

Borradores de ECONOMÍA

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

Por: Luis Eduardo Arango,
Ana María Ríos

Núm. 866
2015



tá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Col

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

Por

Luis Eduardo Arango^{*,♥}
Banco de la República

Ana María Ríos[†]
Departamento Nacional de Planeación

Resumen

En Colombia la tasa de desempleo femenina es más alta que la masculina. Al concentrarnos en la duración del desempleo, se verifica la hipótesis de que las mujeres comprometidas (i.e., casadas o en unión libre) tienen episodios de desempleo de mayor duración que los hombres de igual condición. Dados los efectos observados en las tasa de riesgo y en el tiempo de fallo, el ingreso de la pareja reduce el esfuerzo de búsqueda de un empleo tanto en hombres como en mujeres, pero esto se observa con mayor claridad en el caso de ellas. Allí está una de las causas del mayor desempleo femenino. No obstante, el efecto del ingreso de la pareja en la duración del desempleo de las mujeres, se reduce si en los hogares hay niños en su primera infancia. Contar con un mecanismo de divulgación de las vacantes que agilice el emparejamiento de firmas y trabajadores, reduce la duración del desempleo. El ciclo económico afecta la duración. El riesgo de salir del desempleo aumenta hasta los cuatro meses; pero una vez se alcanza este umbral el riesgo se reduce de manera dramática.

Palabras clave: tasa de desempleo femenina, duración del desempleo, tasa de vacantes.

Clasificación JEL: J64, J63.

* Las opiniones expresadas en este documento 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 marco del proyecto BID-BR del mismo nombre. También se agradece la excelente asistencia de Álvaro José Pinzón Giraldo y Sergio Rivera.

♥ Investigador principal de la Unidad de Investigaciones Económicas.

† Profesional de la Dirección de Seguimiento y Evaluación de Políticas Públicas.

Para sus comunicaciones favor escribir a Luis Eduardo Arango: laranght@banrep.gov.co, Banco de la República, Carrera 7 No. 14-78, Bogotá – Colombia. Teléfono 57 1 3430676.

1. Introducción

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, puede ser evidencia de decisiones endógenas y óptimas de firmas y familias o síntoma de fallos del mercado.

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 hecho que ha contado con mucha más evidencia.

En otros países también se han presentado diferencias entre las tasas de desempleo masculina y femenina. Tal es el caso de España, Grecia, Italia y, en alguna medida, Francia, países en los cuales se registraron disparidades importantes según estadísticas del cierre de la década de los noventa. Azmat, Güell y Manning (2006), explicaban dicho resultado mediante diferencias en capital humano entre hombres y mujeres y la interacción con instituciones del mercado laboral (salario mínimo, costos de despido, entre otros)¹.

En lo que se refiere a la diferencia entre tasas de desempleo por sexo, uno de los objetivos de este documento es contribuir con la explicación de la misma en Colombia. Para ello, aprovechamos la circunstancia que la tasa de desempleo se puede descomponer en dos partes: incidencia y duración (Layard, Nickel y Jackman, 1991, pág. 218). La primera, hace alusión 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 todo 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), en este documento nos concentramos en dicha componente de la misma.

Dada la evidencia preliminar, según la cual las mujeres con pareja (casadas o en unión libre) también denominadas en este estudio “mujeres comprometidas”, experimentan unos episodios de desempleo de mayor duración, sometemos a prueba la hipótesis de que esta mayor duración se debe a un menor esfuerzo de búsqueda motivado por el ingreso laboral de sus parejas, es decir, por una parte de su ingreso no laboral, una vez se controla por la presencia de niños en el hogar y otras características observables.

En otras palabras, el documento examina la hipótesis de que el ingreso de la pareja constituye un determinante de la duración del desempleo tanto de hombres como de mujeres, pero se espera que en el caso de ellas contribuya aún más con la explicación de la misma. 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 últimos.

Otro de los determinantes de la duración del desempleo parece estar relacionado con las

¹ En Estados Unidos la literatura reciente es escasa por una eventual reducción de la brecha.

facilidades de acceso a la información sobre vacantes. Este documento 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 (2013).

En muchas economías la heterogeneidad regional del mercado de trabajo (Thirlwall, 1966; Scarpetta, 1996; Elhorst J. P., 2003) ha sido una característica más arraigada que la diferencia entre hombres y mujeres de la tasa de desempleo. Sin embargo, las explicaciones sobre las diferencias regionales entre las tasas de desempleo, participación, ocupación, etc. son aún poco satisfactorias. En Colombia, estas diferencias, desde un punto de vista descriptivo ya han sido abordadas (véanse Arango, 2013; Cárdenas, Hernández y Torres, 2014), pero al igual que en otras economías, aún faltan muchos argumentos. En esta investigación, se proveen 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; y 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 de las mujeres es, con alta probabilidad, mayor que la de los hombres; *iii*) la mayor edad de las personas reduce la probabilidad de salir del desempleo y, por ende, aumenta la duración del mismo; *iv*) cuanto mayor es la educación (escolaridad), mayor es el tiempo de búsqueda; *v*) cuanto mayores son los ingresos no laborales, mayor es el salario de reserva y, por consiguiente, mayor duración del desempleo². Sin embargo, 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 utilizando interpretaciones amparadas explícitamente en la teoría.

Este documento contiene siete secciones siendo esta introducción la primera. La segunda, hace una revisión poco exhaustiva de la literatura. La tercera presenta una serie de hechos que nos permiten plantear las hipótesis que se someten a prueba. La cuarta sección presenta el modelo de duración y su vinculación con el modelo de búsqueda desde el punto de vista del trabajador. La quinta hace una breve presentación de los datos. En la sexta sección se presentan los resultados de los modelos estimados. En la última sección se presentan algunas conclusiones.

2. Antecedentes

Los determinantes de la duración del desempleo han sido expuestos en importantes trabajos haciendo diferentes énfasis y explorando distintas explicaciones. 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 cumplen 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 más avanzadas experimentan periodos de desempleo más prolongados pero ni el nivel educativo y ni el número de hijos

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 (2011).

resultan importantes a la hora de explicar la duración del desempleo. El estudio concluye que las condiciones locales del mercado laboral tienen un efecto significativo sobre la duración del desempleo; específicamente, los individuos que viven en regiones de alto desempleo experimentan periodos 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; y Hunt, 1995). Solon (1985) encontró que la duración media del desempleo aumentó entre media y una semana ante un aumento de 10 puntos porcentuales en la tasa de reemplazo del seguro de desempleo mientras que Lalive, Ours y Zweimüller (2006), muestran que sistemas de desempleo más generosos (en términos de beneficios y subsidios al desempleo)³ afectan la duración del mismo⁴.

Arntz y Wilke (2006) estudiaron los determinantes individuales, regionales e institucionales de la duración del desempleo en Alemania. Evaluaron no solo el impacto de la tasa de desempleo local o la relación vacantes sobre desempleo como indicadores del desempeño de la demanda local sobre la duración del desempleo (ver Lindeboom *et al.* 1994; Petrongolo 2001; Haurin y Sridhar 2003), sino también los efectos del contexto institucional como las políticas locales del mercado laboral y la organización de las actividades locales de asignación de empleo sobre los resultados individuales del mercado laboral. Sus resultados indican que las características individuales de las personas tienen un mayor impacto 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 donde los episodios de desempleo se “anidan” entre individuos y, al mismo tiempo, los individuos se “anidan” entre las regiones, lo cual permite un seguimiento a la heterogeneidad no observada entre individuos, así como entre regiones. Los 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. En efecto, 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 trabajador⁵. Otros estudios han encontrado relación entre la personalidad de los individuos y la duración del desempleo. En este sentido, Uysal y Pohlmeier (2010) centran su investigación en el papel que juegan los rasgos de

³ Medidos en la tasa de reemplazo de los beneficios y el tiempo máximo 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 genera un aumento en los periodos de desempleo de los individuos tratados.

⁵ Para reducir la potencial endogenidad, utiliza un modelo conjunto sobre el tipo de despido y duración del desempleo.

la personalidad de un individuo en la duración de los periodos 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 personas 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 1 presenta un resumen de los estudios más relevantes.

Cuadro 1. Estudios de duración en Colombia

Año	Autores	Periodo analizado	Método de estimación	Especificación econométrica ⁶	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.
2011	Mora	Primer semestre del 2011	No paramétrica	Kaplan-Meier	Edad, educación, jefe de hogar, género, aspirantes.
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.
2012	Tenjo, Misas, Contreras y Gaviria	Tercer trimestre del 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.

Fuente: elaboración propia.

⁶ Algunas de estas especificaciones se explican más adelante en la sección 5.

Los resultados son, en general, similares encontrando que entre los determinantes de la duración del desempleo para Colombia están: estado civil (personas casadas duran, en promedio, menos tiempo buscando empleo), sexo (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 duración del desempleo). En 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, también se ha encontrado que los mayores costos laborales aumentan la duración del desempleo.

La presente investigación contribuye con la literatura sobre duración del desempleo existente en Colombia, estimando la duración del desempleo urbano (13 principales ciudades) y sus determinantes sometiendo a prueba las hipótesis planteadas en la Introducción y motivadas con mayor amplitud a continuación.

