

Desempleo femenino en Colombia

Luis Eduardo Arango
Francesca Castellani
Eduardo Lora
Editores



DESEMPLEO FEMENINO EN COLOMBIA

LUIS EDUARDO ARANGO
FRANCESCA CASTELLANI
EDUARDO LORA
Editores

DESEMPLEO FEMENINO EN COLOMBIA



Arango Thomas, Luis Eduardo, 1963-

Desempleo femenino en Colombia / autores editores Luis Eduardo Arango Thomas, Eduardo Lora. -- Edición Francesca Castellani. -- Bogotá : Banco de la República, 2016

290 páginas ; 23 cm.

Incluye índice de contenido

ISBN 978 -958-664-342-9

1. Mujeres - Desempleo - Aspectos económicos - Colombia
2. Mercado laboral - Colombia 3. Heterogeneidad regional - Colombia I. Lora Torres, Eduardo, autor II. Castellani, Francesca, editora III. Tít.
331.41 cd 21 ed.
A1557388

CEP-Banco de la República-Biblioteca Luis Ángel Arango

Banco de la República
Diciembre de 2016

ISBN 978-958-664-342-9

Diseño de interiores: María Fernanda Latorre
Coordinación editorial: Sección de Gestión de Publicaciones
Departamento de Servicios Administrativos, Banco de la República

Corrección de estilo, armada electrónica, diseño de carátula y finalización de arte:
Asesores Culturales S. A. S.

Impresión La Imprenta Editores S. A.

Las opiniones expresadas por el autor son de su exclusiva responsabilidad y no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

CONTENIDO

Prólogo	xi
Francesca Castellani, Luis Eduardo Arango	
1. Desempleo femenino en Colombia: visión panorámica y propuestas de política	
Eduardo Lora	1
2. Diferencias por sexo en los flujos de trabajadores entre estados laborales y el futuro laboral de las mujeres colombianas	
Hugo López Castaño, Francisco Lasso Valderrama	29
3. Diferencias en las tasas de desempleo por género	
Jaime Tenjo Galarza, Oriana Álvarez Vos, María Camila Jiménez	67
4. Heterogeneidad regional en las diferencias por género de las tasas de desempleo	
Juan C. Duque, Gustavo A. García, Paula Herrera-Idárraga Enrique López-Bazo	101
5. Duración del desempleo en Colombia: género, intensidad de búsqueda y anuncios de vacantes	
Luis Eduardo Arango, Ana María Ríos	135
6. Calidad de los vecindarios y oferta laboral femenina en un contexto urbano: un caso aplicado a la ciudad de Medellín	
Leonardo Fabio Morales, Lina Cardona-Sosa	171

7. Efectos laborales de los servicios de cuidado infantil: evidencia del programa Buen Comienzo	
Lina Cardona-Sosa, Leonardo Fabio Morales	207
8. Acceso a fuentes de empleo de las mujeres en Bogotá	
Ana María Díaz Escobar	231
9. Maternidad y mercado laboral: el impacto de la legislación	
Natalia Ramírez, Ana María Tribín, Carmiña O. Vargas	267

PRÓLOGO

En las últimas décadas Colombia ha experimentado profundas transformaciones demográficas, culturales, institucionales y económicas. En las dinámicas laborales se destacan, entre otras, el aumento sostenido de la participación laboral femenina frente al relativo estancamiento de la participación masculina, la incursión de la mujer en todos los sectores y ocupaciones de la economía y la mayor escolaridad de las mujeres, que ha sobrepasado la de los hombres.

Pese a estos avances, las mujeres presentan resultados laborales desventajosos en muchos aspectos frente a los hombres. En efecto, ellas registran menor ocupación, menor participación, salarios más bajos y mayores tasas de desempleo; este último ha sido, al menos, cuatro puntos porcentuales más alto que el masculino desde que se tienen estadísticas sistemáticas del mercado laboral.

Adicionalmente, las disparidades en las tasas de desempleo son geográficamente heterogéneas; la brecha es más amplia en las ciudades de la costa, aunque por lo general estas registran niveles de desempleo inferiores a los de Bogotá y Medellín. Características como la edad, el estado civil y la educación contribuyen a explicar las diferencias. Las mujeres menores de 25 años, con educación secundaria completa y que son cabeza de hogar, experimentan las mayores brechas; asimismo, las mujeres casadas presentan tasas de desempleo dos veces más altas que las de los hombres, y al parecer dicha condición limita sus posibilidades de participación en el mercado laboral.

Este libro, producto de un esfuerzo de investigación conjunto del Banco Interamericano de Desarrollo (BID) y el Banco de la República, analiza algunos de los problemas que enfrentan las mujeres en el mercado laboral y la heterogeneidad regional de este fenómeno. Además de reiterar la importancia de la cobertura y calidad de la educación para explicar las brechas de género, el libro ofrece varios elementos de reflexión para las políticas públicas en áreas menos exploradas, pero críticas para el desempeño laboral de la mujer, como la movilidad urbana, las características de los vecindarios, el acceso al cuidado infantil, los mecanismos de búsqueda de empleo, y la licencia de maternidad, entre otras.

Para llevar a cabo este estudio la Gerencia Técnica del Banco de la República y la Oficina del Banco Interamericano de Desarrollo en Bogotá promovieron un concurso entre centros de investigación colombianos e investigadores del Banco de la República, sobre “Desempleo estructural femenino y heterogeneidad regional del mercado laboral colombiano”. Las ocho propuestas seleccionadas forman el cuerpo de este libro, aparte del capítulo introductorio elaborado por Eduardo Lora.

Los capítulos son: “Diferencias por sexo en los flujos de trabajadores entre estados laborales y el futuro laboral de las colombianas”, por Hugo López Castaño y Francisco Lasso Valderrama, del Banco de la República; “Diferencias en las tasas de desempleo por género”, a cargo de Jaime Tenjo Galarza, Oriana Álvarez Vos y María Camila Jiménez, de la Universidad de Bogotá Jorge Tadeo Lozano; “Heterogeneidad regional en las diferencias por género de las tasas de desempleo”, desarrollado por Juan C. Duque (Universidad Eafit), Gustavo García (Universidad de los Andes), Paula Herrera Idárraga (Pontificia Universidad Javeriana) y Enrique López-Bazo (AQR-IREA, Universidad de Barcelona); “Duración del desempleo en Colombia: género, intensidad de búsqueda y anuncios de vacantes”, por Luis Eduardo Arango del Banco de la República y Ana María Ríos de la Pontificia Universidad Javeriana, “Calidad de los vecindarios y oferta laboral femenina en un contexto urbano: un caso aplicado a la ciudad de Medellín”, a cargo de Leonardo Fabio Morales y Lina Cardona Sosa, del Banco de la República; “Efectos laborales de los servicios de cuidado infantil: evidencia del Programa Buen Comienzo”, por Lina Cardona Sosa y Leonardo Fabio Morales; “Acceso a fuentes de empleo de las mujeres en Bogotá”, por Ana María Díaz Escobar, de la Pontificia Universidad Javeriana, y “Maternidad y mercado laboral: el impacto de la legislación”, por Natalia Ramírez de la Universidad de Los Andes y Ana María Tribín y Carmiña O. Vargas, del Banco de la República. Los capítulos se derivan de los trabajos de investigación publicados en las series de Documentos de Trabajo del BID y Borradores de Economía del Banco de la República.

Los procesos de investigación y edición del libro, coordinados por Francesca Castellani y Luis Eduardo Arango, contaron con la asesoría de Eduardo Lora. Las investigaciones se beneficiaron de las sugerencias de Jorge Hugo Barrientos, Raquel Bernal, Gustavo Canavire, Wendy Cunningham, Dolores de la Mata, Marcela Eslava, Luz Adriana Flórez, Edwin Goñi, Carlos Medina, Hugo Ñopo, Nataly Obando, Mauricio Ospina, Ximena Peña y Andrés Ramírez, así como de los dictámenes de evaluadores anónimos. Su esfuerzo, colaboración y aporte es gratamente valorado.

Deseamos, asimismo, manifestar nuestro agradecimiento a José Darío Uribe, gerente general; a Hernando Vargas, gerente técnico, y a la Junta Directiva del Banco de la República; a Carola Álvarez, gerente general del Departamento de los Países del Grupo Andino, y a Rafael de la Cruz, representante en Colombia del Banco Interamericano de Desarrollo, quienes promovieron la realización de este proyecto.

Los editores desean expresar también su reconocimiento a Melba Velásquez, jefe de la Sección Administrativa de la Gerencia Técnica del Banco de la República, y a su grupo de colaboradores; a Consuelo Páez, jefe de la Sección de Gestión de Publicaciones del Banco de la República, y a su grupo de colaboradores; a Rita Funaro, directora editorial del Departamento de Investigación del Banco Interamericano de Desarrollo, y a

María Paula Medina, Santiago Plazas y Sergio Rivera por su contribución en el proceso de edición.

Las opiniones y errores expresados en esta obra son responsabilidad exclusiva de los autores y no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva, al Banco Interamericano de Desarrollo ni a su Directorio Ejecutivo y los países que representa. El Banco de la República y el Banco Interamericano de Desarrollo no garantizan la certeza de la información incluida en esta obra.

Francesca Castellani

Banco Interamericano de Desarrollo

Luis Eduardo Arango

Banco de la República

1. DESEMPLEO FEMENINO EN COLOMBIA: VISIÓN PANORÁMICA Y PROPUESTAS DE POLÍTICA

Eduardo Lora*

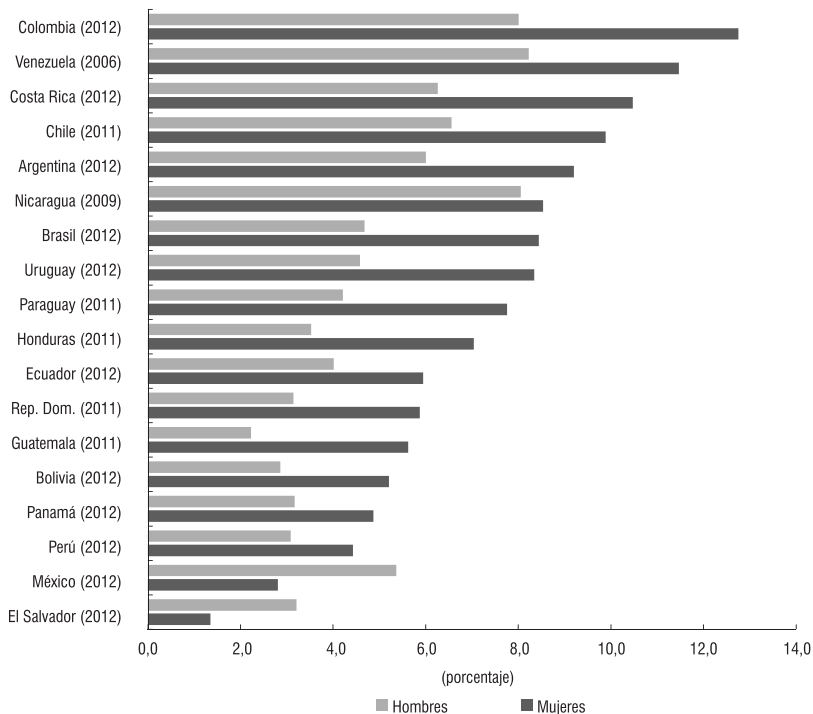
El desempleo femenino en Colombia es el más alto de Latinoamérica. Entre las mujeres colombianas que forman parte de la fuerza de trabajo, una de cada ocho aproximadamente declara al ser encuestada que no estaba empleada una semana antes y que había buscado empleo el mes anterior. En América Latina, aparte de Colombia, solamente Venezuela y Costa Rica presentan tasas de desempleo femenino superiores al 10% (Gráfico 1.1)¹; sin embargo, en el contexto mundial, países con niveles de ingreso per cápita semejantes al colombiano a menudo presentan tasas por encima de este porcentaje².

