Montería				0,774***	
Cúcuta				0,948***	
Pereira				0,644***	
Ibagué				0,564***	
Tasa de vacantes					1,064**
Índice de difusión					1,007***
Constante	0,157***	0,105***	0,089***	0,113***	0,029***
α	0,999	0,983	0,988	0,994	0,963
Controles por oficio		X	X	X	X
Controles por posición ocupacional			X	X	X
Número de observaciones	181.460	181.460	181.458	181.458	105.679

Nota: los rangos de ingresos en pesos constantes de diciembre de 2008, son: 1) menos de 500.000 pesos; 2) de 500.001 a 1.500.000pesos; 3) de 1.500.001 a 3.500.000 pesos; 4) de 3.500.001 a 5.500.000pesos; y 5) de 5.500.001 pesos en adelante.
Fuente: DANE-GEIH; cálculos de los autores.

y la dependencia sigue siendo negativa. Es decir, el riesgo de salir del desempleo disminuye en la medida en que pasa el tiempo, lo cual está asociado con el parámetro α[27].

5.2 Modelos de tiempo de fallo acelerado

Los resultados siguientes corresponden al modelo de tiempo de fallo acelerado en el que los coeficientes se interpretan directamente; es decir, en términos de duración del desempleo. Un signo positivo en un parámetro indica que la variable aumenta la duración del desempleo, mientras que uno negativo la reduce. El propósito de usar este enfoque es verificar si la dependencia es estrictamente negativa en el caso de Colombia, como sugiere el modelo de riesgo proporcional[28].

Según los resultados de los modelos de riesgo proporcional, el ingreso de la pareja tiene como consecuencia una mayor duración de los episodios de desempleo de las mujeres que de los hombres, para quienes esta es, a su vez, menor que la de las mujeres no comprometidas[29]. Lo anterior se sostiene cuando los modelos 4 y 5 se estiman, con una distribución log-logística, para mujeres en cuyos hogares hay niños de seis años de edad o menos y cuando no los hay (Cuadro 5.8). Sin embargo, el efecto del ingreso de la pareja es claramente mayor para las mujeres en cuyos hogares hay niños en la primera infancia (que con una alta probabilidad deben ser sus hijos) en relación con las mujeres no comprometidas. Un resultado de la mayor importancia es que, ante la presencia de niños en el hogar, el efecto del ingreso de la pareja sobre la duración del desempleo tiende a aumentar en la medida en que lo hace la variable[30]. Esto es más claro con el modelo 4 para el dominio de trece áreas, el cual, aunque incorpora *dummies* para las ciudades, no tiene las variables de vacantes ni de ciclo económico.

En cuanto al modelo 5, las vacantes afectan la duración del desempleo de las mujeres en mayor medida que a los hombres. Aparentemente, ellas se ven más favorecidas con los anuncios de vacantes que los hombres, sobre todo si en sus hogares hay niños en la primera infancia, de manera que es importante continuar con el fomento de los sistemas de información sobre vacantes en todo el país.

[27] Arango y Ríos (2015) presentan de manera detallada resultados para hombres y mujeres por separado (cuadros 8 y 9 de esa publicación; acá se omiten por razones de espacio). En general, concluyen que "la tasa de riesgo de las mujeres comprometidas es menor, en cada rango de ingreso de la pareja, en relación con la de las mujeres no comprometidas, en tanto que en el caso de los hombres es mayor frente a los hombres no comprometidos, aunque disminuye, de manera prácticamente monótona, en la medida en que se incrementa el nivel de ingreso de la pareja. Es decir, de acuerdo con nuestra interpretación, el esfuerzo de los hombres por la búsqueda de una ocupación, disminuye en la medida en que aumenta el ingreso de la pareja". Señalan que la presencia de niños en el hogar disminuye la tasa de riesgo de las mujeres y aumenta la de los hombres. Aunque la magnitud del efecto es pequeña, es posible que existan particularidades para las mujeres, asociadas con la tenencia de hijos, que afectan el riesgo de salir del desempleo.

[28] Recordemos que la distribución log-logística permite obtener resultados no monótonos sobre la función de riesgo (Gráfico 5).

[29] Cuando la variable ingreso de la pareja se sustituye con la edad y escolaridad de la pareja, los resultados se sostienen cualitativamente. No se muestran, pero están disponibles.