3. Hechos e hipótesis

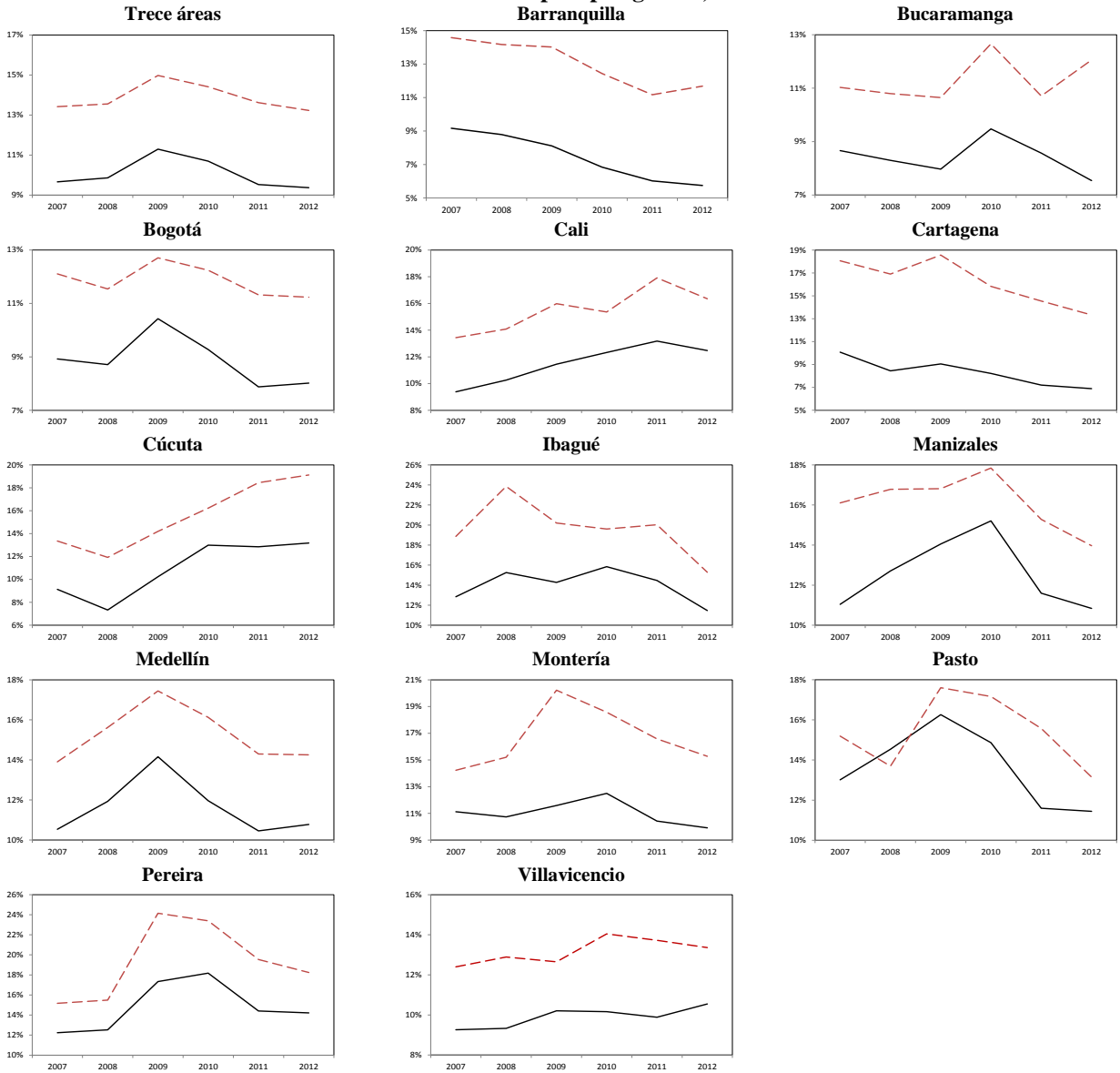
Datos recientes del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) muestran que la tasa de desempleo de las mujeres es persistentemente más alta que la de los hombres; la diferencia promedio es superior en cuatro puntos porcentuales. El Gráfico 1 muestra la tasa de desempleo de hombres y mujeres entre 2007 y 2012 en el dominio de trece áreas, observándose que la diferencia es un fenómeno generalizado a nivel urbano, aunque se registran situaciones particulares como las de Cúcuta, Pereira y Cartagena, donde las diferencias son mucho mayores y persistentes.

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 (por la derecha) para el caso de los desempleados. En el caso de estos últimos, se utilizó la pregunta: ¿Durante cuántas semanas ha estado o estuvo ... buscando trabajo? de la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH). En el caso de los ocupados, se utilizó la pregunta: ¿Cuántos meses estuvo sin empleo o trabajo ... entre el trabajo actual y el anterior? de la misma encuesta. Sin embargo, por virtud del método de estimación paramétrico utilizado más adelante, esta última variable se utilizó únicamente para personas que tuvieran menos de 3 tres meses en el trabajo actual, en el entendido 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, 2012).

El *kernel* correspondiente al Gráfico 2 muestra que la duración media y mediana de los episodios de desempleo de hombres y mujeres son diferentes. Mientras que los episodios medianos de desempleo son de 1,9 meses para los hombres, para las mujeres son de 2,8 meses. De igual forma, mientras la duración media del desempleo para las mujeres es de 7,2 meses en los hombres este indicador es de 4,3 meses. Es decir, este primer hecho sugiere que la duración del desempleo femenino es sin duda mayor que la de los hombres durante el período analizado.

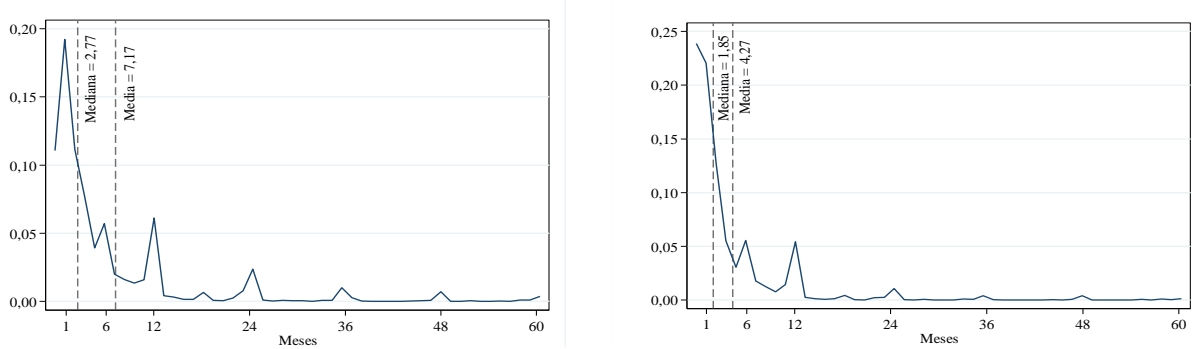
Un indicador complementario de la existencia de diferencias entre la duración de los episodios de desempleo de hombres y mujeres, se puede obtener utilizando un estimador como el de Kaplan-Meier, lo cual hacemos a continuación.

Gráfico 1. Tasa de desempleo por género, trece áreas.



Fuente: DANE-GEIH. Cálculos propios.

Gráfico 2. Distribución (Kernel) de la duración del desempleo. 2007-2012



Fuente: DANE-GEIH. Cálculos propios.

Estimador de Kaplan-Meier⁷

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.

Los episodios de desempleo están en riesgo de fallo si en un momento específico los desempleados están censurados⁸; esto es, no han conseguido un empleo o no han pasado a la inactividad. 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 (fallos) en el momento $t(i)$ y m_i como el número de desempleados censurados por la derecha, es decir cuyo episodio de desempleo termina en un período posterior, $j > i$. Es decir, 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 . Por lo tanto, n_i corresponde al número de desempleados que permanecen en ese estado y que, por lo tanto, están “en riesgo” de sobrevivir en el estado de desempleo en el momento i . De esta forma, sobre los tiempos de duración, se construye la siguiente estadística de orden $t(1) < t(2) < \dots < t(N)$:

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

En el caso en que $t < t(1)$ se define $\hat{S}(t) = 1$.

El Gráfico 3 muestra la estimación por género de la probabilidad de sobrevivir en la condición de desempleado. Se observa, en el panel de la izquierda, que ésta decrece más rápido para los hombres que para las mujeres. La 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 estar viviendo un episodio de desempleo, mientras que para los hombres dicha probabilidad es menor, aunque de todas formas muy alta (40,1%). De igual manera, se observa en los paneles de la derecha e inferior, que comparan las tasas de supervivencia de las mujeres con pareja o comprometidas (i.e., casadas o en unión libre) con las de los hombres comprometidos y las mujeres no comprometidas, respectivamente, que aquellas tienen una mayor probabilidad de permanecer como desempleadas en todos los horizontes de tiempo.