* Investigador principal en el Centro de Desarrollo Internacional (CID) de la Universidad de Harvard. El autor agradece los valiosos comentarios y sugerencias de Luis Eduardo Arango y Francesca Castellani, así como la colaboración de los autores en el proceso de producción de este libro, y en particular de este capítulo. Las opiniones aquí expresadas no comprometen a ninguno de ellos ni representan los puntos de vista del Banco de la República, el Banco Interamericano de Desarrollo o el CID de la Universidad de Harvard.

¹ Téngase en cuenta que la definición de desempleo difiere entre países. Son desempleados quienes no estuvieron ocupados la semana anterior a la encuesta (excepto en México, donde el período de referencia es el mes) y buscaron activamente empleo la última semana (Brasil, República Dominicana, Guatemala, Honduras, Paraguay, Perú, Uruguay y Venezuela), las cuatro últimas semanas (Bolivia, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, El Salvador, Nicaragua y Panamá) o el último mes (Argentina, y México). Agradezco esta explicación a Pablo Glüzman, de la Base de Datos Socioeconómicos para América Latina y el Caribe (Cedlac), de donde proviene la información para los países latinoamericanos utilizada en este capítulo.

² De los cuarenta países con niveles de ingreso per cápita (en dólares de paridad de poder de compra) en un rango entre 75% y 125% el ingreso per cápita colombiano (US\$15.540), en dieciocho la tasa de desempleo femenina promedio en el período 2010-2013 superó el 10%. Cálculos con datos del Banco Mundial, *World Development Indicators*.

Gráfico 1.1
América Latina: tasas de desempleo de adultos (15 - 64 años)



Fuente: Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (Cedlas) y Banco Mundial (2015); cálculos del autor.

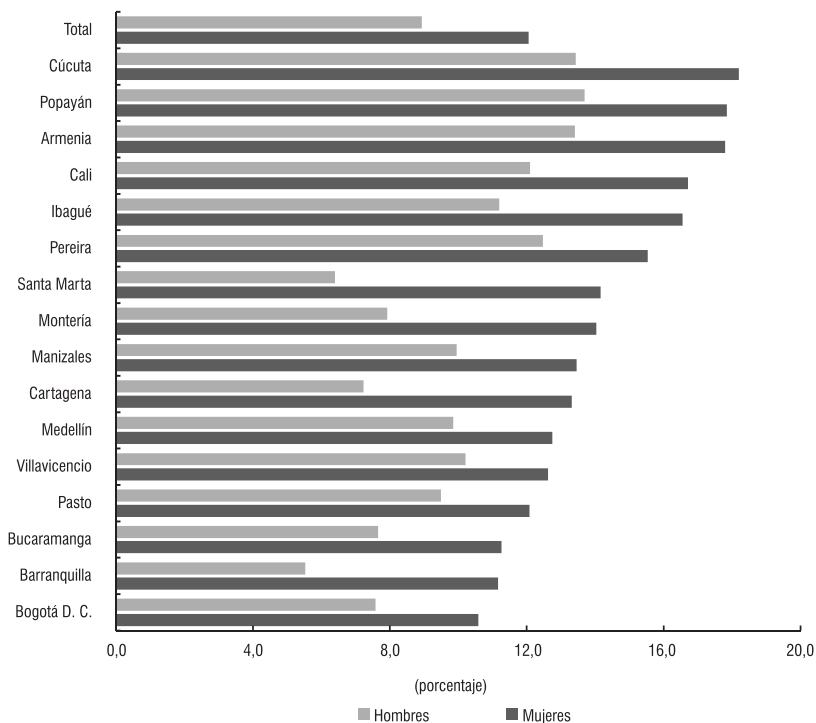
Aparte de que el desempleo femenino en Colombia es elevado, es sustancialmente mayor que el masculino. La brecha de género en esta variable fue de 4,8 puntos porcentuales en 2012, también la más alta de la región, y aproximadamente el doble de la del conjunto de países. Sin embargo, tampoco este es un fenómeno infrecuente a nivel mundial entre los países del rango de ingresos de Colombia³.

Por consiguiente, aunque en Colombia el desempleo femenino es alto y supera sustancialmente al masculino, se trata de un fenómeno más o menos común, aunque de ninguna forma inevitable, entre países con niveles de ingreso per cápita semejantes al colombiano.

Si en lugar de comparar a Colombia con otros países semejantes, se comparan entre sí las ciudades colombianas, se encuentra que altas tasas de desempleo femenino y brechas considerables con respecto al desempleo masculino son rasgos bastante comunes dentro del país. En las dieciséis ciudades que se incluyen en el Gráfico 1.2 la tasa de desempleo de las mujeres supera el 10%, y excepto en Medellín, Pasto y Villavicencio la brecha de género en el desempleo es de por lo menos tres puntos porcentuales.

³ Diecisiete de los cuarenta países tienen brechas de género del desempleo de más de dos puntos, y quince, de más de tres puntos.

Gráfico 1.2
Colombia (2013): tasas de desempleo por ciudades



Fuente: capítulo 3. La información de base es DANE (*Gran encuesta integrada de hogares*).

Por consiguiente, estamos ante fenómenos extendidos en Colombia, que no se limitan a unas pocas ciudades. Esto sugiere que hay causas comunes, algunas posiblemente de carácter nacional, que contribuyen a explicar esta situación. Sin embargo, las diferencias entre ciudades son muy pronunciadas como para descartar la importancia de fenómenos locales; mientras que en Armenia, Cúcuta o Popayán una de cada seis mujeres que quiere trabajar se encuentra desempleada, esa situación afecta a solo una de cada diez mujeres en Bogotá.

Dado que los factores nacionales que influyen en el desempleo femenino han sido objeto de estudios anteriores (que se reseñan brevemente más adelante), no son el énfasis principal de este volumen. Aunque se abordarán algunos aspectos nacionales de importancia, insuficientemente estudiados hasta ahora (como la legislación sobre licencias de maternidad), el objetivo principal de este libro es explorar cómo influyen variables de carácter local en el desempleo femenino y en su brecha con el masculino, tema que ha sido prácticamente ignorado hasta ahora por la investigación en Colombia y, en cierta medida, en el resto del mundo.

A lo largo de esta obra nos preguntaremos si las diferencias entre ciudades en el desempleo femenino y en las brechas con el desempleo masculino se deben a que las mujeres de unas ciudades y otras son diferentes (en sus niveles y tipos de educación, en particular), o

a que las ciudades en sí mismas difieren en aspectos que afectan las posibilidades laborales de las mujeres, tales como la cantidad y diversidad de los empleos disponibles, los patrones culturales respecto al rol de la mujer, la ubicación de los puestos de trabajo, las condiciones de seguridad de los vecindarios, la disponibilidad de jardines infantiles, etcétera. El fin último de esta exploración es contribuir a que haya políticas públicas, tanto del nivel nacional como local, que mejoren las condiciones de vida de las mujeres, especialmente de las menos educadas, que, como veremos, son las que más padecen las dificultades laborales y las que tienen menos medios para enfrentarlas.

En este primer capítulo se introducen los conceptos de duración e incidencia del desempleo y se muestra cómo difieren estos dos componentes del desempleo entre hombres y mujeres en las ciudades colombianas. Después de una breve sección que reseña los estudios de desempleo femenino en Colombia, las siguientes secciones ofrecen un panorama general de los principales resultados de los estudios. El capítulo concluye con una discusión de las políticas que, tanto a nivel nacional como local, deben considerarse para mejorar las posibilidades laborales de las mujeres a la luz de dichos resultados.

1. DURACIÓN E INCIDENCIA DEL DESEMPLEO FEMENINO

Para entender las posibles razones del alto desempleo femenino en Colombia es útil introducir los conceptos de duración e incidencia del desempleo. En cualquier mercado laboral hay siempre personas desempleadas que están en tránsito entre la inactividad laboral y el empleo o entre diferentes empleos. La cantidad de personas desempleadas en un momento dado depende de qué tan probable es quedar desempleado —es decir, la incidencia del desempleo— y qué tanto duran desempleados quienes se encuentran en ese estado (esto es, la duración del desempleo).

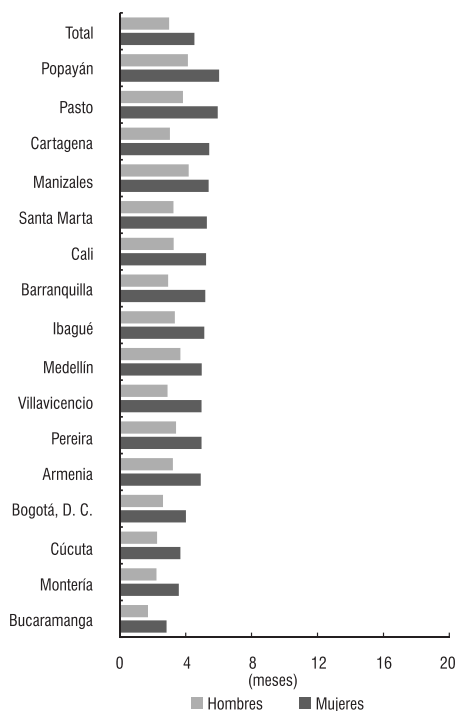
Aunque la descomposición del desempleo entre incidencia y duración es conceptualmente sencilla, es difícil de fijar en números exactos porque ninguno de los dos fenómenos se observa directamente con facilidad, ambos son fenómenos probabilísticos que habría que medir siguiendo a los mismos individuos durante largos períodos de tiempo (mediante encuestas de panel de tamaño suficientemente representativo). Con las encuestas usuales lo máximo que se puede saber es la duración del desempleo hasta el momento de la encuesta, no la duración completa de los episodios de desempleo de los individuos. Con esta “duración observada”, que por definición es menor que la duración completa, puede deducirse la “incidencia implícita” del desempleo que, por consiguiente, es mayor que la verdadera probabilidad de quedar desempleado. Para aproximarse a las verdaderas duración e incidencia se utilizan métodos estadísticos que permiten estimar cuánto más estarán desempleados quienes se observan en un momento en ese estado (en el capítulo 5 se discute detalladamente la metodología).