[30] Con excepción del rango 4 de ingreso, cuyo coeficiente no es significativo.

Cuadro 5.8
Modelos de duración por género: Tiempo de fallo acelerado con distribución log-logística

Variable	Hombres		Mujeres					
					Modelo 4		Modelo 5	
	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 4	Modelo 5	Con de 6 años o menos	Sin niños de 6 años o menos	Con niños de 6 años o menos	Sin niños de 6 años o menos
Educación	0,019***	0,019***	-0,016***	-0,021***	-0,019***	-0,016***	-0,023***	-0,020***
Edad	0,033***	0,032***	0,027***	0,026***	0,023***	0,030***	0,022***	0,029***
Jefe	-0,422***	-0,485***	-0,319***	-0,335***	-0,268***	-0,374***	-0,270***	-0,388***
Horas	-0,004***	-0,004***	-0,003***	-0,003***	-0,003***	-0,003***	-0,003***	-0,002***
Niños 6 años o menos	-0,112***	-0,114***	0,096***	0,109***				
Ingreso de la pareja								
Rango 1	-0,333***	-0,286***	0,233***	0,241***	0,345***	0,131***	0,306***	0,181***
Rango 2	-0,191***	-0,212***	0,204***	0,130***	0,352***	0,071***	0,231***	0,041
Rango 3	-0,025	0,031	0,295***	0,159***	0,476***	0,174***	0,303***	0,074
Rango 4	0,678***	0,540**	0,157	0,109	0,178	0,167	0,186	0,077
Rango 5	0,310	0,150	0,269**	0,081	0,726***	-0,042	0,452*	-0,149
Ciudad								
Barranquilla	0,431***		0,535***		0,509***	0,573***		
Bucaramanga	-0,030		-0,083***		-0,131***	-0,045		
Manizales	0,242***		0,456***		0,457***	0,464***		
Cartagena	0,951***		1,054***		1,028***	1,097***		
Villavicencio	0,283***		0,246***		0,191***	0,302***		
Medellín	0,293***		0,389***		0,473***	0,345***		
Cali	0,075***		0,245***		0,285***	0,221***		
Pasto	0,506***		0,502***		0,444***	0,558***		
Montería	0,058*		0,377***		0,337***	0,423***		
Cúcuta	0,038		0,117***		0,121***	0,116***		
Pereira	0,393***		0,603***		0,581***	0,622***		
Ibagué	0,520***		0,678***		0,626***	0,714***		
Tasa de vacantes		-0,0789		-0,101***			-0,132***	-0,078***
Índice de difusión		-0,011***		-0,007***			-0,007***	-0,006***
Constante	1,532	3,481***	1,976***	3,455***	1,987***	1,967***	3,671***	3,322***
α	1,421	1,387	1,333	1,293	1,375	1,310	1,328	1,275
Controles por oficio	X	X	X	X	X	X	X	X
Controles por posición ocupacional	X	X	X	X	X	X	X	X
Número de observaciones	82.757	48.881	98.701	56.798	40.587	58.114	22.399	34.399

Nota: el modelo 5 es para el dominio de siete áreas.
Fuente: DANE-GEIH; cálculos de los autores.

Es interesante el cambio de signo del coeficiente de la educación que se observa entre hombres y mujeres: cuanto mayor es la escolaridad de los hombres, mayor es la duración del desempleo; para las mujeres la situación es la contraria. Pareciera entonces que la mayor educación permite a las mujeres optar con mayor facilidad por un puesto de trabajo que a los hombres[31]. El ciclo económico afecta más la duración del desempleo de los hombres y desde el punto de vista geográfico persiste una heterogeneidad, sobre todo en el caso de las mujeres; en efecto, ciudades como Cúcuta, Pereira, Ibagué y Pasto son particularmente difíciles para las mujeres en materia de duración del desempleo; Cartagena lo es para hombres y mujeres.

El Cuadro 5.9 muestra resultados por ciudad solo para mujeres con y sin hijos. Su objetivo es hacer más claras las diferencias geográficas en el dominio de siete áreas, así como mostrar la relevancia de la información sobre vacantes y el ciclo económico. Respecto de lo primero, la heterogeneidad regional sigue manifiesta de acuerdo con los coeficientes de todas las variables.