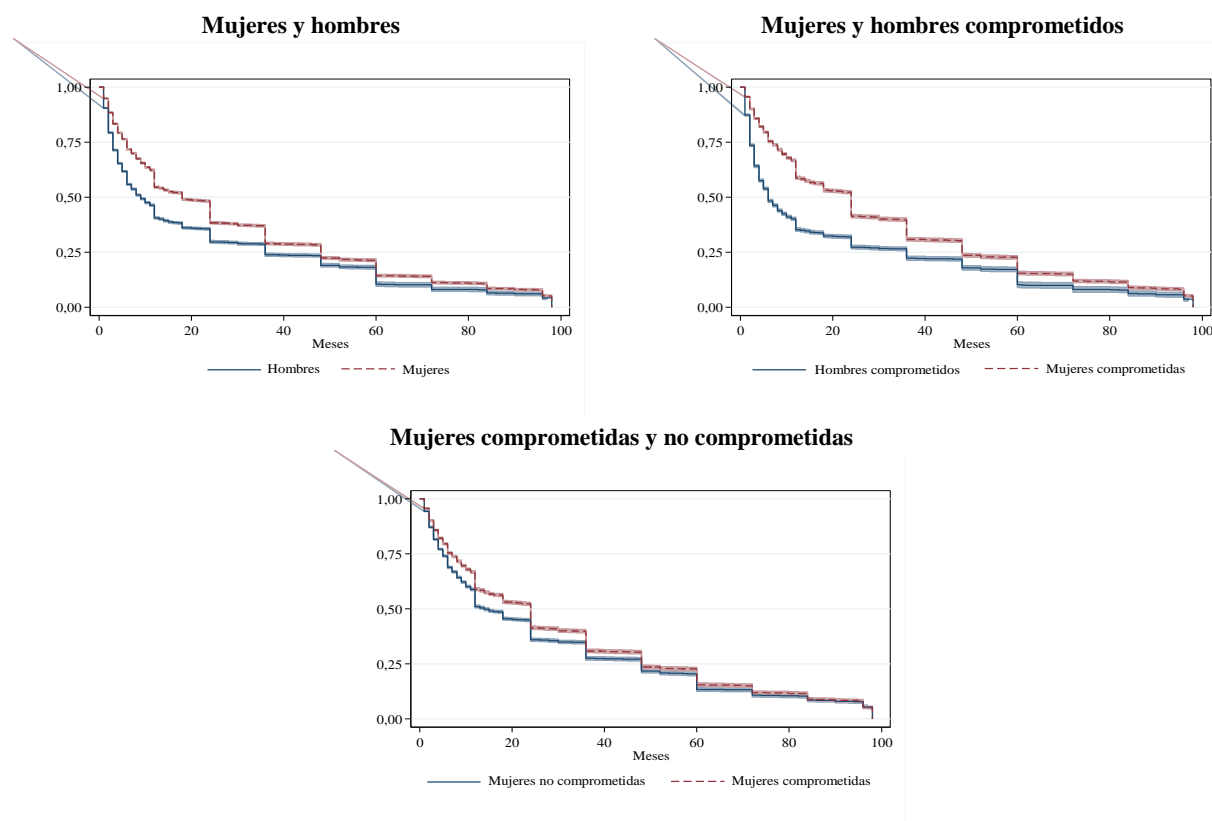
Para dar cuenta de la heterogeneidad regional, el Cuadro 2 presenta diferencias en el indicador de supervivencia por género y ciudad a diferentes horizontes de tiempo después de comenzar a experimentar el episodio de desempleo. En casi todos los horizontes, las mujeres tienen mayores tasas de supervivencia, pero la diferencia se acentúa entre 13 y 25 meses. Pasado un mes, si bien son importantes, las diferencias en las tasas de supervivencia son mucho menores que las que se presentan a mayores horizontes. Por ejemplo, 13 meses después de estar viviendo el episodio de desempleo, en ciudades como Cúcuta, Pereira, Manizales, Montería, Cali y

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

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.

Medellín, las diferencias en las tasas de supervivencia son de 18,2 puntos porcentuales (pp), 17,5 pp, 16,6 pp, 16,5 pp, 15,1 pp, y 14,9 pp, respectivamente. En el horizonte de 25 meses las diferencias son: 12,2 pp, 10,3 pp, 12,5 pp, 9,1 pp, 9,5 pp y 12,1 pp. Llamen la atención ciudades como Cartagena y Manizales donde después de cinco años (61 meses), las diferencias siguen siendo de 10,7 y 7,6 puntos porcentuales.

Gráfico 3. Estimador Kaplan-Meier de la tasa de supervivencia. 2007-2012.



Fuente: DANE-GEIH. Cálculos propios. Intervalos de confianza al 95%.

Es decir, la evidencia inicial parece sugerir que el componente de la tasa de desempleo que constituye la duración, es superior para las mujeres que para los hombres y que hay importantes diferencias a nivel regional.

En complemento a lo anterior, Arango, García y Posada (2013) presentaron 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 3)⁹. Un punto interesante de estas estimaciones es que la mayor diferencia en las tasas de desempleo de hombres y mujeres corresponde al grupo de personas comprometidas (con pareja); esto es, la tasa de desempleo de las mujeres comprometidas es mucho mayor que la de los hombres comprometidos. Más aún, la tasa de desempleo de las mujeres comprometidas está altamente influenciada por la de las mujeres que no son jefes de hogar. El Cuadro 3 también contiene información sobre las tasas de supervivencia como desempleado, estimadas con el indicador Kaplan-Meier, trece meses después de iniciado el

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).

episodio observándose que éstas 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 2. Diferencial de la tasa de supervivencia en el desempleo de mujeres y hombres
Puntos porcentuales. 2007:10-2012:12**

Ciudad o área metropolitana	Meses			
	1	13	25	61
13 Áreas	4,36%	13,99%	8,66%	3,99%
Barranquilla	3,38%	14,15%	12,36%	0,92%
Bucaramanga	4,00%	7,97%	5,61%	4,54%
Bogotá	3,85%	10,81%	4,09%	1,92%
Manizales	4,33%	16,57%	12,49%	7,60%
Medellín	3,29%	14,92%	12,14%	6,10%
Cali	6,98%	15,10%	9,53%	2,29%
Pasto	2,56%	8,62%	2,92%	-2,81%
Cartagena	1,76%	13,56%	12,60%	10,66%
Montería	7,17%	16,47%	9,06%	5,64%
Villavicencio	4,58%	11,32%	2,01%	5,86%
Cúcuta	6,72%	18,17%	12,22%	5,30%
Pereira	3,56%	17,50%	10,27%	4,13%
Ibagué	3,93%	11,92%	6,36%	5,43%

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 3. Tasa de desempleo estructural y supervivencia en el desempleo

Grupo	Tasa de desempleo estructural promedio (1984:1-2013:3)		Supervivencia: probabilidad de permanecer como desempleado trece meses después (2007:10-2012:12)	
	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer
	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 del soporte como la escolaridad, la edad, etc. Sin embargo, una primera hipótesis a que pueden dar lugar los hechos anteriores es que las mujeres comprometidas podrían estar realizando un menor esfuerzo de búsqueda y, en consecuencia, la duración de sus episodios de desempleo es mayor, así como su tasa de desempleo. Es decir, una fracción importante de la mayor tasa de desempleo de las mujeres podría explicarse por una menor intensidad relativa su

esfuerzo de búsqueda de trabajo¹⁰. Si bien, en este documento no se utiliza ninguna variable que mida directamente el esfuerzo de búsqueda de las personas, el modelo teórico planteado más adelante permite dar esa interpretación.

En tal sentido, se examinará 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 del mismo en el caso de las mujeres. Para cada nivel de ingreso de la pareja, las mujeres realizan un menor esfuerzo de búsqueda.

Para quienes no están comprometidos, jefes¹¹ y no jefes, la probabilidad de permanecer desempleados después de un año de estar experimentando el episodio no es baja. Sin embargo, la diferencia en sus tasas de desempleo son menores que las que se presentan entre hombres y mujeres comprometidas.

Es importante observar que 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 ellas, la mayor probabilidad de supervivencia como desempleadas trece meses después de haber comenzado los episodios de desempleo, se encuentra en el caso de las comprometidas. Esto, creemos, refuerza la primera hipótesis que se examina en este trabajo.

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 a ellas realizar una búsqueda más cuidadosa de su próximo empleo y de allí la mayor duración de los episodios de desempleo. Sin embargo, hay dos evidencias indirectas que no favorecen esta interpretación y que, más bien, contribuyen a fortalecer la hipótesis de que la mayor tasa de desempleo femenina se podría deber a un menor esfuerzo de búsqueda por parte de las mujeres comprometidas.

En primer lugar, de acuerdo con la evidencia presentada por Arango, Escobar y Monsalve (2013), las mujeres son tan subempleadas por ingresos como los hombres. Es decir, ellas, 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 sean catalogadas como subempleadas por ingresos¹². 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, página 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 y cuenta propia^{13,14}. La interpretación que

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).

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

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, por otro, la nota al pie No. 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, si 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 sólo en Colombia.

¹⁴ Nuestra hipótesis es que las mujeres están haciendo un menor esfuerzo de búsqueda apoyadas por un seguro de desempleo (el sueldo del esposo) que, muy posiblemente, no está 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,

damos a esta evidencia es que el menor esfuerzo de búsqueda lleva a las mujeres a desistir con mayor probabilidad y ubicarse en la inactividad. 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 primer estudio sobre duración del desempleo en Colombia que utiliza dicha información recientemente producida por Álvarez y Hofstetter (2013a y b) y Arango (2013). La estimación del modelo paramétrico de los determinantes de la duración del desempleo incluirá información sobre vacantes para siete ciudades que, de paso, nos permite 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 del desempeño del mercado laboral.

4. Datos

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

De acuerdo con el Cuadro 4, la mayor proporción de la población en edad de trabajar (PET) es femenina y con una escolaridad prácticamente 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 hombre jefes (entre los hombres) llega a 47,7% en tanto que entre las mujeres dicha proporción es apenas de 23,7%. 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 4. Algunas características de la muestra.
GEIH: 2007:10 – 2012:12.