Ahora bien, ¿qué puede decirse de la incidencia y la duración en las ciudades colombianas?, ¿en qué medida se deben a uno u otro componente las diferencias en el desempleo femenino entre unas ciudades y otras? Es útil presentar primero las duraciones observadas y completas⁴ por ciudades, para apreciar las diferencias (Gráficos 1.3A y 1.3B).

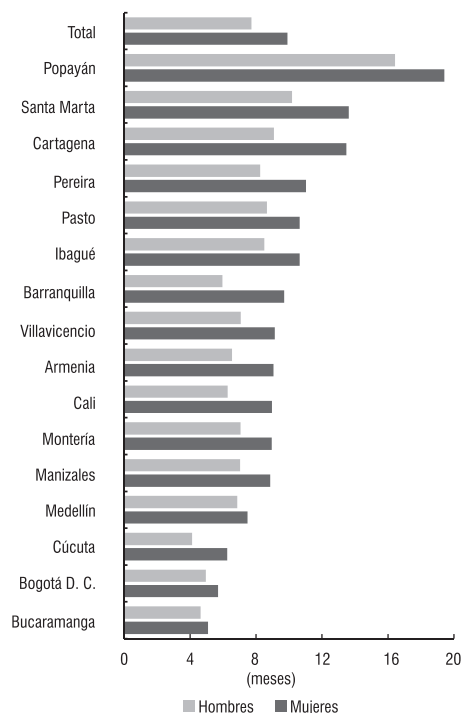
⁴ En lenguaje técnico las duraciones completas se conocen como duraciones “esperadas”.

Gráfico 1.3
Duración del desempleo por ciudades, 2012

A. Observada



B. Completa



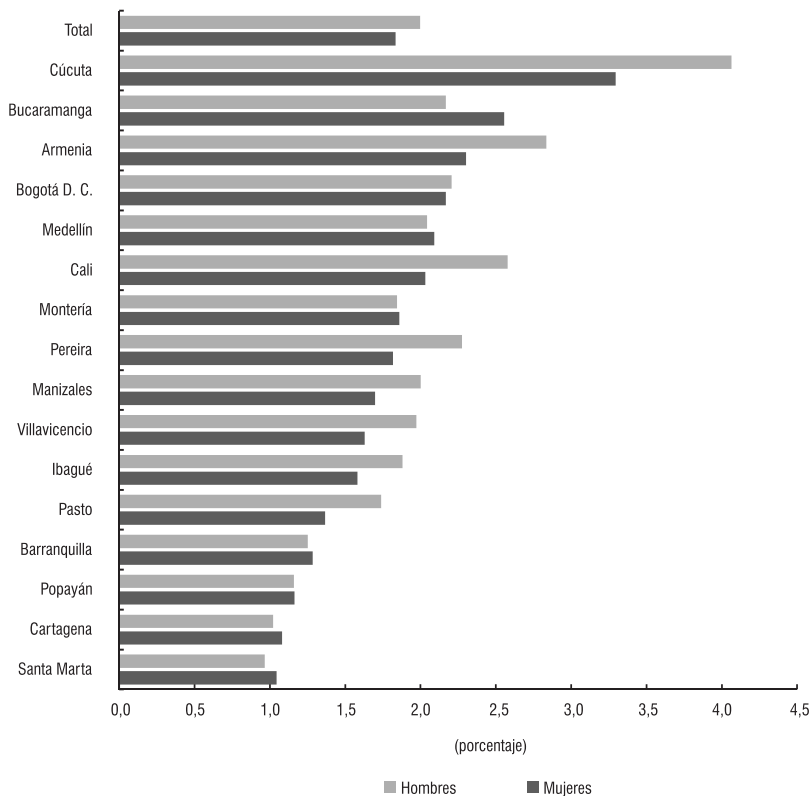
Fuente: capítulo 3. La información de base es DANE (*Gran encuesta integrada de hogares*, 2012).

Las duraciones completas son aproximadamente el doble de las observadas: para el promedio nacional femenino corresponden a diez y cinco meses aproximadamente. No obstante, esa relación difiere entre ciudades: por ejemplo, en el caso de Manizales, que tiene una de las mayores duraciones observadas del desempleo femenino, la duración completa es relativamente baja. Más en general, nótese que hay enormes diferencias en la duración (sea observada o completa) entre ciudades; mientras que en Cartagena, Popayán o Santa Marta una mujer que queda desempleada puede esperarse que pase más de un año buscando empleo, en Bogotá, Bucaramanga o Cúcuta la duración completa del desempleo femenino es de unos seis meses.

Otro tanto ocurre con la incidencia estimada del desempleo. Para las mujeres, varía desde probabilidades mensuales superiores al 2,5% mensual en Bucaramanga y Cúcuta, hasta probabilidades cercanas a 1% en Cartagena y Santa Marta (Gráfico 1.4).

Estas diferencias sugieren que los mercados laborales de las distintas ciudades funcionan de forma muy diversa. Las duraciones mayores pueden ser indicativas, por ejemplo, de que hay desajustes entre el tipo de personas que buscan las empresas y las características de los trabajadores; de que la información de vacantes no se difunde fácilmente; de que

Gráfico 1.4
Incidencia mensual del desempleo por ciudades (2012)



Fuente: capítulo 3. La información de base es DANE (*Gran encuesta integrada de hogares*, 2012).

los esfuerzos y métodos de búsqueda de empleo que usan los desempleados son escasos o muy poco efectivos; o de que las condiciones de trabajo que se ofrecen no se ajustan a las expectativas o las restricciones que tienen los desempleados para ocuparse. Por su parte, las incidencias más altas sugieren que la rotación laboral es alta (lo cual posiblemente afecta más a unos sectores que a otros y a individuos de ciertas características más que a otros).

Por consiguiente, se abren muchas posibilidades de investigación. Son muy diversas las hipótesis que podrían ponerse a prueba para tratar de entender la heterogeneidad regional de las tasas de desempleo femenino y de las brechas de género en el desempleo. Este volumen no pretende agotar este inmenso campo de investigación, busca más bien iniciar esa exploración, ya que los estudios anteriores sobre el desempleo femenino en Colombia —que se reseñan en la sección siguiente— no han ofrecido ninguna explicación al hecho de que hay grandes diferencias entre ciudades en las tasas de desempleo femenino y en las brechas de desempleo con respecto a los hombres. Una de las contribuciones más novedosas de este libro consiste en analizar cómo influyen en el desempleo femenino variables urbanas tales como el acceso a los lugares de trabajo, los tiempos de

desplazamiento, la provisión de jardines infantiles y la seguridad, entre otras. Es la primera vez que se analizan estos temas en Colombia, aunque se cuenta con numerosos estudios para otros países que se mencionan en los capítulos 6, 7 y 8.

2. UNA BREVE RESEÑA DE LOS ESTUDIOS SOBRE DESEMPLEO FEMENINO EN COLOMBIA

Las dimensiones regionales y urbanas han sido prácticamente ignoradas en los estudios sobre el desempleo femenino en Colombia, a pesar de que el enfoque de género está muy presente en las investigaciones sobre el desempleo (y, en general, sobre el mercado laboral). Sin diferenciar entre ciudades, diversos estudios se han ocupado de las variables que influyen en la mayor probabilidad del desempleo de las mujeres y en estimar la incidencia y la duración esperadas del desempleo para hombres y mujeres, encontrando que ambos componentes del desempleo son mayores para las mujeres (Tenjo y Ribero, 1998; Martínez, 2003; Viáfara y Uribe, 2009; Tenjo, Misas, Gaviria y Contreras, 2014). Un ángulo complementario al anterior ha consistido en calcular probabilidades de transición —es decir, de entrar y salir del desempleo— separadas para hombres y mujeres: la conclusión es que las mujeres tienen probabilidades algo mayores que los hombres de perder sus empleos y quedar desempleadas, y sustancialmente menores de conseguir empleo estando desempleadas (Lasso, 2013). También se ha analizado, a nivel nacional, qué grupos de mujeres son más vulnerables a las condiciones del mercado laboral, encontrándose que son las mujeres jóvenes con bajo nivel educativo las más expuestas al riesgo del desempleo (Sánchez, Salas y Nupia, 2003). Se ha intentado explicar en qué medida la brecha del desempleo por género se debe a diferencias observables entre mujeres y hombres y en qué medida se debe, más bien, a que las mujeres y los hombres no funcionan de igual forma en el mercado laboral, siendo esta última la explicación más importante (Amador y Herrera, 2006; Tenjo y Herrera, 2009). Más específicamente, se ha establecido que las mujeres madres sufren mayores tasas de desempleo a causa de los sobrecostos que incurren las empresas por la maternidad y la restringida oferta de cuidado para la primera infancia (Peña-Parga y Glassman, 2004; Peña *et al.*, 2013). El hecho de que las dimensiones regionales del desempleo femenino hayan sido ignoradas representa un gran vacío, en vista de que el mercado laboral colombiano es muy heterogéneo regionalmente (Arango, 2013). Con este contexto podemos ofrecer ahora una síntesis de las contribuciones de este libro.

3. QUÉ MUJERES SON MÁS PROPENSAS AL DESEMPLEO

Antes de plantear hipótesis explicativas del desempleo es conveniente saber qué grupos de mujeres tienden más a quedar desempleadas (incidencia del desempleo) y a permanecer desempleadas después de un tiempo. Para ese propósito puede utilizarse información de “transiciones” laborales, o sea, de los cambios de un estado (o categoría) laboral a otro. Hay cuatro estados laborales básicos (para las personas en edad laboral): empleo asalariado, empleo no asalariado, desempleo e inactividad laboral; entre un período y otro, cualquier persona puede permanecer en el mismo estado o pasar a otro. Por consiguiente

para cada grupo de personas pueden construirse “matrices de transición”, con dieciséis celdas que indican el estado laboral en el período inicial y el estado laboral en el período final, como se muestra en el Cuadro 1.1, que es una versión simplificada del detallado análisis de transiciones que presentan Hugo López y Francisco Lasso en el capítulo 2.

Cuadro 1.1

Transiciones anuales entre estados laborales de hombres y mujeres con y sin educación superior, 2010-2013
(porcentaje)

Origen	Composición	Probabilidades brutas de transición por destino			
		Asalariados	No asalariados	Desempleados	Inactivos
Hombres de 18 a 55 años con educación superior					
Asalariados	51	82	8	10	0
No asalariados	30	8	78	5	8
Desempleados	9	21	12	57	10
Inactivos	11	23	15	18	44
Mujeres de 18 a 55 años con educación superior					
Asalariados	47	79	7	13	0
No asalariados	24	7	70	7	16
Desempleados	12	20	13	53	14
Inactivos	18	19	15	17	50
Hombres de 18 a 55 años sin educación superior					
Asalariados	34	68	20	12	0
No asalariados	52	6	87	4	3
Desempleados	7	19	18	59	4
Inactivos	7	23	29	14	34
Mujeres de 18 a 55 años sin educación superior					
Asalariados	17	62	16	22	1
No asalariados	37	4	72	8	16
Desempleados	10	11	21	54	14
Inactivos	36	5	14	7	73

Fuente: Cuadro 2.2 y cálculos propios. La información de base es DANE (*Gran encuesta integrada de hogares*, 2010 - 2013). Para establecer los cambios de estado laboral se utiliza la información retrospectiva que suministra cada individuo sobre el estado laboral en que se encontraba un año antes.