La tasa de vacantes reduce la duración del desempleo de las mujeres en Pasto y en Manizales y Cali para las mujeres con y sin niños, respectivamente. En Barranquilla y Bucaramanga las vacantes aumentan la duración del desempleo y en las demás ciudades no es una variable significativa. La duración del desempleo femenino es claramente contracíclica, de acuerdo con el signo y la significancia del coeficiente.

En general, en el Cuadro 5.9 se observa que la educación, la condición de jefe y el número de horas que las mujeres están dispuestas a trabajar reducen la duración, mientras que la edad la aumenta; se aprecia, asimismo, que el ingreso de la pareja aumenta la duración de los episodios de desempleo, lo cual es más claro en el caso de la mujeres en cuyos hogares hay niños en su primera infancia que cuando no los hay; todo esto, en relación con las mujeres que no tienen pareja. Sin embargo, pese a la enorme heterogeneidad regional, también se nota que dicho coeficiente tiende a aumentar en la medida en que aumenta el ingreso de la pareja, lo cual encaja en la interpretación de un menor esfuerzo de búsqueda de las mujeres en la medida en que el ingreso de la pareja es mayor.

6. Conclusiones

Las estadísticas del mercado de trabajo en Colombia muestran diferencias por género en las tasas de desempleo. Una explicación sobre la mayor tasa de desempleo de las mujeres puede estar asociada con el ingreso de la pareja, ya que la mayor tasa de supervivencia como desempleada se encuentra en las mujeres que tienen el estatus marital de casadas o en unión libre.

Basados en algunos hechos complementarios, en el capítulo se examina la hipótesis de que el ingreso de la pareja induce un menor esfuerzo de búsqueda de trabajo en los individuos, sobre todo en las mujeres comprometidas. Si bien no disponemos de una variable que

[31] Sobre este resultado ya habíamos señalado que Haynes, Higginson, Probert y Boreham (2011) encontraron que la edad y el estado civil reducían la duración del desempleo de los hombres, mientras que la presencia de hijos menores de 5 años la aumentaba para las mujeres.

nos permita medir el esfuerzo de la búsqueda de trabajo, invocando el modelo de búsqueda y la forma como en esta literatura se estiman las funciones de supervivencia y riesgo de salir del desempleo asociamos nuestros resultados de manera directa con el esfuerzo de las personas.

La evidencia muestra que, en el caso de las mujeres comprometidas (casadas o en unión libre), tanto el riesgo de salir del desempleo como la duración del mismo se ven afectados de manera negativa, ya que el primero disminuye y la segunda aumenta. Para cada nivel de ingreso de la pareja, la tasa de riesgo de salir del desempleo en las mujeres comprometidas es mucho menor que la de los hombres. En el caso de la duración, la de las mujeres comprometidas es mayor que la de los hombres comprometidos para cada nivel de ingreso de la pareja, y mayor que la de hombres y mujeres no comprometidas. Además, la presencia de niños en el hogar induce una menor duración del desempleo en los hombres y aumenta el de las mujeres. La duración del desempleo de las mujeres en cuyos hogares hay niños en la primera infancia es mayor que la de las mujeres que viven en hogares en los que no hay niños pequeños.

Al conjugar las dos variables anteriores se obtiene que el efecto del ingreso de la pareja sobre la duración del desempleo es claramente mayor para las mujeres en cuyos hogares hay niños en la primera infancia (que con alta probabilidad deben ser sus hijos), en relación con las mujeres no comprometidas. Es importante observar que, ante la presencia de niños en el hogar, el efecto sobre la duración del ingreso de la pareja tiende a aumentar en la medida en que lo hace la variable. Cuando no hay niños en el hogar el ingreso de la pareja sigue siendo determinante de una mayor duración del desempleo, aunque en menor medida.

Por lo tanto, el primer hallazgo es que el ingreso de la pareja induciría un menor esfuerzo de búsqueda de una ocupación por parte de las mujeres, en relación con el esfuerzo que realizan los hombres, de allí que intentar cerrar dicha brecha mediante medidas de política podría desconocer que una parte de la misma se debe a decisiones óptimas de las familias o las mujeres, no necesariamente a las asimetrías del mercado en contra de ellas.