Variable	PET	PEA
Proporción de mujeres	54,5%	47,8%
Escolaridad promedio	9,06	9,88
	Hombres	9,12
	Mujeres	10,15
Edad promedio	37,66	37,54
	Hombres	36,69
	Mujeres	38,47
Proporción de hombres jefes	47,7%	56,3%
Proporción de mujeres jefas	23,7%	27,4%
Proporción de jefes hombres	62,6%	69,2%
Proporción de jefas mujeres	37,4%	30,8%
Número de niños menores de 6 años o menos por hogar		0,390

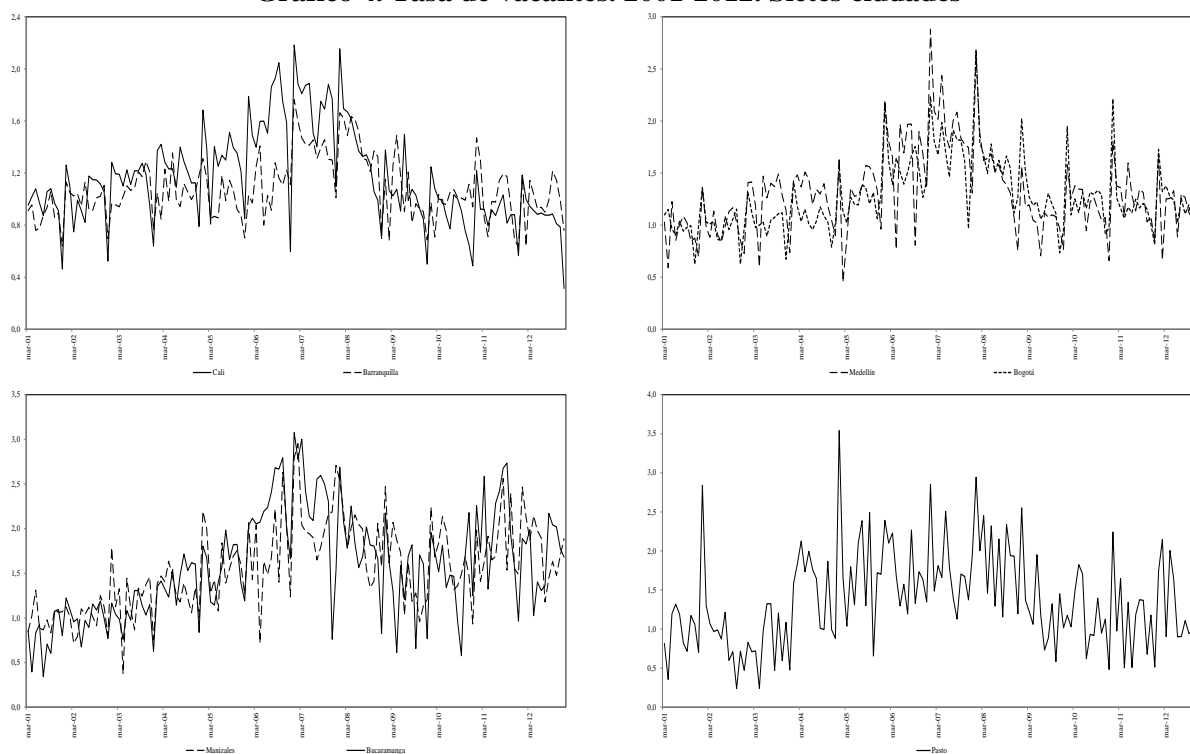
Fuente: DANE-GEIH; Cálculos de los autores.

Cuando los cálculos se hacen en el ámbito de la Población Económicamente Activa, PEA, (que es la población relevante para nuestro estudio), se destacan por un lado, la proporción de hombres que son jefes (entre los jefes): 69,2% cerca de siete puntos porcentuales por encima del indicador para la PET y, por otro, la mayor escolaridad que tienen las mujeres que pertenecen a la PEA frente a los hombres.

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.

En Colombia no es habitual contar con información sobre vacantes ni mucho menos con series de las mismas. Pues bien, en este documento se utilizan los datos sobre vacantes generadas por Álvarez y Hofstetter (2013a y b) y Arango (2013) para documentar la hipótesis de que la duración del desempleo está determinada por la posibilidad de acceso a la información sobre demanda insatisfecha de trabajo (i.e., la información sobre vacantes). El Gráfico 4 presenta la evolución de las tasas de vacantes¹⁵ 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 largas 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 verificará observando el coeficiente asociado con dicha variable, esperando que el coeficiente señale una reducción en la duración del desempleo.

Gráfico 4. Tasa de vacantes. 2001-2012. Sietes ciudades



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

5. Esfuerzo de búsqueda, tasa de vacantes y duración del desempleo¹⁶

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

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 Anexo I).

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 documento auto-contenido.

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, donde un individuo dedica todo su esfuerzo a buscar trabajo sin conocer exactamente el salario asociado con cada oferta. Por lo tanto, se supone que únicamente se conoce la distribución acumulada de los posibles salarios $[H(\cdot)]$, la cual es constante en cada momento del tiempo. En este sentido, los salarios ofrecidos son representaciones independientes de esta función de distribución.

Se supone 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 $w dt$. Además, se supone que la probabilidad de perder el empleo en cada intervalo de tiempo es λdt , donde $\lambda > 0$ es un parámetro exógeno y constante.

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

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

$$W = \frac{1}{1+r dt} [w dt + (1 - \lambda dt)W + \lambda dt U], \quad (1)$$

la cual indica que la utilidad esperada y descontada, derivada de ser contratado, es igual a la suma descontada del flujo de ingresos $w dt$ 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 re-expresar como:

$$rW = w + \lambda(U - W) \quad (2)$$

De esta forma, en cada momento del tiempo el flujo esperado de ingresos descontado de un trabajo, rW , es igual al salario w más el ingreso promedio¹⁸ $\lambda(U - W)$ 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:

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

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.

Suponiendo que el agente buscador de empleo recibe una sola oferta laboral por periodo, la estrategia de búsqueda óptima es: *i*) si la persona no recibe ninguna oferta en el periodo t , seguirá buscando; y, *ii*) si la persona recibe una oferta laboral que paga un salario w , aceptará dicha oferta si $W(w) > U$. Si no es así, seguirá buscando.

Teniendo 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:

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

¹⁸ El ingreso promedio es la pérdida que enfrenta el trabajador en el momento en el cual pierde su empleo.

$$x = rU \quad (4)$$

Esta expresión representa el salario de reserva, es decir, la mínima remuneración que una persona está dispuesta a aceptar para abandonar el desempleo. 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 empleo¹⁹, así como las características personales y el nivel de esfuerzo que hace la persona en dicha búsqueda. En el modelo básico se supone 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 periodo de tiempo 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:

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

Al multiplicar a 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:

$$rU = z + \theta \int_x^\infty [W(w) - U] dH(w) \quad (5)$$

En consecuencia, 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:

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

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:

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

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:

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

¹⁹ La cual refleja, además, las condiciones del mercado laboral.

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, el cual, de acuerdo con la evidencia empírica, parece ser bajo²⁰ 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 documento 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.

5.1. 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 periodo 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 la definimos arriba 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; sabiendo 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 de tiempo $(t, t + dt)$ está definida como:

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

Aplicando 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:

$$\varphi(t) = \frac{f(t)}{\bar{F}(t)} = -\partial[\ln \bar{F}(t)]/\partial t \quad \text{con } \bar{F}(t) = 1 - F(t)$$

Al denominador de la función anterior se le conoce como función de supervivencia $\bar{F}(t)$ y representa la probabilidad de que un periodo 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:

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

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

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

5.1.1. Función de verosimilitud con observaciones censuradas²¹

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 para todos los individuos encuestados en la muestra caen dentro de un intervalo de tiempo τ_0 y τ_1 , la función de verosimilitud de la muestra es $\prod_{i=1}^n f(t_i, \psi)$. 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:

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

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 [$\varphi(t) = f(t)/\bar{F}(t)$], entonces $\ln f(t_i, \psi) = \ln \varphi(t_i, \psi) + \ln \bar{F}(t_i, \psi)$ con $\Phi(t_i, \psi) = -\ln \bar{F}(t_i, \psi)$; 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 suponiendo una distribución específica de la variable aleatoria correspondiente a la duración. Tres de dichas distribuciones son la exponencial, Weibull y Log-logística (ver Cuadro 5). La primera, depende solo de un parámetro $\gamma (>0)$, y en consecuencia, la función de riesgo es contante ($=\gamma$). La segunda, especificada con dos parámetros: $\gamma (>0)$ y $\alpha (>0)$, 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 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 presenta los resultados de la estimación de estas funciones bajo las tres distribuciones utilizadas aquí. En todos los casos la función de supervivencia es negativa, como lo habíamos estimado en el caso no paramétrico de Kaplan-Meier, pero las funciones de riesgo

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

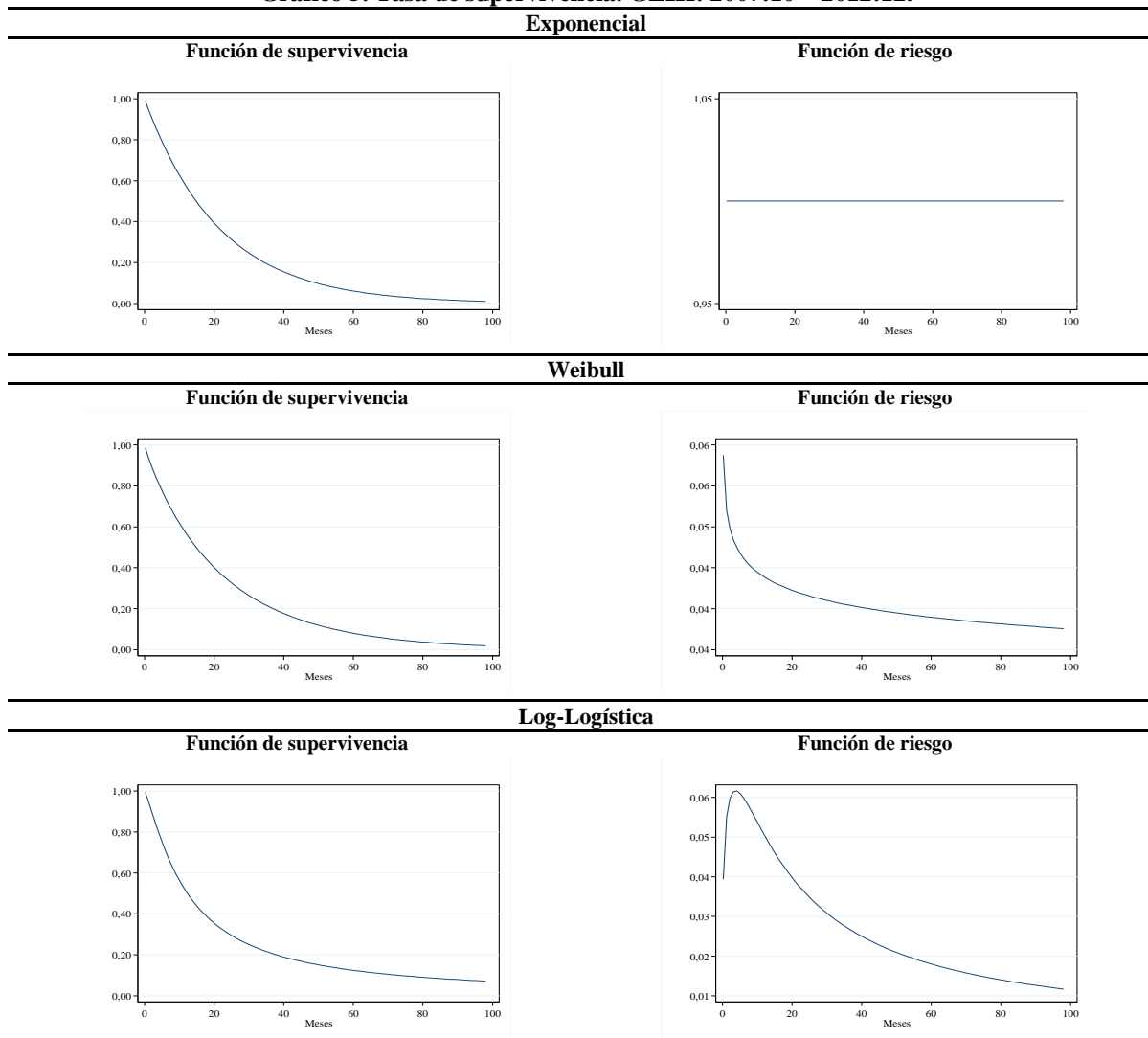
varían. En los casos de las distribuciones Weibull y Log-logística, la dependencia es negativa con la primera, pero no monótona con la segunda. La dependencia cambia de signo alrededor de los 4 meses: en un comienzo es positiva y luego negativa.