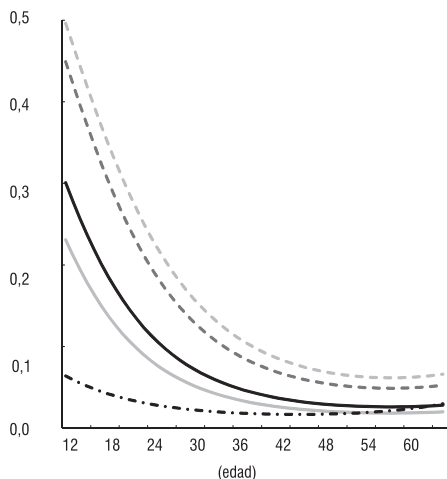
Por ejemplo, la primera fila del cuadro indica que los hombres *asalariados* entre 18 y 55 años con alguna educación superior (que son 51% de los hombres de ese grupo de edad y educación) tienen 82% de probabilidad de seguir siendo asalariados un año más tarde (en el mismo u otro empleo), 8% de probabilidad de pasar a ser trabajadores no asalariados y 10% de probabilidad de pasar a ser desempleados (la probabilidad de que abandonen la fuerza laboral es casi nula). De forma semejante, la fila de *desempleados* indica que los hombres de ese mismo grupo de edad y educación que están desempleados —que son

9% de su grupo— tienen una probabilidad del 21% de conseguir empleo asalariado al año siguiente, 12% de convertirse en trabajadores no asalariados, 57% de seguir en el desempleo y 10% de abandonar la fuerza de trabajo. Obsérvese que estas probabilidades (por filas) son muy semejantes a las de las mujeres del mismo grupo de edad y educación, que se presentan en el bloque siguiente del cuadro. Compárense en cambio con la parte más baja del cuadro, que se refiere a las mujeres sin educación superior. Las mujeres *asalariadas* de este grupo (que son apenas 17% del total de su grupo de edad y educación) tienen una probabilidad mucho más baja de seguir siendo asalariadas y mucho más alta de pasar al desempleo. Y en cuanto a las *desempleadas*, aunque tienen más o menos la misma probabilidad de salir del desempleo, es mucho más factible que se conviertan en trabajadoras independientes o salgan de la fuerza laboral, que los hombres o las mujeres con educación superior. Por consiguiente, como lo destacan López y Lasso, los problemas laborales más graves se concentran en las mujeres sin educación superior, y en forma aún más aguda en aquellas que tienen apenas educación primaria (completa o parcial).

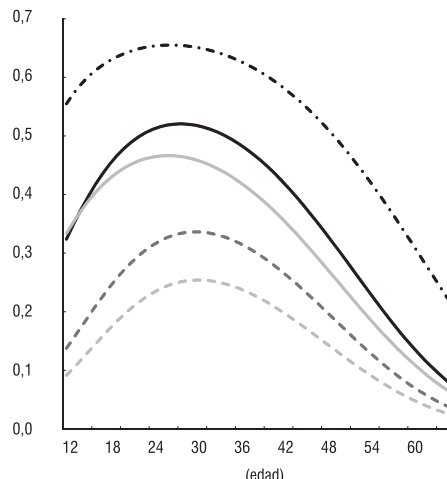
Las probabilidades de transición hacia y desde el desempleo, que son nuestro foco central, pueden calcularse en forma refinada para captar otras diferencias en las circunstancias individuales de las mujeres, aparte de la educación. Las más relevantes son la edad, el estado conyugal y si hay o no hijos menores en el hogar. Podemos concentrarnos primero en las probabilidades de pasar de ser asalariado a ser desempleado entre quienes tienen tan solo educación primaria (Gráfico 1.5A). Para los hombres que son jefes de hogar,

Gráfico 1.5
Transición de personas con educación primaria, 2008-2013
 (probabilidad anual)

A. De asalariado a desempleado



B. De desempleado a asalariado



— Jefa sin pareja y sin hijos — Jefa sin pareja y con hijos - - - Cónyuge sin hijos
 - - - Cónyuge con hijos - · - · - Jefe con pareja y con hijos

Fuente: capítulo 2. La información de base es DANE (Gran encuesta integrada de hogares).

con pareja y con hijos, no importa cuál sea la edad, esa probabilidad no supera el 7%. Utilizando a este grupo de hombres como base de comparación, véase ahora lo que ocurre con los distintos grupos de mujeres. Mientras están en edades reproductivas las mujeres asalariadas de todos los grupos tienen probabilidades más altas de pasar al desempleo, incluso si no tienen hijos, o si no tienen pareja y viven solas. De lejos, las probabilidades más altas de pasar de ser asalariadas a ser desempleadas corresponden a las mujeres que tienen cónyuge (tengan hijos o no), y eso es más pronunciado entre más joven sea la mujer. Esto lleva a plantearse si dichas altas probabilidades se deben al comportamiento de los empleadores, al rol que se asigna a las mujeres en el hogar, a las responsabilidades que implica el cuidado de los hijos, o a otras razones, algunas de las cuales se analizan en el resto del libro.

Se observan diferencias igualmente pronunciadas en las probabilidades de pasar de ser desempleado a ser asalariado (Gráfico 1.5B). Nuevamente, enfocándonos solamente en personas desempleadas que tienen tan solo educación primaria, podemos ver que los hombres jefes de hogar con pareja y con hijos tienen buenas probabilidades de conseguir empleo asalariado, especialmente cuando son jóvenes. En cambio, las mujeres desempleadas con el mismo nivel de educación, mientras estén en edad reproductiva tienen al menos veinte puntos porcentuales de menor probabilidad de encontrar empleo asalariado. Las mujeres con cónyuges e hijos a lo sumo tienen una probabilidad del 25% de encontrar empleo asalariado hacia los 30 años (a esa edad sus pares hombres tienen un 65% de probabilidad de encontrar empleo asalariado). Pero, como lo dicen en forma enfática López y Lasso, al menos estas mujeres pueden contar con el apoyo de sus parejas. El desempleo para las mujeres con hijos que no tienen pareja es, obviamente, un estado mucho más crítico. Quizás por ello mismo, porque hacen mayores esfuerzos para conseguir empleo, o por otras razones, las mujeres desempleadas con hijos que no tienen pareja tienen una probabilidad más alta de encontrar empleos asalariados. Volveremos sobre este importante tema más adelante.

Los problemas laborales de las mujeres con poca educación no se limitan al hecho de ser más propensas al desempleo o a tener muy pocas posibilidades de un empleo asalariado. López y Lasso utilizan la información de transiciones laborales entre todos los estados y para todas las edades con el fin de simular el futuro de estas mujeres. Si las probabilidades de transición por edades se mantienen iguales en el futuro, durante sus edades reproductivas las mujeres sin educación superior que hoy tienen 20 años tenderán a participar laboralmente cada vez más con el paso de los años pero lo harán en trabajos no asalariados, y desde más o menos los 45 años de edad tenderán a abandonar la fuerza laboral. Como además tienen altas probabilidades de separarse de sus cónyuges y quedarse a cargo de los hijos, sus responsabilidades económicas serán crecientes. Y cuando lleguen a la edad de jubilación muy pocas de ellas habrán logrado una pensión o podrán contar con los ahorros para una vejez tranquila.

4. DE QUÉ DEPENDE EL DESEMPLEO FEMENINO EN LAS CIUDADES COLOMBIANAS

Con este escenario, los capítulos restantes del libro buscan precisar qué factores individuales y familiares, y que características de las ciudades colombianas, inciden en el desempleo femenino. En esta sección se resumen las principales hipótesis analizadas y los resultados

que contribuyen a explicar la probabilidad del desempleo o su duración en el conjunto de las ciudades más importantes (y en los casos relevantes, las diferencias entre ciudades)⁵. En la siguiente sección discutiremos diversas hipótesis referidas solamente a las condiciones de los vecindarios de dos ciudades por separado: Medellín y Bogotá.

Los factores analizados en esta sección pueden agruparse en tres: características individuales de las mujeres, condiciones de sus familias y características de las ciudades. Como lo analizan en detalle Jaime Tenjo, Oriana Álvarez y Ana María Jiménez en el capítulo 3, la probabilidad de que una mujer que ha decidido trabajar se encuentre desempleada es menor entre mayor sea su educación y su edad (hasta la de 46 años aproximadamente). También importa qué tipo de educación tiene: la educación técnica o profesional ayuda a reducir la probabilidad de desempleo. Más allá de estas características individuales, las circunstancias familiares son muy importantes. Si una mujer ha decidido participar en el mercado laboral, la probabilidad de que se encuentre desempleada es mayor si es casada y si tiene a su cargo niños menores de 2 años, pero esa probabilidad se reduce si la mujer es jefe del hogar, si siendo jefe del hogar tiene niños menores, y si el cónyuge u otras personas de la familia tienen buenos ingresos (Cuadro 1.2A).

Esta tensión entre unas razones y otras refleja el conflicto entre los incentivos y las dificultades que tienen las mujeres para encontrar empleos: en la medida en que son más fuertes los incentivos (o la necesidad) de trabajar, porque la mujer tiene la responsabilidad del hogar (y aún más si hay niños), tendrá que hacer mayor esfuerzo para encontrarse un empleo y posiblemente tendrá que aceptar un trabajo que no se ajuste completamente a sus aspiraciones de ingreso, horario o cercanía a la vivienda. Las dificultades (incluyendo las restricciones culturales o sociales para aceptar un empleo) por el hecho de que la mujer sea casada o tenga niños que cuidar operan en la dirección contraria, aumentando la probabilidad de que la mujer esté desempleada. Nótese que el ingreso del resto de la familia *reduce* la probabilidad de desempleo de la mujer, lo cual sugiere que aunque ello puede reducir sus incentivos para buscar empleo, posiblemente aminora aún más las dificultades para encontrarlo, quizás porque en la medida en que el resto de la familia tiene mayores ingresos la mujer tendrá mejores vinculaciones y opciones laborales.