Las diferencias geográficas son importantes en materia de duración del desempleo y contribuyen a explicar la heterogeneidad del desempeño del mercado laboral en distintos aspectos agregados como la participación, la ocupación, el desempleo, etc. Se observan diferencias importantes sobre todo en el caso de las mujeres; en efecto, ciudades como Cúcuta, Pereira, Ibagué y Pasto son particularmente difíciles para ellas en materia de duración del desempleo; Cartagena lo es para hombres y mujeres. En particular, el menor esfuerzo de búsqueda de las mujeres comprometidas, con respecto a las no comprometidas, se observa en Barranquilla y Medellín.

Otro hallazgo de este capítulo es que la duración del desempleo también se ve afectada por los anuncios de vacantes. Las mujeres se ven beneficiadas por el ciclo económico y los anuncios. Es importante seguir promoviendo los sistemas de información con vacantes (demanda insatisfecha de trabajo) para reducir la duración del desempleo. La educación aumenta la duración del desempleo en los hombres y reduce la de las mujeres, lo cual podría sugerir que ellas utilizan su mayor capital humano para vincularse con más facilidad al mercado laboral.

Por último, las estimaciones sugieren que el riesgo de salir del desempleo aumenta hasta los cuatro meses, pero una vez se alcanza este umbral dicho riesgo se reduce de manera sustancial.

Cuadro 5.9
Modelos de duración por ciudad de mujeres con y sin niños menores de 6 años en el hogar. Modelo 5: Tiempo de fallo acelerado con distribución log-logística

Variable	Barranquilla		Bucaramanga		Bogotá D. C.		Manizales	
	Con niños	Sin niños	Con niños	Sin niños	Con niños	Sin niños	Con niños	Sin niños
Educación	0,000	0,019	-0,014	-0,007	-0,030***	-0,020***	-0,047***	-0,016
Edad	0,008*	0,013***	0,019***	0,028***	0,027***	0,032***	0,020***	0,031***
Jefe	-0,041	-0,435***	-0,291***	-0,253***	-0,413***	-0,472***	-0,221**	-0,313***
Horas	-0,015***	-0,006	-0,007***	-0,006***	-0,004**	-0,003	0,010***	0,000
Ingreso de la pareja								
Rango 1	0,373***	0,246***	0,181	0,044	0,286***	-0,071	0,181	0,132
Rango 2	0,576***	0,355***	0,250***	0,071	0,286***	0,040	0,337***	0,176*
Rango 3	-0,526	0,088	0,414**	0,600***	0,566***	0,283**	0,287	-0,044
Rango 4	-1,002	-1,152	0,712	-0,141	-0,287	-0,050	0,826	-0,430
Rango 5	0,154	-0,981	0,292	0,145	0,617*	0,104	2,117*	0,041
Tasa de vacantes	0,365***	0,267	0,126***	0,113**	-0,115	-0,091	-0,168*	-0,072
Índice de difusión	-0,020***	-0,014***	-0,008**	0,092*	-0,019***	-0,011***	-0,010**	-0,009***
α	1,364	1,253	1,439	1,447	1,490	1,366	1,254	1,234
Controles por oficio	X	X	X	X	X	X	X	X
Controles por posición ocupacional	X	X	X	X	X	X	X	X
Número de observaciones	2.545	3.192	2.538	3.881	3.766	5.621	2.475	4.428

Fuente: DANE-GEIH; cálculos de los autores.

Cuadro 5.9 (continuación)
Modelos de duración por ciudad de mujeres con y sin niños menores de 6 años en el hogar.
Modelo 5: Tiempo de fallo acelerado con distribución log-logística

Variable	Medellín		Cali		Pasto	
	Con niños	Sin niños	Con niños	Sin niños	Con niños	Sin niños
Educación	-0,047***	-0,046***	-0,016	-0,027	-0,014	-0,024**
Edad	0,018***	0,022***	0,022***	0,031***	0,028***	0,026***
Jefe	-0,197***	-0,267***	-0,187**	-0,391***	-0,393***	-0,365***
Horas	-0,003	-0,003**	-0,001	0,005***	-0,005	-0,006
Ingreso de la pareja						
Rango 1	0,224***	0,210*	0,404***	0,088	0,331***	0,388***
Rango 2	0,311***	0,082	0,307***	-0,139**	0,277**	0,346***
Rango 3	0,537**	0,011	0,408*	-0,202	0,271	0,091
Rango 4	0,519	1,068**	0,673	0,307	-0,262	0,448
Rango 5	0,736	-0,149	0,828	0,677	-0,856	-1,157
Tasa de vacantes	-0,047	-0,015	-0,129	-0,261***	-0,171**	-0,179***
Índice de difusión	-0,010***	-0,011***	0,006	0,004	0,002	-0,004*
α	1,343	1,297	1,295	1,270	1,336	1,234
Controles por oficio	X	X	X	X	X	X
Controles por posición ocupacional	X	X	X	X	X	X
Número de observaciones	4.535	7.492	3.741	5.640	2.799	4.145