Cuadro 5. Funciones de riesgo y supervivencia

Distribución	Función de supervivencia: $\bar{F}(t)$	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

Fuente: Cahuc y Zylberberg (2004, página 148); Cameron y Trivedi (2005); DANE-GEIH; Cálculos de los autores.

Gráfico 5. Tasa de supervivencia. GEIH: 2007:10 – 2012:12.



Fuente: 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 profesional, el género, etc.). Al identificar con 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 bajo 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.

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 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 explicativas²², 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:

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

En esta expresión, la función 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 covariantes o variables explicativas afectan directamente la escala de tiempo. En este caso, la función de máxima verosimilitud se escribe como:

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.

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

La función anterior será estimada suponiendo, como hasta ahora, que $\exp(y\psi)$ para $\rho(y\psi)$, pero 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.

6. Resultados

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 suponiendo 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 construida de la manera como se explicó antes.

El Cuadro 6 incluye distintos modelos que van adicionando controles al modelo 1 que contiene las variables que consideramos básicas. Ellas son: escolaridad, edad, la posición de 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 cuantas horas trabaja a la semana (para los recientemente ocupados) y la condición de comprometido (tener pareja) o no, por género. Las especificaciones del Cuadro 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 la lectura del Cuadro 6 es importante recordar que un coeficiente mayor que 1, significa que la variable asociada aumenta el riesgo de salir del desempleo en tanto que si el coeficiente está por debajo de 1, la variable correspondiente 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 1) mientras que la condición de jefe de hogar aumenta dicho riesgo (el coeficiente es mayor que 1)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. Es importante observar que la presencia en el hogar de niños en la primera infancia no afecta de manera significativa el riesgo de salir del desempleo (más adelante veremos que este resultado se debe a la neutralización de los efectos contrarios de esta variable en hombres y mujeres).

Cuando la variable género interactúa con el estatus (estar comprometido o no), se observa que 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 3.

²³ La hipótesis nula es que el coeficiente es igual a 1.

**Cuadro 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: tres estrellas representa significancia estadística al 99%, dos estrellas al 95% y una estrella al 90%. La hipótesis nula es que el coeficiente es igual a 1 y la hipótesis alternativa que es diferente de 1. Fuente: DANE-GEIH; cálculos de los autores.

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), en relación con los profesionales, buscar trabajo como director, administrador o comerciante (excepto en el modelo 5), 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 por Bucaramanga, que no presenta diferencias estadísticamente significativas con Bogotá (ciudad de referencia), en las demás ciudades se estima una reducción de la tasa de riesgo de salir del

desempleo; sin embargo, 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 de las cuales se tiene información de vacantes,²⁴ sugiere que en la medida en que se cuenta con una dinámica de demanda agregada importante, el riesgo de salir del desempleo aumenta. Aquí 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 desempleo²⁵ y mejor será el desempeño del mercado laboral. El coeficiente estimado está en línea con lo esperado y da validez a la segunda hipótesis del documento. En segundo lugar, la propia 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”, la cual opera como indicador de actividad económica global para dar cuenta de manera explícita del ciclo económico del país (véanse Anexo II y 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 de los episodios de desempleo, pero con más fuerza los de las mujeres, creamos la variable ingreso de la pareja para hombres y mujeres con pareja. Para ello, 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 1 si el ingreso de la pareja corresponde a dicho rango y cero en otro caso²⁶.

Según los resultados del Cuadro 7, en primer término, 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 1. En segundo lugar, los hombres comprometidos cuyas parejas tienen ingresos en los primeros tres rangos tienen 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. En tercer lugar, y más importante, la tasa de riesgo de las mujeres con pareja es menor que la de los hombres con pareja para 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, están realizando un menor esfuerzo que los hombres en la búsqueda de un trabajo. La

²⁴ Véanse Álvarez y Hofstetter (2013a y b) y Arango (2013).

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) para 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.

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.

En relación con la tasa de vacantes, los resultados se siguen sosteniendo 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 .

Cuadro 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	2,01***	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; 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. Fuente: DANE-GEIH; cálculos de los autores.

El Cuadro 8 presenta los resultados de estimaciones similares para las mujeres mientras que el Cuadro 9 los presenta para los hombres. En lo que se refiere a las hipótesis que estamos verificando en esta investigación, 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. Finalmente, sobre los resultados de los Cuadros 8 y 9, es importante resaltar 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 restricciones para las mujeres asociadas con la tenencia de hijos que estén afectando el riesgo de salir del desempleo.

Cuadro 8. Riesgo proporcional con distribución Weibull: tasa de riesgo para mujeres. 2007:10 – 2012:12

Variable	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
Educación	0,981***	1,006***	1,010***	1,014***	1,014***
Edad	0,976***	0,971***	0,971***	0,971***	0,972***
Jefe	1,359***	1,298***	1,296***	1,291***	1,291***
Horas	0,998***	1,003***	1,003***	1,003***	1,003***
Niños 6 años o menos	0,942***	0,909***	0,909***	0,913***	0,914***
Ingreso de la pareja					
Rango 1	0,841***	0,778***	0,771***	0,783***	0,801***
Rango 2	0,900***	0,831***	0,823***	0,794***	0,856***
Rango 3	0,847***	0,763***	0,773***	0,731***	0,838***
Rango 4	1,018***	0,860***	0,879	0,820***	0,833***
Rango 5	0,882***	0,776***	0,822***	0,703***	0,853***
Ciudad					
Barranquilla				0,609***	
Bucaramanga				0,999	
Manizales				0,647***	
Cartagena				0,379***	
Villavicencio				0,801***	
Medellín				0,680***	
Cali				0,783***	
Pasto				0,634***	
Montería				0,673***	
Cúcuta				0,891***	
Pereira				0,592***	
Ibagué				0,551***	
Tasa de vacantes					1,056***
Índice de difusión					1,005***
Constante	0,115***	0,068***	0,068***	0,091***	0,030***
α	1,010	0,987	0,987	0,992	0,960
Controles por oficio		X	X	X	X
Controles por posición ocupacional			X	X	X
Número de observaciones	98.702	98.702	98.701	98.701	56.798

Nota: los rangos de ingresos en pesos constantes de diciembre de 2008, son: 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. Fuente: DANE-GEIH; cálculos de los autores.

Modelos de tiempo de fallo acelerado

El Cuadro 10 muestra los resultados del 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 utilizar este modelo es verificar si la dependencia es estrictamente negativa en el caso de Colombia como sugiere el modelo de riesgo proporcional. Recordemos que la distribución log-logística permite obtener resultados no-monótonos sobre la función de riesgo (ver Gráfico 5).

En relación con los parámetros de interés, se sigue observando que el ingreso de la pareja tiene como consecuencia una mayor duración de los episodios de desempleo en las mujeres que

en los hombres, para quienes esta se ve reducida en relación con las mujeres no comprometidas²⁷. Se sigue presentando una excepción en el caso de los hombres cuya pareja tiene un ingreso del rango 4, para quienes la duración del desempleo aumenta o, en otros términos, el esfuerzo de búsqueda de una ocupación disminuye. En cualquier caso, la hipótesis general se sigue verificando. Lo propio ocurre con la tasa de vacantes cuyo parámetro es significativo y tiene el signo esperado. Según este modelo la tasa de riesgo de salir del desempleo no es monótona ya que el valor del parámetro α es mayor que 1. En tal sentido, la tasa de riesgo asociada a los modelos 1 a 5 es primero creciente y luego decreciente.

En el Cuadro 11, donde se presentan simultáneamente resultados para hombres y mujeres, por separado para los modelos 4 y 5, se observa la importancia de los niños en la primera infancia sobre la duración del desempleo, resultado consistente con el modelo de riesgo proporcional. Mientras que para los hombres se reduce, para las mujeres aumenta, lo cual plantea retos de investigación sobre este aspecto ya que, como señalábamos antes, se debe establecer si se trata de decisiones (individuales o de la familia) no restringidas o de una falta de bienes públicos que permitan reducir el costo del cuidado de los niños a las mujeres y salir a buscar trabajo con mayores grados de libertad.