En general, los factores que inciden en la probabilidad de desempleo inciden también, en el mismo sentido, en acortar o alargar su duración. Sin embargo, hay dos variables en que ello no ocurre. La primera son los años de educación, que, como hemos visto, reducen la probabilidad de desempleo, pero *aumentan* su duración. Esto es resultado de que las personas con mayor educación tienen un salario de reserva más alto (al que estarían dispuestas a trabajar) y de que para ellas vale la pena dedicar más tiempo y esfuerzo a la búsqueda de un empleo que pueda reportarles mejores ingresos (y otras condiciones). Lo mismo ocurre con la edad, debido a que la experiencia laboral también contribuye a elevar el salario de reserva. Sin embargo, el efecto de la edad puede reflejar también las dificultades de encontrar empleos adecuados para las mujeres mayores.

La única característica de la ciudad analizada por Tenjo *et al.* es el tamaño de su economía (medido por el PIB del departamento): en la medida en que esta sea más grande,

⁵ Ningún estudio se enfocó directamente en analizar los posibles determinantes de la incidencia del desempleo femenino.

Cuadro 1.2A
De qué depende el desempleo femenino: síntesis de resultados
Capítulo 3: Tenjo, Álvarez y Jiménez

	Efecto sobre:	
	La probabilidad de desempleo ^{a/}	La duración del desempleo ^{b/}
Características individuales		
Años de educación	-0,0247***	0,201***
Tener educación técnica	-0,0386***	-0,0584**
Tener educación profesional	-0,0486**	-0,170***
Edad	-0,138***	0,0139***
Edad al cuadrado	0,00150***	-
Condiciones familiares		
La mujer es jefe del hogar	-0,183***	-0,207***
Casada	0,0482***	0,0322*
Niños menores de dos años en el hogar	0,0401***	0,0649***
La mujer es jefe del hogar y hay niños menores de dos años	-0,0451*	-
Ingresos del resto de la familia (millones)	-0,0880***	-0,0430***
Ingresos del resto de la familia al cuadrado (millones)	0,00109***	-
Características de las ciudades		
Tamaño de la economía (log)	-	-0,156***

a/ Regresión *probit* de probabilidad de desempleo con corrección por selectividad en la participación laboral. No incluye efectos fijos de ciudades.

b/ Regresión de mínimos cuadrados ordinarios. La educación está en logaritmos. No tiene efectos fijos por ciudades.

- No se incluyó esta variable.

* Significativo al 90%; ** significativo al 95%; *** significativo al 99%.

Fuente: Cuadros 3.4A y 3.5. La información de base es DANE (*Gran encuesta integrada de hogares*, 2012).

menos tiempo pasan las mujeres desempleadas en esa situación. Esto indica que el número y diversidad de los empleos que ofrece una ciudad son cruciales para las posibilidades laborales de las mujeres (e igualmente las de los hombres).

Por supuesto, las diferencias entre ciudades o entre regiones que inciden en el desempleo no se limitan al tamaño de las economías. También puede haber diferencias relevantes en las características —promedio— de los individuos y sus familias, en las características de las empresas que demandan la fuerza laboral y en la forma como toman las decisiones laborales los individuos y las empresas.

En el capítulo 4 Juan Carlos Duque *et al.* se enfocan precisamente en entender cómo influyen las diferencias regionales en la *brecha* del desempleo entre mujeres y hombres. Con tal fin, definen cuatro grandes regiones en las que pueden agruparse las veintiuna ciudades principales del país. Estas “macrorregiones”, como las denominan, son espacios contiguos —de los departamentos correspondientes— donde hay la máxima similitud

posible entre las ciudades que pertenece a cada macrorregión y la máxima disimilitud posible con las otras macrorregiones.

Las brechas de género en la probabilidad de desempleo dependen de características individuales y de condiciones familiares con algunas diferencias importantes entre regiones (Cuadro 1.2B). En todas las regiones la brecha entre mujeres y hombres en la probabilidad de desempleo disminuye a partir de los 35 años de edad. Solamente en Bogotá tener estudios secundarios o universitarios eleva la brecha en forma significativa. Esto implica que en Bogotá una mujer educada, con idénticas condiciones personales y familiares que un hombre con la misma educación, tiene mayor probabilidad de estar desempleada. Lo contrario ocurre en forma estadísticamente significativa en la macrorregión central. En general, las condiciones familiares inciden de forma semejante en las cuatro macrorregiones: las mujeres jefes de hogar, las casadas, y aquellas con niños hasta de 10 años de edad tienen mayor probabilidad de desempleo que los hombres en idénticas condiciones.

Cuadro 1.2B

De qué depende el desempleo femenino: síntesis de resultados

Capítulo 4: Duque, et al.

	Efecto sobre la brecha de género de la probabilidad de desempleo en:			
	Bogotá	Región Central ^{b/}	Región Caribe ^{b/}	Otras regiones (periferia) ^{c/}
Características individuales				
Edad entre 35 y 44 años	-0,0313***	-0,0232***	-0,0196***	-0,0180***
Edad entre 45 y 60 años	-0,0626***	-0,0858***	-0,0742***	-0,0855***
Tener secundaria básica	0,0312**	0,0030	0,0126*	0,0133
Tener estudios universitarios	0,0357**	-0,0222**	-0,0070	-0,0141
Condiciones familiares				
Ser jefe de hogar	0,0220**	0,0233***	0,0088*	0,0246***
Estar casada	0,0351***	0,0261***	0,0658***	0,0446***
Niños de hasta dos años en el hogar	0,0289*	0,0218**	0,0111*	0,0417***
Niños de tres a cinco años en el hogar	0,0087	0,0265***	0,0140**	0,0022
Niños de seis a 10 años en el hogar	0,0242**	0,0073	0,0094**	0,0127**
Niños de 11 a 17 años en el hogar	-0,0180***	0,0013	-0,0057**	-0,0019
Educación promedio en el hogar	-0,0031***	-0,0029***	-0,0068***	-0,0038***
Brecha no explicada	0,0456***	0,0665***	0,1003***	0,0580***
Brecha total (explicada y no explicada)	0,037***	0,042***	0,070***	0,039***

Notas: regresiones *probit* que incluyen además las mismas variables individuales y familiares para hombres y mujeres.

a/ Antioquia, Boyacá, Caldas, Risaralda, Santander y Valle del Cauca.

b/ Atlántico, Bolívar, Cesar, Córdoba, La Guajira, Magdalena, Norte de Santander y Sucre.

c/ Cauca, Huila, Meta, Nariño, Quindío y Tolima.

* Significativo al 90%; ** significativo al 95%; *** significativo al 99%.

Fuente: Cuadros 4.7 y 4.8. La información de base es DANE (*Gran encuesta integrada de hogares*, 2012).

Asimismo, en todas las regiones, en la medida en que todos los miembros del hogar tienen más educación, es menos factible que las mujeres estén desempleadas en comparación con sus pares. La única diferencia regional apreciable en relación con las condiciones familiares es la que resulta de que haya niños entre 11 y 17 años en el hogar; en Bogotá y la macrorregión Caribe esto reduce la brecha del desempleo entre mujeres y hombres, posiblemente porque estos niños ayudan en las labores del hogar, lo que aparentemente no ocurre en las otras regiones.

A pesar de lo dicho, la combinación de todos estos factores y efectos no contribuye a explicar las brechas promedio de género en el desempleo en ninguna de las regiones; por ejemplo, en Bogotá la brecha promedio es de 3,7 puntos porcentuales, pero cuando se tienen en cuenta las diferencias en las características (promedio) entre hombres y mujeres se encuentra que la brecha por explicar es aun mayor: 4,6 puntos. Esto es de gran importancia, porque implica que las brechas de género en el desempleo no se deben a diferencias en las características individuales o familiares entre mujeres y hombres, sino a que las familias y las empresas toman decisiones en forma diferente cuando se trata del empleo de las mujeres (en relación con hombres de características y condiciones semejantes). Por otro lado, el hecho de que esto ocurra en todas las regiones del país implica que las diferencias en los mercados laborales o en las culturas locales que es posible analizar uniformemente para todas las ciudades no son realmente sustanciales. Es necesario buscar la explicación en otras variables o dimensiones aún no analizadas.

Duque *et al.* hacen un primer intento muy revelador que ayuda a descartar algunas hipótesis y a enfocarse en otras. En particular, descartan la hipótesis de que los indicadores de competitividad regional por departamento⁶ contribuyen significativamente a explicar por qué difieren tanto entre ciudades las brechas *netas* de desempleo entre mujeres y hombres, es decir, después de controlar por las diferencias en las características individuales y familiares⁷. En cambio, sí encuentran una relación significativa entre brechas netas y demanda de trabajadores en el sector formal (como proporción de la población), y también entre las brechas netas y diversos indicadores de cobertura y calidad de la educación básica, la educación superior y la capacitación.

Todos los resultados descritos hasta ahora dan un fuerte respaldo a la hipótesis de que las condiciones familiares de las mujeres tienen gran influencia en su probabilidad de desempleo debido a que su rol en el hogar afecta sus incentivos y puede implicarles restricciones o dificultades para encontrar empleo. Las mujeres con hijos pequeños y con cónyuges que generan ingresos tienen menos posibilidades de encontrar empleo. Esto puede deberse a que los ingresos de la pareja reducen los incentivos para buscar empleo o a que el cuidado de los hijos aumenta las dificultades y las restricciones para emplearse. Si la razón son los incentivos, el mayor desempleo de las mujeres en estas condiciones es una situación de equilibrio que no justifica ninguna intervención de política. Pero si la razón son dificultades que podrían corregirse (por ejemplo, facilitando los empleos de tiempo parcial o flexible), sí puede haber lugar a una intervención de política. Esta es la motivación de la investigación de Luis Eduardo Arango y Ana María Ríos que se presenta en el capítulo 5.

⁶ Que son producidos por el Consejo Privado de Competitividad y la Universidad del Rosario (2013).

⁷ Aunque sí hay una relación con las brechas brutas, antes de dichos controles.

La duración del desempleo de las mujeres es la variable de interés para indagar este asunto, ya que es de esperarse que ella refleje si los incentivos para esforzarse en la búsqueda de empleo se alteran por el hecho de que haya otra fuente de ingreso en el hogar y si el tener a cargo niños pequeños establece o no una diferencia en los resultados de la búsqueda. Puesto que la heterogeneidad regional en estos asuntos puede ser importante, Arango y Ríos presentan no solo resultados para el conjunto de las siete ciudades consideradas, sino también para cada una de ellas. Nos concentraremos aquí en estos últimos.