Fuente: DANE-GEIH; cálculos de los autores.

Referencias

Alfonso, V.; Arango, L. E.; Arias, F.; Cangrejo, G.; Pulido, J. (2013). "Ciclos de negocios en Colombia, 1975-2011", *Lecturas de Economía,* núm. 78, pp. 115-149.

Álvarez, A.; Hofstetter, M. (2013a). "Cincuenta años de vacantes en Colombia. El caso de Bogotá (1960-2010)", *El Trimestre Económico*, vol. LXXX, núm. 2, pp. 427-453, abril-junio.

Álvarez, A.; Hofstetter, M. (2013b). "Job Vacancies in Colombia: 1976-2012, Universidad de los Andes", Borradores de Economía, núm. 797, Banco de la República.

Arango, L. E. (2013a). "Puestos de trabajo vacantes según anuncios de la prensa escrita de las siete principales ciudades de Colombia", Borradores de Economía, núm. 793, Banco de la República.

Arango, L. E. (2013b). "Mercado de trabajo de Colombia: suma de partes heterogéneas", en L. E. Arango y F. Hamann (eds.), *Mercado de trabajo en Colombia: hechos, tendencias e instituciones*, capítulo 4, Banco de la República.

Arango, L. E.; Escobar, D.; Monsalve, E. (2013). "Subempleo por ingresos y funcionamiento del mercado de trabajo en Colombia", *Desarrollo y Sociedad*, núm. 72, pp. 157-203.

Arango, L. E.; García, A.; Posada, C. E. (2013). "Inflación y desempleo en Colombia: Nairu y tasa de desempleo compatible con la meta de inflación, 1984-2010", en L. E. Arango y F. Hamann (eds.), *Mercado de trabajo en Colombia: hechos, tendencias e instituciones*, capítulo 8, Banco de la República.

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, núm. IDB-WP-582.

Arntz, M.; Wilke, R. A. (2006). "Unemployment Duration in Germany: Individual and Regional Determinantes of Local Job Finding, Migration and Subsidized Employment", Centre for European Economic Research, Discussion Paper, núm. 06-092.

Azmat, G.; Güell, M.; Manning, A. (2006). "Gender Gaps in Unemployment Rates in OECD Countries", *Journal of Labor Economics*, vol. 24, núm. 1, pp. 1-38, University of Chicago Press, enero.

Bry, G.; Boschan, C. (1971). *Cyclical analysis of time series: Selected procedures and computer programs*, New York: National Bureau of Economic Research.

Cahuc, P.; Zylberberg, A. (2004). *Labor economics*, Cambridge: MIT Press.

Cárdenas, C.; Hernández, A.; Torres, J. E. (2014). "An Exploratory Analysis of Heterogeneity on Regional Labour Markets and Unemployment Rates in Colombia: An MFACT approach", *Borradores de Economía*, núm. 802, Banco de la República.

Cameron, A. C.; Trivedi, P. K. (2005). *Microeconometrics methods and applications*, Cambridge: University Press.

Castellar, C.; Uribe, J. I. (2003). "Determinantes de la duración del desempleo en el Área Metropolitana de Cali, 1988-2000", *Archivos de Economía*, núm. 218, Departamento Nacional de Planeación.

Elhorst, J. P. (2003). "The mystery of regional unemployment differentials: Theoretical and empirical explanations", *Journal of Economic Surveys*, vol. 17, núm. 5, pp. 709-748.

Foley, M. C. (1997). "Determinants of Unemployment Duration in Russia", *Economic Growth Paper,* núm. 779, Yale University.