Cuadro 9. Riesgo proporcional con distribución Weibull: tasa de riesgo para hombres. 2007:10 – 2012:12

Variable	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
Educación	0,947***	0,956***	0,976***	0,981***	0,982***
Edad	0,963***	0,961***	0,962***	0,963***	0,964***
Jefe	1,659***	1,579***	1,564***	1,544***	1,619***
Horas	1,002***	1,005***	1,004***	1,004***	1,004***
Niños 6 años o menos	1,148***	1,137***	1,121***	1,132***	1,136***
Ingreso de la pareja					
Rango 1	1,516***	1,491***	1,434***	1,448***	1,379***
Rango 2	1,310***	1,292***	1,255***	1,233***	1,243***
Rango 3	1,042	1,067	1,061	1,049	0,982
Rango 4	0,539**	0,562**	0,584**	0,543***	0,648
Rango 5	0,695	0,561**	0,514**	0,519***	1,046
Ciudad					
Barranquilla				0,629***	
Bucaramanga				1,033	
Manizales				0,765***	
Cartagena				0,406***	
Villavicencio				0,716***	
Medellín				0,735***	
Cali				0,874***	
Pasto				0,587***	
Montería				0,936**	
Cúcuta				1,008	
Pereira				0,701***	
Ibagué				0,580***	
Tasa de vacantes					1,072***
Índice de difusión					1,010***
Constante	0,235***	0,179***	0,116***	0,142***	0,026***
α	0,992	0,985	0,994	1,003	0,971
Controles por oficio		X	X	X	X
Controles por posición ocupacional			X	X	X
Número de observaciones	82.758	82.758	82.757	82.757	48.881

Fuente: DANE-GEIH; cálculos de los autores.

²⁷ 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.

Cuadro 10. Modelos de duración. Tiempo de fallo acelerado con distribución Log-logística

Variable	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
Educación	0,040***	0,025***	0,008***	0,004**	0,001
Edad	0,028***	0,032***	0,032***	0,030***	0,030***
Jefe	-0,419***	-0,384***	-0,378***	-0,356***	-0,394***
Horas	0,000	-0,004***	-0,003***	-0,003***	-0,003***
Niños 6 años o menos	-0,011	0,011	0,020**	0,007	0,014
Ingreso de la pareja					
Hombre no comprometido	-0,237***	-0,269***	-0,105***	-0,112***	0,099***
Hombre - rango 1	-0,697***	-0,733***	-0,513***	-0,531***	-0,49***
Hombre - rango 2	-0,518***	-0,543***	-0,361***	-0,334***	-0,372***
Hombre - rango 3	-0,198***	-0,219***	-0,112*	-0,073	-0,034
Hombre - rango 4	0,577***	0,552**	0,598***	0,669***	0,528**
Hombre - rango 5	0,037	0,106	0,163	0,282	0,086
Mujer - rango 1	0,191***	0,266***	0,266***	0,249***	0,25***
Mujer - rango 2	0,091***	0,15***	0,166***	0,201***	0,13***
Mujer - rango 3	0,082**	0,14***	0,156***	0,206***	0,073
Mujer - rango 4	-0,196*	-0,103	-0,077	-0,003	-0,057
Mujer - rango 5	-0,077	-0,019	-0,014	0,114	-0,075
Ciudad					
Barranquilla				0,482***	
Bucaramanga				-0,060***	
Manizales				0,342***	
Cartagena				1,004***	
Villavicencio				0,264***	
Medellín				0,344***	
Cali				0,160***	
Pasto				0,501***	
Montería				0,218***	
Cúcuta				0,077***	
Pereira				0,495***	
Ibagué				0,603***	
Tasa de vacantes					-0,091***
Índice de difusión					-0,009***
Constante	1,196	1,592***	1,902***	1,648***	3,477***
α	1,322	1,332	1,347	1,368	1,332
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; 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. Fuente: DANE-GEIH; cálculos de los autores.

Lo anterior se hace aún más claro cuando los modelos 4 y 5 se estiman para mujeres en cuyos hogares hay niños de 6 años de edad o menos y cuando no los hay. Se observa que los ingresos de la pareja siguen siendo un determinante de la duración del desempleo. Sin embargo, el efecto de esta variable 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. Cuando no hay niños de 6 años o menos, el ingreso de la pareja sigue siendo un determinante; sin embargo, los coeficientes son menores que cuando los hay. De igual forma, es importante observar que ante la presencia de niños menores en el hogar, el coeficiente del ingreso de la pareja aumenta en la medida en que lo hace el ingreso de la pareja lo cual sugiere una mayor duración del desempleo para estas mujeres.

Se observa también que 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.

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: cuanto mayor es la educación, menor es la duración de los episodios de desempleo. Pareciera entonces que la mayor educación está permitiendo a las mujeres optar con mayor facilidad por un puesto de trabajo que a los hombres. Desde el punto de vista geográfico persiste una heterogeneidad importante, sobre todo en el caso de las mujeres; en efecto, ciudades como Montería, Cúcuta, Pereira e Ibagué son ciudades particularmente difíciles para las mujeres; Cartagena lo es para ambos.

Con el propósito de observar el efecto del ciclo económico en la duración de una manera alterna al Índice de difusión, el Cuadro 12 presenta las estimaciones de la especificación 4 del modelo, año por año. En este caso, se observa cómo el coeficiente correspondiente a las ciudades de Pereira y Pasto ha venido en aumento, sugiriendo situaciones difíciles en esos mercados de trabajo en los últimos años.

**Cuadro 11. 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 niños 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***	0,13***	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***	0,54**	0,157	0,109	0,178	0,167	0,186	0,077
Rango 5	0,31	0,15	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	82757	48.881	98.701	56.798	40.587	58.114	22.399	34.399

Nota: los rangos de ingresos en pesos constantes de diciembre de 2008, son: 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. Fuente: DANE-GEIH; cálculos de los autores.

En este caso, la duración del desempleo de los hombres con pareja es menor que la de las mujeres con pareja. Sin embargo, en el caso de los hombres solo se cumple para los dos primeros rangos de ingreso, mientras que para las mujeres se cumple para los primeros tres rangos de ingreso de la pareja.

Por último, el Cuadro 13 presenta las estimaciones del modelo 5, por ciudad. Acá nos concentramos en las siete principales ciudades para las cuales se tiene tasa de vacantes. Se observan algunas diferencias en las tasas de vacantes y el índice de difusión. En primer lugar, cuanto mayor sea la tasa de vacantes menor será la duración de desempleo en Bogotá, Cali, Manizales y Pasto y, paradójicamente, la aumenta en Barranquilla y Bucaramanga. En Medellín, los anuncios de vacantes no tienen un efecto significativo en la duración del desempleo. Por otro lado, con la sola excepción de Cali, en las demás ciudades la duración del desempleo es sensible al ciclo económico medido mediante el índice de difusión. Así, cuanto más dinámica está la economía, menor es la duración del desempleo.

Cuadro 12. Modelos de duración por año. Tiempo de fallo acelerado con distribución Log-Logística

Variable	2008	2009	2010	2011	2012
Educación	0,003	0,012***	0,006*	0,003	-0,006*
Edad	0,032***	0,031***	0,030***	0,029***	0,029***
Jefe	-0,397***	-0,392***	-0,348***	-0,316***	-0,339***
Horas	-0,004***	-0,002***	-0,004***	-0,004***	-0,004***
Niños 6 años o menos	0,023	0,008	0,032	0,000	-0,025
Ingreso de la pareja					
Hombre no comprometido	-0,098***	-0,075***	-0,096***	-0,166***	-0,136***
Hombre - rango 1	-0,582***	-0,497***	-0,484***	-0,601***	-0,527***
Hombre - rango 2	-0,327***	-0,237***	-0,239***	-0,472***	-0,383***
Hombre - rango 3	0,083	-0,162	0,001	-0,097	-0,177
Hombre - rango 4	0,991*	0,76	0,652	0,278	1,304
Hombre - rango 5	1,735	8,826	0,829	0,364	-0,214
Mujer - rango 1	0,151***	0,27***	0,27***	0,235***	0,25***
Mujer - rango 2	0,141***	0,244***	0,24***	0,211***	0,194***
Mujer - rango 3	0,209**	0,111	0,33***	0,163*	0,239***
Mujer - rango 4	0,184	0,197	-0,027	-0,243	-0,01
Mujer - rango 5	-0,044	-0,198	0,836***	0,103	-0,162
Ciudad					
Barranquilla	0,814***	0,362***	0,349***	0,383***	0,463***
Bucaramanga	0,073	-0,279***	-0,207***	-0,040	0,125***
Manizales	0,178***	0,228***	0,464***	0,488***	0,324***
Cartagena	1,155***	0,848***	0,913***	1,073***	0,945***
Villavicencio	0,144***	0,012	0,273***	0,464***	0,452***
Medellín	0,401***	0,176***	0,328***	0,472***	0,316***
Cali	0,007	-0,078*	0,079*	0,436***	0,381***
Pasto	0,260***	0,304***	0,581***	0,755***	0,567***
Montería	-0,116**	-0,073	0,305***	0,531***	0,471***
Cúcuta	0,013	-0,277***	-0,028	0,349***	0,269***
Pereira	0,093*	0,341***	0,592***	0,727***	0,721***
Ibagué	0,596	0,591***	0,536***	0,837***	0,538***
Constante	1,810***	1,924***	1,827***	1,633***	1,703***
α	1,389	1,368	1,371	1,390	1,366
Controles por oficio	X	X	X	X	X
Controles por posición ocupacional	X	X	X	X	X
Número de observaciones	33.261	34.557	36.385	34.861.	34.221

Nota: los rangos de ingresos en pesos constantes de diciembre de 2008, son: 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. Fuente: DANE-GEIH; cálculos de los autores.