En cada ciudad se analizan diez grupos de mujeres: según tengan o no niños menores de 6 años en el hogar, y según sea el rango de ingreso de sus cónyuges (Cuadro 1.2C)⁸. En todos los casos la comparación es con respecto a mujeres, con y sin niños, cuyos cónyuges no tienen ingresos. Que los cónyuges generen algún ingreso claramente hace una diferencia para las mujeres con niños de los tres primeros rangos de ingreso (que constituyen el grueso de la población): cuando el cónyuge tiene ingresos, la duración del desempleo es mayor; esto puede ser consistente con la hipótesis de que los ingresos de sus cónyuges reducen los incentivos a la búsqueda, pero puede ser también porque los ingresos del cónyuge le permiten a la mujer con hijos buscar mejor el empleo que se ajusta a sus circunstancias y compaginar mejor el trabajo con las responsabilidades del hogar (opción que en estricto sentido no puede considerarse directamente en el modelo teórico que plantean Arango y Ríos, en el que la única dimensión del empleo que se tiene en cuenta es el salario). Por eso es relevante ver lo que ocurre en el caso de las mujeres sin niños y compararlo con el caso de las mujeres con niños. A partir de esta base, en Barranquilla y Pasto puede decirse con suficiente confianza estadística que los ingresos de los cónyuges debilitan los incentivos para buscar empleo, haciendo que las mujeres de los dos primeros rangos de ingreso (tengan hijos pequeños o no) permanezcan durante más tiempo desempleadas. Pero este no es el caso en Bogotá y Bucaramanga y —con menor confianza estadística— tampoco en Manizales ni Medellín, donde la duración del desempleo de las mujeres sin hijos no depende del ingreso de sus cónyuges. En Cali, sorprendentemente, las mujeres del segundo rango de ingreso que no tienen hijos encuentran empleo más rápidamente que sus pares con cónyuges sin ingresos.

Por consiguiente, la evidencia aportada por Arango y Ríos da claro soporte a la hipótesis de que el ingreso de los cónyuges reduce los incentivos para que las mujeres busquen empleo en algunas ciudades, pero no en otras (quizás como resultado de diferencias culturales respecto al rol de la mujer en el hogar). Estos resultados fortalecen el planteamiento de que los mercados laborales de las ciudades colombianas son muy heterogéneos (como ya lo había destacado Arango (2013)).

Arango y Ríos también analizaron si la duración del desempleo femenino depende del ciclo económico de la ciudad y la abundancia de vacantes anunciadas en la prensa local. Sus resultados muestran que ambas cosas afectan la duración del desempleo. Para las mujeres con hijos la tasa de vacantes anunciadas tiene un efecto el doble de fuerte que para los hombres o las mujeres sin hijos, reforzando la tesis de que las mujeres con hijos enfrentan más dificultades para buscar empleo.

⁸ Obsérvese que solo se tiene en cuenta si el cónyuge tiene ingresos en el rango indicado, no cuántos son esos ingresos. En cambio, como ya vimos, Tenjo y Arias sí consideran el nivel de ingreso del resto de la familia, encontrando que a mayor ingreso *menor* duración del desempleo.

Cuadro 1.2C
De qué depende el desempleo femenino: síntesis de resultados
Capítulo 5: Arango y Ríos

	Efecto sobre la duración del desempleo de que el cónyuge tenga ingresos mensuales en el rango de: (pesos de 2008)				
	Hasta 500.000 pesos	De 500.001 a 1.500.000 pesos	De 1.500.001 a 3.500.000 pesos	De 3.500.001 a 5.000.000 pesos	Más de 5.000.000 pesos
Barranquilla					
Con niños	0,373***	0,576***	-0,526	-1,002	0,154
Sin niños	0,246***	0,355***	0,088	-1,152	-0,981
Bogotá					
Con niños	0,286***	0,286***	0,566***	-0,29	0,617*
Sin niños	-0,071	0,04	0,283**	-0,050	0,104
Bucaramanga					
Con niños	0,181	0,250***	0,414**	0,712	0,292
Sin niños	0,044	0,071	0,600***	-0,141	0,145
Cali					
Con niños	0,404***	0,307***	0,408*	0,673	0,828
Sin niños	0,088	-0,139**	-0,202	0,307	0,677
Manizales					
Con niños	0,181	0,337***	0,287	0,826	2,117*
Sin niños	0,132	0,176*	-0,044	-0,430	0,041
Medellín					
Con niños	0,224***	0,311***	0,537**	0,519	0,736
Sin niños	0,210*	0,082	0,011	1,068**	-0,149
Pasto					
Con niños	0,331***	0,277**	0,271	-0,262	-0,856
Sin niños	0,388***	0,346***	0,091	0,448	-1,157

Nota: regresiones con tiempo de fallo acelerado con función Log-logística, que incluyen otros controles. Con y sin niños se refiere a niños de menos de seis años en el hogar.

* Significativo al 90%; ** significativo al 95%; *** significativo al 99%.

Fuente: Cuadro 5.9. La información de base es DANE (Gran encuesta integrada de hogares; 2007:10 - 2012:12). La duración se establece, para los desempleados, según la pregunta "¿durante cuántas semanas ha estado o estuvo buscando trabajo?", y para los ocupados con menos de tres meses en el trabajo actual según la pregunta "¿cuántos meses estuvo sin empleo o trabajo entre el trabajo actual y el anterior?"

5. EL EFECTO DE LAS CARACTERÍSTICAS DE LOS VECINDARIOS EN EL DESEMPLEO FEMENINO: LOS CASOS DE MEDELLÍN Y BOGOTÁ

Puesto que las dificultades laborales de las mujeres se deben en buena medida, como hemos visto, a la necesidad de compaginar el trabajo con las responsabilidades del hogar, tres de las investigaciones buscaron indagar si las características de los vecindarios inciden en el

desempleo femenino. Por ejemplo, la cercanía de jardines infantiles o de puestos de trabajo podría facilitar la búsqueda de empleo y reducir el desempleo. Como estos factores además pueden cambiar el retorno económico de trabajar —al reducir los tiempos y costos de desplazamiento, por ejemplo—, también podrían afectar la participación laboral.

Medellín es el foco de análisis de los capítulos 6 y 7, ambos de Lina Cardona y Leonardo Fabio Morales, quienes estudian cómo influyen las condiciones de los vecindarios (*comunas* en el lenguaje local) en las posibilidades laborales de las mujeres. En el capítulo 6 los autores analizan los efectos que tienen en la participación laboral, las horas trabajadas y la probabilidad de empleo de las mujeres, la disponibilidad de transporte público masivo, la densidad de actividad económica, la disponibilidad de cuidado infantil público y los niveles de criminalidad. En el capítulo 7 se concentran en el efecto que tiene la provisión de jardines de cuidado infantil en la participación laboral y la empleabilidad de las mujeres en edad reproductiva de vecindarios con distintos niveles de ingresos.

Dado el énfasis de este libro en el desempleo, vale la pena destacar aquí los resultados del capítulo 6 que se refieren a esta variable (Cuadro 1.3). Hay dos aspectos de los

Cuadro 1.3
Cómo afectan al desempleo femenino las condiciones del vecindario en la ciudad de Medellín
Capítulo 6: Morales y Cardona

Efecto sobre la probabilidad de desempleo de una desviación estándar más de:				
Cuartil de ingreso	Homicidios	Empleos cercanos	Distancia al metro	Centros de cuidado infantil
Madres casadas				
Más bajo	0,057 **	-0,068 **	-0,018	-0,022
Medio-bajo	0,007	-0,025 ***	-0,003	-0,025
Medio-alto	-0,012 **	0,011 **	-0,015	-0,007
Más alto	0,004	-0,005 **	0,004	-0,006
Madres solteras				
Más bajo	-0,015	0,024	0,028	0,069 ***
Medio-bajo	-0,015	-0,012	-0,013	0,002 ***
Medio-alto	0,010	0,003	-0,004	-0,014 ***
Más alto	-0,014	-0,002	-0,005	-0,003 ***
Mujeres sin hijos				
Más bajo	0,019	-0,056 **	0,025	0,046
Medio-bajo	-0,007	0,000	-0,013	0,028
Medio-alto	-0,001	0,004	0,007	-0,019

Nota: se presentan sólo los efectos relevantes calculados a partir de una regresión probit que incluye otras variables. En el Cuadro 6.3 los resultados se refieren a la probabilidad de empleo, por lo cual aquí se presentan con el signo opuesto.

* Significativo al 90%; ** significativo al 95%; *** significativo al 99%.

Fuente: Cuadro 6.3. La información de base proviene de las siguientes fuentes: (1) la encuesta de calidad de vida de Medellín para el año 2012, (2) la cartografía de la ciudad de Medellín actualizada por la Secretaría de Planeación de la ciudad, (3) la base de datos sobre homicidios y lesiones de la Policía Nacional, y (4) la base de instituciones prestadoras de cuidado infantil del programa Buen Comienzo de la ciudad.

vecindarios de Medellín que están fuertemente asociados con la probabilidad de desempleo de las mujeres, en especial de las más pobres: la disponibilidad de fuentes de trabajo cercanas y la disponibilidad de centros de cuidado infantil.

Para las *madres casadas* de los vecindarios de ingresos más bajos que deciden trabajar, tener más fuentes de empleo reduce bastante la probabilidad de desempleo (siete puntos porcentuales por cada desviación estándar de más fuentes de empleo). El efecto es semejante (cerca de seis puntos) para *mujeres sin hijos*. En los vecindarios de ingreso medio-bajo también se encuentran efectos significativos para las madres casadas, aunque menos pronunciados. Los beneficios de estar cerca de los puestos de trabajo no se limitan a esto. Como se analiza en el capítulo, la mayor disponibilidad de fuentes de empleo cercanos induce a más madres casadas, especialmente a las más pobres, a participar laboralmente, y hace posible que las mujeres con hijos (casadas o solteras) trabajen más horas. Como veremos más adelante, también en Bogotá la cercanía a los empleos es decisiva para que las mujeres pobres puedan trabajar.

Morales y Cardona encuentran, sorprendentemente, que en los vecindarios más pobres de Medellín donde hay mayor disponibilidad de centros de cuidado infantil las madres solteras tienen *mayor* probabilidad de estar desempleadas. Sin embargo, esta aparente anomalía no ocurre en el caso de las madres solteras en vecindarios de clase media-alta o alta, cuya probabilidad de desempleo es menor cuando tienen cerca centros de cuidado infantil. La aparente anomalía podría explicarse por el hecho de que la ubicación de los centros de cuidado infantil de provisión pública muy posiblemente se decide teniendo en mira a la población objetivo (a pesar de que el método econométrico adoptado por los autores tiene precisamente el propósito de mitigar los problemas de selección como este). Pero también puede ser el resultado de que la mayor disponibilidad de centros de cuidado aumente la incidencia del desempleo (más de lo que reduce la duración), porque algunas mujeres, teniendo quien cuide de sus hijos pequeños, pueden decidir buscar empleo formal en lugar de trabajar de forma independiente.

El capítulo 7, de los mismos autores, arroja luces adicionales sobre los efectos laborales de los centros de cuidado infantil. Cardona y Morales se enfocan en el programa “Buen Comienzo” que ofrece Medellín, para el cual se cuenta con información que permite corregir los problemas estadísticos mencionados. Los centros de cuidado infantil de “Buen Comienzo” atienden sin costo alguno durante ocho horas diarias y cinco días a la semana a menores de cinco años de edad en vecindarios de bajos ingresos. Los autores encuentran que el programa no tiene efectos de significancia sobre la probabilidad de desempleo de las mujeres en los vecindarios atendidos⁹. Nótese que esto puede ocurrir si tiene un efecto positivo sobre la incidencia en el desempleo en algunas mujeres (por la razón mencionada en el párrafo anterior) que contrarresta el efecto de reducción de la duración del desempleo en otras mujeres.