Fuentelsaz, L.; Gómez J.; Polo, Y. (2004). "Aplicación del análisis de supervivencia a la investigación en economía de la empresa", *Cuadernos de Economía y Dirección de la Empresa*, núm. 19, pp. 81-114.

Goñi, E. (2013). "Endemic Informality, Assessing Labor Informality", *Unemployment, and Income Risk in the Andes*, IDB.

Harding, D.; Adrian, P. (2002). "Dissecting the cycle: a methodological investigation", *Journal of Monetary Economics*, vol. 49, núm. 2, pp. 365-381.

Haurin, D. R.; Sridhar, K. S. (2003). "The Impact of Local Unemployment Rates on Reservation Wages and the Duration of Search for a Job", *Applied Economics*, núm. 35, pp. 1469-1476.

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.

Hunt, J. (1995). "The effect of unemployment compensation on unemployment duration in Germany", *Journal of Labor Economics*, núm. 13, pp. 88-120.

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, núm. 1, pp. 45-72.

Lalive, R., Van Ours, J.; Zweimûller, J. (2006). "How Changes in Financial Incentives Affect the Duration of Unemployment", *The Review of Economic Studies*, vol. 73, núm. 4, pp. 1009-1038.

Lancaster, T. (1979). "Econometric Methods for the Duration of Unemployment", *Econometrica*, vol. 47, núm. 4, pp. 939-956.

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

Lindeboom, M.; Van Ours, J. C.; Renes, G. (1994). "Matching Employers and Workers: An Empirical Analysis on the Effectiveness of Search", *Oxford Economic Papers,* núm. 46, pp. 45-67.

Martínez, H. (2003). "Cuánto duran los colombianos en el desempleo y en el empleo: un análisis de supervivencia", *Archivos de Economía*, núm. 236.

Meyer, B. (1990). "Unemployment Insurance and Unemployment Spells", *Econometrica*, vol. 58, núm. 4, pp. 757-782.

Núñez, J.; Bernal, R. (1998). "El desempleo en Colombia: tasa natural, desempleo cíclico y estructural y la duración del desempleo (1976-1998)", DNP, *Archivos de Macroeconomía*, documento núm. 97.

Okatenko, A. (2010). "The impact of the reason of layoff on the subsequent unemployment duration", *Annals of Economics and Statistics*, núm. 99/100.

Oviedo, Y. M. **(**2007). "Canales de búsqueda de empleo y duración del desempleo en el mercado laboral colombiano, 2003", *Sociedad y Economía*, núm. 13, pp. 153-173.

Petrongolo, B. (2001). "Re-employment probabilities and returns to matching", *Journal of Labour Economics*, núm. 19, pp. 716-741.

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", *Centro de Estudios sobre Desarrollo Económico*.

Scarpetta, S. (1996). "Assessing the Role of Labour Market Policies and Institutional Settings on Unemployment: A Cross-Country Study", *OECD Economic Studies*, núm. 26, pp. 43-98.

Shimer, R. (2005). "The Cyclical Behavior of Equilibrium Unemployment and Vacancies", *American Economic Review*, vol. 95, núm. 1, pp. 25-49.

Solon, G. (1985). "Work Incentive Effects of Taxing Unemployment Benefits", *Econometrica*, núm. 53, pp. 295-306.

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

Tenjo, J.; Ribero, R. (1998). "Participación, desempleo y mercados laborales en Colombia", DNP, *Archivos de Macroeconomía*, documento núm. 81.

Tenjo, J.; Misas, M.; Contreras, A.; Gaviria, A. (2013). "Modelos de duración del desempleo en Colombia", *IB,* vol. 3, núm. 1, pp. 5-28, DANE.

Thirlwall, A. P. (1966). "Regional Unemployment as a Cyclical Phenomenon", *Scottish Journal of Political Economy*, vol. 13, núm. 2, pp. 205-219.

Uysal, S. D.; Pohlmeier, W. (2010). "Unemployment Duration and Personality", *Journal of Economic Psychology*.

Van den Berg, G. J. (1990). "Nonstationarity in job search theory", *Review of Economic Studies*, núm. 57, pp. 255-277.

Viáfara C.; Uribe, I. (2008). "Duración del desempleo y canales de búsqueda de empleo en Colombia, 2006", *Revista de Economía Institucional*, vol. 11, núm. 21, pp. 2009, Universidad Externado de Colombia.