Con respecto al ingreso de la pareja, en general, se sostienen los patrones identificados hasta ahora, en especial para los dos primeros rangos. Es decir, mujeres que enfrentan mayor duración de sus episodios de desempleo en relación con los hombres comprometidos, para el mismo rango de ingreso de sus parejas. Esto apunta en la dirección de la hipótesis que estamos sometiendo a prueba en esta investigación.

Bucaramanga y Bogotá son las ciudades que exhiben el mejor comportamiento del mercado en cuanto a la tasa de riesgo de salir del desempleo según el valor del parámetro α ; los valores de 1,50 y 1,45, respectivamente, indican que el tiempo en que crece la tasa de riesgo es mayor que en las demás ciudades, lo cual es un resultado ampliamente positivo para dichas ciudades.

Cuadro 13. Modelos de duración por ciudad. Tiempo de fallo acelerado con distribución Log-Logística

Variable	Barranquilla	Bogotá	Bucaramanga	Cali	Manizales	Medellín	Pasto
Educación	0,027***	-0,004	0,005	0,000	0,007	-0,021***	0,002
Edad	0,017***	0,032***	0,027***	0,028	0,036***	0,023***	0,032***
Jefe	-0,379***	-0,445***	-0,271***	-0,354***	-0,391***	-0,315***	-0,423***
Horas	-0,009***	-0,004***	-0,007***	0,004***	-0,001	-0,003***	-0,006***
Niños 6 años o menos	-0,065	-0,002	-0,020	0,098	-0,013	0,021	-0,051
Ingreso de la pareja							
Hombre no comprometido	-0,121**	-0,086**	-0,047	-0,215***	-0,224***	-0,112***	0,149***
Hombre - rango 1	-0,78***	-0,343***	-0,34***	-0,613***	-0,686***	-0,537***	-0,219***
Hombre - rango 2	-0,454***	-0,338***	-0,253***	-0,578***	-0,409***	-0,444***	0,339***
Hombre - rango 3	-0,385	-0,269**	0,274	-0,441**	0,307	-0,103	0,656***
Hombre - rango 4	0,900	1,708**	1,063*	0,938	-0,105	0,144	-1,424*
Hombre - rango 5	10,294	-0,126	9,345	0,453	10,31	0,491	--
Mujer - rango 1	0,253***	0,165***	0,131*	0,279***	0,127*	0,228***	0,351***
Mujer - rango 2	0,43***	0,212***	0,184***	0,079	0,169**	0,175***	0,254***
Mujer - rango 3	-0,188	0,353***	0,442***	-0,085	-0,138	0,097	0,002
Mujer - rango 4	-1,05	-0,311	0,059	0,237	-0,325	0,665***	0,06
Mujer - rango 5	-0,51	0,21	0,102	0,623	0,219	-0,262	-1,306*
Tasa de vacantes	0,341***	-0,123***	0,052*	-0,201***	-0,144***	0,017	-0,154***
Índice de difusión	-0,023***	-0,018***	-0,008***	0,003	-0,010***	-0,011***	-0,003*
Constante	5,816***	4,499***	2,731***	1,628***	3,661***	4,122***	2,899***
α	1,351	1,454	1,504	1,319	1,290	1,346	1,266
Controles por oficio	X	X	X	X	X	X	X
Controles por posición ocupacional	X	X	X	X	X	X	X
Número de observaciones	10.183	17.056	11.285	17.560	13.835	22.619	13.141

Nota: los rangos de ingresos en pesos constantes de diciembre de 2008, son: 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. Fuente: DANE-GEIH; cálculos de los autores.

7. Conclusiones

Las estadísticas del mercado de trabajo en Colombia muestran una diferencia importante de las tasas de desempleo de hombres y mujeres. Los hechos empíricos que presentamos sugieren que una de las explicaciones de 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 desempleado se encuentra en las mujeres que tienen el estatus de casadas o en unión libre, que en el texto denominamos mujeres comprometidas.

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

Los resultados son contundentes en mostrar que tanto el riesgo de salir del desempleo como la duración del mismo se ven afectados de manera negativa para las mujeres comprometidas. Es más, para cada nivel de ingreso de la pareja, la tasa de riesgo de salir del desempleo para las mujeres comprometidas es mucho menor que la de los hombres. Igual acontece con la duración; la de las mujeres comprometidas es mucho mayor que la de los hombres comprometidos para cada nivel de ingreso de la pareja, y mucho mayor que la de hombres y mujeres no comprometidas.

Por lo tanto, el primer hallazgo de este documento es que el ingreso de la pareja estaría induciendo un menor esfuerzo de búsqueda de una ocupación por parte de las mujeres, en relación con el esfuerzo que realizan los hombres. Este resultado daría validez a la primera hipótesis que se examina en este documento. En tal sentido, la mayor tasa de desempleo de las mujeres no necesariamente debe inducir a las autoridades a cerrar completamente dicha brecha mediante medidas de política ya que es probable que una parte de la misma se deba a decisiones óptimas de las familias o las mujeres, no necesariamente restringidas por asimetrías del mercado en contra de ellas.

Desde el punto de vista geográfico persiste una heterogeneidad importante, sobre todo en el caso de las mujeres; en efecto, ciudades como Montería, Cúcuta, Pereira e Ibagué son ciudades particularmente difíciles para ellas; Cartagena lo es para ambos. Las diferencias geográficas son importantes en materia de duración del desempleo y contribuye a explicar la heterogeneidad del desempeño del mercado laboral. En particular, el menor esfuerzo de búsqueda de las mujeres comprometidas, con respecto a las no comprometidas, se observa en Barranquilla y Pasto.

La duración del desempleo también se ve afectada de manera importante por los anuncios de vacantes en particular para las mujeres. Al parecer ellas se ven beneficiadas con el ciclo económico y con los anuncios, de manera que es importante seguir promoviendo los sistemas de información con demanda insatisfecha de trabajo. Este es otro hallazgo del trabajo, que da validez a la segunda hipótesis bajo examen.

Hay dos resultados que también queremos resaltar. En primer lugar, la presencia de niños en el hogar induce una menor duración del desempleo en los hombres y aumenta el de las mujeres. Más aún, 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. Es probable que la disminución de costos del cuidado de los niños permita mejorar los indicadores de duración para las mujeres. En segundo lugar, la educación aumenta la duración del desempleo para los hombres y reduce la de las mujeres lo cual podría sugerir que ellas están utilizando su mayor capital humano para vincularse con mayor facilidad al mercado laboral.

Finalmente, es importante destacar que las estimaciones con los datos corrientes 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 dramática.

Referencias

- Alfonso, V., Arango, L. E., Arias, F., Cangrejo, G., y Pulido, J., 2013, Ciclos de Negocios en Colombia, 1975-2011. *Lecturas de Economía* (78), 115-149.
- Álvarez, A. y Hofstetter, M., 2013a, Cincuenta años de vacantes en Colombia. El caso de Bogotá (1960-2010), *El Trimestre Económico*, LXXX (2), Abril – Junio, 427-453.
- Álvarez, A. y Hofstetter, M., 2013b, Job Vacancies in Colombia: 1976-2012, Universidad de los Andes, *Borradores de Economía*, No. 797, Banco de la República.
- Arango, L.E., 2013, Puestos de trabajo vacantes según anuncios de la prensa escrita de las siete principales ciudades de Colombia, Banco de la República, *Borradores de Economía*, No. 793, Banco de la República.
- Arango, L.E, 2013, Mercado de trabajo de Colombia: suma de partes heterogéneas, en *Mercado de trabajo en Colombia: hechos, tendencias e instituciones*, capítulo 4, Arango L.E y F. Hamann (eds.), Banco de la República.
- Arango, L.E, García, A., y Posada, C.E., 2013, Inflación y desempleo en Colombia: Nairu y tasa de desempleo compatible con la meta de inflación, 1984 – 2010, en *Mercado de trabajo en Colombia: hechos, tendencias e instituciones*, capítulo 8, Arango L.E y F. Hamann (eds.), Banco de la República.
- Arntz, M., and R.A. Wilke, 2006, Unemployment Duration in Germany: Individual and Regional Determinantes of Local Job Finding, Migration and Subsidized Employment, *Centre for European Economic Research. Discussion Paper* No. 06-092.
- Azmat, G., Güell, M. y Manning, A., 2006, Gender Gaps in Unemployment Rates in OECD Countries, *Journal of Labor Economics*, University of Chicago Press, vol. 24(1), pages 1-38, January.
- Bry, G. y Boschan, C., 1971, *Cyclical analysis of time series: Selected procedures and computer programs*, New York, National Bureau of Economic Research.
- Cahuc, P. y Zylberberg A., 2004, *Labor economics*, Cambridge, Massachusetts. MIT Press.
- Cárdenas, C., Hernández, A. y Torres J.E., (2014), An Exploratory Analysis of Heterogeneity on Regional Labour Markets and Unemployment Rates in Colombia: An MFACT approach, *Borradores de Economía*, No. 802, Banco de la República.
- Cameron, A. C. y Trivedi, P.K., 2005, *Microeconometrics methods and applications*, Cambridge, University Press.
- Castellar, C y Uribe, J. I., 2003, Determinantes de la duración del desempleo en el Área Metropolitana de Cali, 1988-2000, *Archivos de Economía*, No. 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, No. 5, pp. 709-748.
- Foley, M. C., 1997, Determinants of Unemployment Duration in Russia, Economic Growth Center. Yale University.
- Fuentelsaz, L., Gómez J. y Polo, Y., 2004, Cuadernos de Economía y Dirección de la Empresa, 19, 081-114.