En cualquier caso, el programa “Buen Comienzo” sí tiene efectos, y muy sustanciales, sobre la participación laboral: los resultados sugieren que la modalidad de cuidado infantil de este programa ha elevado en promedio entre tres y nueve puntos porcentuales

⁹ El método de estimación utilizado es el de propensión de emparejamiento (*propensity score matching*). La información de base son los registros administrativos del programa “Buen Comienzo” y del Sistema de identificación de potenciales beneficiarios de programas sociales (Sisbén).

—o entre 10% y 27%— la probabilidad de que las madres con hijos menores estén dispuestas a trabajar¹⁰. Para las madres ubicadas en un radio de quinientos metros alrededor de los centros de cuidado infantil el efecto es aún más alto: treinta y un puntos porcentuales, que equivale a duplicar la probabilidad de participación laboral de las mujeres con niños menores. Este es un hallazgo con implicaciones de política muy importantes, como discutiremos en la última sección de este capítulo.

La cercanía a los puestos de trabajo es también el tema de estudio del capítulo 8, de Ana María Díaz. En este caso el análisis se enfoca en Bogotá, donde los problemas de movilidad son muy agudos. Con base en la Encuesta de Movilidad de 2011, la autora calcula que los bogotanos tienen que gastar en promedio cincuenta y cuatro minutos diarios para desplazarse desde sus viviendas hasta sus sitios de trabajo, y que los habitantes de las localidades peor ubicadas, como Usme o Bosa, tienen que dedicar en promedio ochenta y ocho y setenta y seis minutos diarios, respectivamente, para llegar a trabajar¹¹. Puesto que estas cifras se refieren solo a los viajes de ida al trabajo, y dado que la movilidad se ha deteriorado desde 2011, es factible que actualmente (en 2016) los bogotanos estén gastando en promedio dos horas y media para ir y regresar al empleo diariamente, y que quizás uno de cada cuatro de ellos esté gastando más de tres horas diarias para poder trabajar.

Al contrario del caso de Medellín, en el estudio sobre Bogotá no se encuentra que los tiempos de desplazamiento a donde están los puestos de trabajo tenga efecto alguno sobre las probabilidades de desempleo de las mujeres (incluso diferenciando por nivel educativo y considerando diferentes medidas de acceso a los sitios de empleo)¹². Nuevamente, esto no descarta que la movilidad tenga efectos de signo opuesto sobre la incidencia y la duración del desempleo, por ejemplo si la falta de movilidad induce a más mujeres a trabajar informalmente (y por tanto reduce la incidencia), mientras que hace que otras mujeres tomen más tiempo para encontrar un empleo (y por lo tanto aumenta la duración).

Pero en cambio, y en forma consistente con el caso de Medellín, los tiempos de desplazamiento a los sitios donde están los empleos sí ejercen un efecto muy importante sobre la participación laboral de las mujeres. Una reducción del tiempo promedio de desplazamiento, que incremente el acceso a fuentes de empleo en un 50%, haría que la participación femenina subiera de 51 a 64%. En los estratos socioeconómicos más bajos el aumento en la participación sería aún mayor.

6. LAS LICENCIAS DE MATERNIDAD

Aunque la legislación sobre licencias de maternidad en Colombia no tiene una dimensión regional, fue seleccionada como tema de investigación para este proyecto por el escaso conocimiento sobre su potencial efecto en las posibilidades laborales de las mujeres. En principio la legislación busca proteger a las mujeres durante los primeros meses después del parto para que continúen percibiendo salarios y además dispongan de tiempos de licencia

¹⁰ Con el mismo método de estimación y fuentes de datos mencionados en la nota anterior.

¹¹ Agradezco a la autora estos cálculos, que no son parte del capítulo.

¹² Se utilizó el método de estimación *probit* sin corrección de selectividad.

y descanso para atender al recién nacido. Para que ello no implique costos adicionales a las firmas, que llevarían a discriminar o a despedir a las mujeres en edad reproductiva o embarazadas, los costos de la licencia son socializados a través de las contribuciones al Sistema de Seguridad Social en Salud. En el capítulo 9 Natalia Ramírez, Ana María Tribín y Carmaña Vargas analizan las consecuencias de la última extensión de la licencia de maternidad de doce a catorce semanas (Ley 1468 de 2011) sobre el desempleo, la participación en el mercado de trabajo y la informalidad laboral de las mujeres. Su método consistió en comparar dos grupos de mujeres con diferentes tasas de fertilidad¹³. Concluyen que, debido a la extensión de la licencia de maternidad, las mujeres en el grupo de alta fertilidad están ahora participando menos en el mercado laboral y se están ocupando más en el sector informal. Sin embargo, no encuentran ningún efecto en la probabilidad de desempleo. Que la extensión de las licencias de maternidad esté perjudicando a quienes pretendía ayudar sugiere que la legislación no consigue socializar efectivamente todos los costos que representa la maternidad para las empresas. Con base en estos resultados, las autoras argumentan cuidadosamente propuestas de política que discutiremos en la sección siguiente.

7. POLÍTICAS PARA REDUCIR EL DESEMPLEO FEMENINO

Aparte de buscar entender mejor el desempleo femenino en Colombia, el objetivo final de este libro es propiciar la adopción de políticas bien fundamentadas que ayuden a resolver los problemas laborales de las mujeres y a aprovechar mejor su potencial productivo. En esta sección final se pasa revista a las diversas políticas que, a la luz de las investigaciones incluidas en la obra, pueden considerarse para reducir el desempleo femenino y, más en general, para mejorar las posibilidades laborales de las mujeres. Puesto que ninguno de los estudios analizó directamente los determinantes de la *incidencia* del desempleo, no hay ninguna propuesta de política orientada a reducir este componente del desempleo. De hecho, es posible que, sin elevar la probabilidad del desempleo, algunas de las políticas reduzcan la duración pero aumenten la incidencia del desempleo. Como se ha señalado en otros lugares, esto puede ocurrir con medidas que facilitan a las mujeres buscar empleo formal en lugar de trabajar por su cuenta. Debe además señalarse que aunque algunas de las medidas propuestas pueden tener efectos indirectos sobre otros aspectos de la economía (diferentes al laboral), que no han sido incorporados explícitamente en el análisis, tales efectos muy posiblemente son reducidos.

7.1 Socializar mejor los costos de la maternidad

En el capítulo 9, Ramírez, Tribín y Vargas proponen un conjunto de medidas legislativas y de política pública dirigidas a socializar los costos de la maternidad de forma más efectiva

¹³ Esta técnica se conoce con el nombre de “diferencias en diferencias”. Se utiliza el método de estimación *probit*. La información de base para las estimaciones es la Gran Encuesta Integrada de Hogares (para trece ciudades) desde junio de 2009 hasta junio de 2011 (prelegislación) y entre julio de 2011 y septiembre de 2013 (poslegislación).

y a modificar las percepciones culturales de la maternidad y la crianza. Como vimos, las licencias de maternidad no logran socializar completamente sus costos, lo cual reduce las oportunidades laborales de las mujeres (aun cuando sin alterar la probabilidad de desempleo de las mujeres en edades fértiles).

Según las autoras es necesario un pacto social que promueva un sentido de responsabilidad por el cuidado infantil en todos los miembros de la sociedad. Esto implica cambios culturales, legales e institucionales para que ambos padres compartan las responsabilidades de cuidado de los hijos, y también requiere expandir la red pública de apoyo al cuidado infantil, tema que se discute más adelante.

Algunos de los cambios propuestos son eminentemente factibles, empezando por los costos directos de la seguridad social. Actualmente la empresa debe asumir los pagos de seguridad social, tanto de la mujer en licencia de maternidad, como del trabajador que la reemplaza. La propuesta consiste en que el pago de la seguridad social de la trabajadora en licencia sea socializado. Otras medidas podrían consistir en subsidiar en forma directa parte de los costos salariales del reemplazo (puesto que de todas formas debe ser entrenado y su productividad puede ser inferior).

Sin embargo, las autoras consideran que es difícil socializar estos costos y que se requieren políticas más ambiciosas. Su propuesta central, sin duda polémica, consiste en extender a los hombres licencias de paternidad en condiciones semejantes a las que se otorgan hoy a las mujeres, así como incentivos para que los padres las disfruten. Una opción es que las licencias puedan ser aprovechadas solo en la medida en que ambos padres las tomen, o haya bonificaciones para los padres que las soliciten; hay ejemplos exitosos de este tipo en Alemania, Polonia y Suecia. Dichas medidas pueden ayudar a cambiar las actitudes sociales sobre el cuidado infantil, como lo sugiere la evidencia internacional¹⁴.

Se trata de una propuesta polémica, por diversas razones. En primer lugar, porque puede elevar el costo del empleo formal, lo que atentaría contra la eficiencia de la economía y los ingresos de los trabajadores. Sin embargo, este efecto puede mitigarse o eliminarse completamente si las licencias actuales son compartidas entre padres y madres o si la extensión para los padres es limitada. Otros riesgos importantes consisten en que las empresas decidan discriminar también contra los maridos de las mujeres en edades más fértiles, por razones semejantes, y que si no hay cambio en las conductas la presencia de los hombres en el hogar se convierta en una carga adicional para las mujeres. Como es imposible establecer por anticipado la importancia de estos riesgos, sería conveniente experimentar en forma controlada en alguna ciudad para poder evaluar los resultados antes de convertir estas propuestas en legislación nacional (en los países desarrollados ha sido también un proceso lento). Las ciudades más indicadas para experimentar con las licencias de paternidad son aquellas donde hay indicios más fuertes de que la cultura del hogar desalienta el trabajo de las mujeres, especialmente cuando tienen niños menores, como es el caso de las ciudades de la costa atlántica, que presentan las mayores brechas de género en la participación laboral y el desempleo.

Como advierten Ramírez, Tribín y Vargas, para que las licencias de paternidad tengan alguna posibilidad de éxito es necesario que se hagan campañas educativas y de persuasión

¹⁴ Aparte de la bibliografía citada en el capítulo 9, véase *The Economist* (2015) y las referencias allí mencionadas.

a fin de cambiar el rol de los hombres en el hogar. Los cambios culturales pueden propiciarse con iniciativas como el programa “Equipares” del Ministerio de Trabajo, que incluyó comerciales de televisión para resaltar el papel del hombre en la crianza de los hijos. En sí mismas, las campañas educativas son una propuesta relevante debido a la importancia de los factores culturales en las dificultades que enfrentan las mujeres para conciliar el trabajo fuera del hogar con las responsabilidades del cuidado de los niños y el manejo del hogar. Sin embargo, más que promover una reingeniería social que puede carecer de justificación política, las entidades del Estado deben propiciar y facilitar la discusión pública sobre el rol de la mujer. Para ese fin es preciso mejorar la difusión de la información y de las investigaciones sobre las dificultades laborales de las mujeres y sobre la eficacia de los programas y las acciones políticas.