- Goñi, E., 2013, Andemic Informality, Assessing Labor Informality. Unemployment, and Income Risk in the Andes, IDB.
- Harding, D., y Adrian, P., 2002, Dissecting the cycle: a methodological investigation, *Journal of Monetary Economics*, 49 (2), 365-381.
- Haurin, D.R. y Sridhar, K.S., 2003, The Impact of Local Unemployment Rates on Reservation Wages and the Duration of Search for a Job, *Applied Economics*, 35, pp. 1469–1476.
- Hunt, J., 1995, The effect of unemployment compensation on unemployment duration in Germany, *Journal of Labor Economics*, 13, 88-120.
- 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.
- Katz, L. F. y Meyer B. D., 1990, The Impact of the Potential Duration of Unemployment Benefits on the Duration of Unemployment, *Journal of Public Economics*, 41:1, pp. 45-72.
- Lalive, R., J. van Ours., y Zweimüller, J., 2006, How Changes in Financial Incentives Affect the Duration of Unemployment, *The Review of Economic Studies*, Vol. 73, No. 4, pp. 1009-1038.
- Lancaster, T., 1979, Econometric Methods for the Duration of Unemployment, *Econometrica*, Vol.47, No.4, pp. 939-956.
- Layard, R., Nickell, S., y Jackman, R., 1991, Unemployment: Macroeconomic performance and the labour market, Oxford University Press, New York.
- Lindeboom, M., van Ours, J.C., Renes, G., 1994, Matching Employers and Workers: An Empirical Analysis on the Effectiveness of Search, Oxford economic Papers 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* 236.
- Meyer, B., 1990, Unemployment Insurance and Unemployment Spells, *Econometrica*, Vol. 58, No.4, pp. 757-782.
- Núñez J. y R. Bernal, 1998, El desempleo en Colombia: tasa natural, desempleo cíclico y estructural y la duración del desempleo (1976-1998), DNP, Archivos de Macroeconomía, Documento No. 97.
- Okatenko, A., 2010, The impact of the reason of layoff on the subsequent unemployment duration, *Annals of Economics and Statistics*, No. 99/100.
- Petrongolo, B., 2001, Re-employment probabilities and returns to matching, *Journal of Labour Economics*, 19, pp. 716–741.
- Sánchez F., V. Duque, 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 CEDE*.
- Scarpetta, S., 1996, Assessing the Role of Labour Market Policies and Institutional Settings on Unemployment: A Cross-Country Study, *OECD Economic Studies*, No. 26, pp. 43-98.
- Shimer, R., 2005, The Cyclical Behavior of Equilibrium Unemployment and Vacancies, *American Economic Review*, vol. 95, No. 1, 25-49.
- Solon, G., 1985, Work Incentive Effects of Taxing Unemployment Benefits, *Econometrica*, 53, 295-306.

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

Tenjo, J. y Ribero, R., 1998, Participación, desempleo y mercados laborales en Colombia, DNP, *Archivos de Macroeconomía*, Documento No. 81.

Tenjo, J., Misas, M., Contreras, A., y Gaviria, A., 2011, Modelos de Duración del Desempleo en Colombia". Pontificia Universidad Javeriana, *mimeo*.

Thirlwall, A. P., 1966, Regional Unemployment as a Cyclical Phenomenon, *Scottish Journal of Political Economy*, Vol. 13, Issue 2, pp. 205-219.

Uysal, S. D., y Pohlmeier, W., 2010, Unemployment Duration and Personality, *Journal of Economic Psychology*.

Viáfara C. y Uribe, I., 2008, Duración del Desempleo y Canales de Búsqueda de Empleo en Colombia 2006, *Revista de Economía Institucional*, Vol. 11, No. 21, 2009. Universidad Externado de Colombia.

Anexo I.

Corrección de las series de vacantes.

Álvarez y Hofstetter (2013b) presentan un índice de vacantes construido a partir de los datos recolectados por ellos mismos para Bogotá (Álvarez y Hofstetter, 2013a) y por Arango (2013) para Barranquilla, Bogotá, Bucaramanga, Manizales, Medellín y Pasto. Dichas series muestran el número de anuncios publicados en el periódico más importante de cada una de las siete ciudades²⁸.

A partir de éstos, construimos una tasa de vacantes para cada ciudad de la siguiente manera: Se toma el número de vacantes y se divide entre la población económicamente activa (en miles), para que la tasa de vacantes tenga en cuenta el crecimiento de la población. Posteriormente se normaliza la serie para que sean comparables, tomando como base el año 2001, es decir, en este año la tasa de vacantes, en todas las ciudades, será igual a 100.

Sin embargo, estas tasas no tiene en cuenta la entrada de Internet como medio de publicación de anuncios, y el consiguiente traslado de avisos de los medios impresos a los medios digitales; por lo tanto, la reducción que presentan las tasa de vacantes en los últimos años de las series, está explicada, en parte, por una caída en el uso de los medios impresos y el aumento del uso de la publicación en línea de los anuncios.

Barnichon (2010) propone un método para corregir este problema el cual parte de la expresión:

$$H_t = O_t + P_t,$$

siendo H_t los anuncios (vacantes) totales, P_t los clasificados impresos y O_t los anuncios en línea. La metodología introduce las siguientes relaciones entre dichas variables:

$$P_t = s_t H_t$$

y,

$$O_t = (1 - s_t) H_t$$

²⁸ La metodología utilizada es expuesta en Arango (2013).

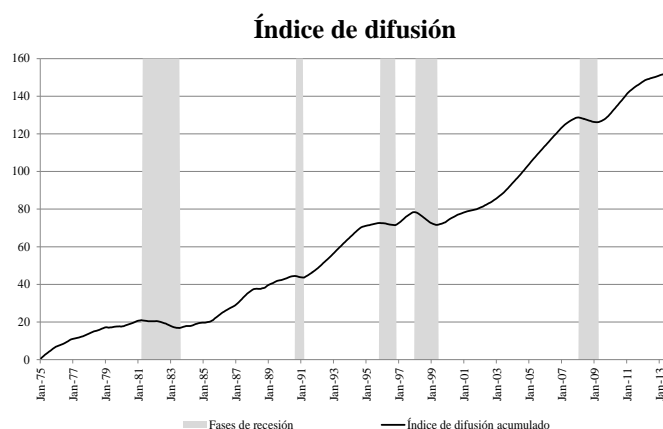
siendo s_t la participación de los clasificados impresos en el total de los anuncios. De esta manera:

$$H_t = \frac{P_t}{s_t}$$

Para corregir las tasas se usa el mismo método usado en Álvarez y Hofstetter (2013), quienes, dado que no hay disponible la información necesaria para calcular la participación de los anuncios impresos (s_t), utilizaron la participación que encuentra Barnichon (2010) para Estados Unidos y con este s_t corrigen el número de vacantes, con la diferencia que para Estados Unidos se inicia el ajuste en el año 1995 mientras que en Colombia en el año 2003.

Anexo II.

El Gráfico siguiente muestra el comportamiento del índice de difusión construido por Alfonso et al. (2013).



Fuente: Alfonso, et al. (2013).

El cálculo del índice de difusión es una herramienta que permite incorporar información de múltiples sectores para estimar la cronología del ciclo económico, de modo que las expansiones y contracciones estimadas estén menos sujetas a errores de medición o comportamientos propios de una variable económica particular.

Según esta metodología, las fechas de inicio y fin de las fases del ciclo pueden obtenerse a partir de los ciclos específicos de las principales variables económicas. Así, una contracción comienza cuando la mayoría de las series están decreciendo y una expansión cuando la mayoría de las series está creciendo.

Para el cálculo del índice de difusión se requirió una estimación previa de la cronología de cada una de las series utilizadas. Para tal fin, se empleó el algoritmo desarrollado por Bry y Boschan (1971) que determina los puntos de quiebre mediante la localización de mínimos y máximos locales de una serie dada. Entre las series utilizadas están: el índice de empleo total de la industria, la producción de cemento, la producción de petróleo, las exportaciones no tradicionales, los términos de intercambio, la demanda de energía eléctrica (sistema interconectado nacional), el índice de producción industrial sin trilla de café, el número de pasajeros internacionales por vía aérea, la producción de azúcar, las importaciones de bienes de

consumo. A las series que son contracíclicas (desempleo, desocupados, EMBI y porcentaje de cartera vencida sobre cartera total) se les invirtió el punto de quiebre encontrado mediante el procedimiento, de modo que los picos encontrados son considerados valles para calcular el índice de difusión.

Una vez obtenidos los puntos de quiebre de cada serie, se estima el porcentaje de variables que se encuentran en una fase de crecimiento (E_t) y el porcentaje de variables que están en una fase decreciente (C_t). El índice de difusión es la diferencia entre ambos términos:

$$I_t = E_t - C_t$$

Según lo anterior, la economía está en crecimiento si el índice de difusión es positivo, y en contracción si el índice de difusión es negativo.

En el siguiente paso se modifica la participación de cada variable dado su grado de sincronización con el índice acumulado medido con el índice de concordancia introducido por Hardin y Pagan (2002). Con lo anterior el índice acumulado ponderado le da mayor participación a las variables que en promedio crecen cuando el índice de difusión es positivo y decrecen cuando el índice de difusión es negativo.

Finalmente, se calcula el índice de difusión acumulado ponderado como la suma acumulada de los valores obtenidos del índice de difusión ponderado. Hecho esto, puede concluirse que la economía está en una fase expansiva cuando el índice está creciendo, mientras que está en una fase de contracción cuando el índice está decreciendo (no se tienen en cuenta crecimientos o contracciones que duren menos de 6 meses).



Este documento puede ser
consultado en
[http://www.banrep.gov.co/
publicaciones/pub_borra.htm](http://www.banrep.gov.co/publicaciones/pub_borra.htm)