7.2 Provisión de jardines infantiles

Cardona y Morales en el capítulo 7 demuestran que la provisión de centros de cuidado infantil ejerce un efecto sustancial en la participación laboral femenina, sin afectar la probabilidad de desempleo de las mujeres que deciden participar. Donde no hay centros de cuidado infantil solo tres de cada diez madres pueden trabajar, mientras que allí donde hay una guardería a menos de quinientos metros seis de cada diez madres pueden participar laboralmente.

En Colombia hay 4,3 millones de niños menores de 5 años de edad y cuatro de cada cinco viven en alguna de las veinte áreas metropolitanas y ciudades más grandes del país. Con la densidad típica de las ciudades colombianas, para que todos los hogares tengan acceso a un centro de cuidado infantil a menos de quinientos metros se requerirían unas doce mil guarderías en las veinte áreas y ciudades más importantes del país.

Este problema debería estar resuelto, puesto que durante cuatro décadas se exigió que todas las empresas pagasen una suma equivalente al 2% de su nómina mensual de salarios (3% desde 1988) “para que el Instituto Colombiano de Bienestar Familiar [ICBF] atienda la creación y sostenimiento de *centros de atención integral al preescolar* para menores de 7 años”, según rezaba la Ley 27 de 1974 (en 2013 se eliminó este parafiscal y el funcionamiento del ICBF pasó a depender de los recursos generales de presupuesto). Sin embargo, hay un gran déficit de servicios de cuidado infantil. Según las estadísticas del ICBF a diciembre de 2014, por medio de diversos programas fueron atendidos 925.529 infantes, o sea menos de una cuarta parte de la población menor de 5 años. Es difícil establecer cuál es el déficit de infraestructura, pues varios programas del ICBF se prestan en instalaciones de otras entidades, en hogares comunitarios y en casas de familia; no obstante, en 2011 el Gobierno calculó que se necesitaban mil quinientas edificaciones adicionales de atención infantil en todo el país. Desafortunadamente, el ritmo al que se está corrigiendo ese faltante es muy bajo: en 2014 se construyeron apenas treinta y un centros de desarrollo infantil temprano.

7.3 Movilidad

Morales y Cardona en el capítulo 6, y Díaz en el capítulo 8, aportan evidencia contundente sobre el efecto que tiene en las posibilidades laborales de las mujeres el acceso a

los sitios de trabajo. En Medellín bajaría el desempleo femenino, especialmente entre las mujeres más pobres. La tasa de desempleo de las mujeres en los vecindarios de ingresos más bajos de esa ciudad se reduciría cerca de siete puntos, con una mejora del acceso a los puestos de trabajo equivalente al incremento de una desviación estándar de esa variable (que combina la cantidad de empleos con la distancia a ellos).

Tanto en Medellín como en Bogotá un mejor acceso aumentaría la participación laboral de las mujeres. Debido a los serios problemas de movilidad en Bogotá, el efecto allí sería sustancial. Si logran reducirse a la mitad los tiempos para llegar al trabajo, crecería en veintiún puntos porcentuales la participación laboral femenina; el mayor aumento ocurriría en las mujeres con educación secundaria, cuya tasa de participación pasaría de 49 a 78%. En todos los estratos sociales, definidos según el Sisbén¹⁵, habría aumentos importantes (entre diecisiete y veinticuatro puntos porcentuales; véase el Cuadro 1.4).

Cuadro 1.4
Cómo cambiaría la participación femenina si mejorara la movilidad en Bogotá (porcentaje)

	Tasa de participación femenina		
	Si la movilidad siguiera igual ^{a/}	Si los tiempos de viaje se redujeran 50 por ciento ^{b/}	Diferencia
Todas las mujeres en edad laboral	55	77	21
Por nivel educativo:			
Educación básica	36	59	23
Educación secundaria	49	78	29
Educación superior	90	97	8
Por condiciones familiares:			
Jefe de hogar	65	81	17
Con niños hasta de seis años	59	81	22
Con niños entre siete y 18 años	55	75	19
Por estrato del Sisbén			
Estrato 1	51	75	24
Estrato 2	55	78	23
Estrato 3	54	76	21
Estrato 4	60	77	17
Estrato 5	61	79	18
Estrato 6	70	87	17

a/ Esta es la tasa de participación que se obtiene luego de la predicción de las probabilidades del modelo probit. Se supone que si la persona obtiene una probabilidad mayor o igual a 0,5 participa y si es menor no participa.

b/ Esta simulación es el resultado de disminuir el tiempo de viaje en un 50 por ciento. Para calcular la tasa de participación se usa el mismo procedimiento que en el caso anterior.

Fuente: cálculos de Ana María Díaz con base en los resultados del Capítulo 8, que se basan en información de la Secretaría Distrital de Movilidad (Encuesta de movilidad de la ciudad de Bogotá; 2011).

¹⁵ Sistema de identificación de potenciales beneficiarios de programas sociales.

Estos cálculos se basan en la Encuesta de Movilidad de 2011 así que, como los problemas de movilidad se han agudizado desde entonces, los efectos podrían aún ser mayores. Aunque también lo serían los costos de inversión necesarios para reducir los tiempos de viaje a la mitad, los rendimientos económicos para la ciudad y para el país serían tan significativos, que los cubrirían en pocos años. En efecto, el PIB de la ciudad (y del país) crecería por cuatro razones: primero, por la mayor participación laboral femenina, que bastaría para elevar el ingreso per cápita de los bogotanos en aproximadamente 8-10%; segundo, porque las jornadas laborales efectivas aumentarían, posiblemente entre 10-15%; tercero, porque se elevaría la productividad durante toda la jornada, y cuarto, porque las empresas podrían encontrar personal más adecuado a sus necesidades, ya que los trabajadores podrían emplearse más lejos de sus viviendas. Por la misma razón, más trabajadores podrían engancharse en el sector formal.

Por consiguiente, Bogotá y otras grandes ciudades del país podrían ser más prósperas, tener más empresas, menos informalidad y, sobre todo, mayor equidad de género, si le prestaran la debida atención a los problemas de movilidad. Esto implica no solamente invertir en mejores vías y medios de transporte, sino orientar en forma más efectiva y planeada el crecimiento urbano con el propósito de mejorar el acceso a los sitios de empleo. El instrumento para este fin debería ser el componente urbano de los planes de ordenamiento territorial (POT) que deben establecer los municipios con población de más de 100.000 habitantes en consulta con la sociedad, para períodos de doce años. Por ejemplo, el POT de Medellín para el período 2014-2027 establece el criterio de “mezcla sana de usos del suelo” porque “la mezcla de usos es también la mejor y más eficiente política de movilidad... [pues] permite distribuir equitativamente en el territorio las actividades productivas, comerciales y de servicios, los equipamientos comunitarios y la vivienda” (Alcaldía de Medellín, 2015). Las mujeres serían las mayores beneficiadas de que los POT adoptaran como criterio central de manejo del suelo urbano el fácil acceso a los sitios de trabajo.

7.4 Educación técnica para las mujeres

Tenjo, Álvarez y Jiménez en el capítulo 3 muestran que salen más rápido del desempleo las mujeres que cuentan con educación técnica. Es natural que sea así, pues hay un déficit enorme de técnicos y tecnólogos en Colombia. Un 57% de los anuncios de vacantes en sitios de Internet durante 2014 que mencionaron el nivel educativo requerido especificaban que preferían personal con título de técnico o tecnólogo. No es el nivel de educación más demandado, pues 64% de las vacantes aceptarían trabajadores con bachillerato o menos, sin embargo es el nivel con el mayor desajuste entre oferta y demanda, ya que apenas 11% de los trabajadores colombianos tienen título de técnico o tecnólogo. La demanda de técnicos y tecnólogos no está concentrada en ningún sector en particular: todos los sectores económicos más activos en el mercado laboral quisieran llenar una parte muy sustancial de sus plazas con este tipo de trabajadores (Lora, 2015).

El déficit de técnicos y tecnólogos es preocupante, dado que Colombia es el país latinoamericano que más recursos le ha dedicado a la capacitación laboral. Durante décadas el Servicio Nacional de Aprendizaje (SENA) recibió un ingreso parafiscal equivalente

al 2% de la nómina de todas las empresas, que fue reemplazado en 2013 por recursos ordinarios de presupuesto. En ese mismo año se graduaron como técnicos o tecnólogos solamente 116.000 personas (62.000 del SENA), lo cual es apenas una octava parte de las casi 900.000 vacantes anunciadas para este personal durante 2014.

Reducir el déficit de técnicos y tecnólogos mejoraría las posibilidades laborales de las mujeres y ayudaría a reducir el desempleo femenino. En principio, ello no reduciría las brechas de desempleo entre mujeres y hombres, pero eso se lograría si los programas se enfocan en aquellas ocupaciones más adecuadas para las mujeres y en las ciudades donde dichas brechas son mayores. También debería darse atención a programas técnicos para mujeres mayores de 40 años con el fin de contrarrestar la obsolescencia de sus conocimientos y evitar su abandono temprano de la fuerza laboral.

7.5 Otras políticas

Arango y Ríos en el capítulo 5 muestran que las mujeres salen más rápidamente del desempleo cuando aumenta el número de vacantes anunciadas en los periódicos locales. Pese a que diversos sitios de Internet ofreciendo información de vacantes hacen redundantes los anuncios en la prensa, la cobertura de la información de vacantes por la red es muy baja en la mayoría de ciudades del país, aparte de Bogotá. De un total de 2,2 millones de puestos de trabajo anunciados en los principales sitios de Internet en 2014, 1 millón aproximadamente eran para empresas de esta ciudad, a pesar de que ella representa solo 19,4% del empleo nacional. Desde 2014 es obligatorio que las empresas declaren sus vacantes en sitios de Internet reconocidos por el Ministerio de Trabajo. Los esfuerzos de implementación y vigilancia de esta medida podrían descentralizarse a las ciudades capitales de departamento.

Puesto que los procesos de búsqueda de empleo son más prolongados y difíciles para las mujeres, también ayudaría la implementación de programas de asesoría laboral y diseminación de información de vacantes. De igual forma, como lo proponen Tenjo, Álvarez y Jiménez en el capítulo 3, las agencias de empleo y otros sistemas de intermediación laboral podrían establecer módulos especializados en las características y necesidades específicas de las mujeres, especialmente las que tienen niños pequeños.

En varios capítulos se ofrece evidencia de que para las mujeres con hijos pequeños es difícil conciliar el trabajo con las responsabilidades del hogar. Por esta razón, facilitar la contratación por horas y flexibilizar los horarios laborales puede ayudar a reducir el desempleo femenino. De acuerdo a lo propuesto también por Tenjo, Álvarez y Jiménez en el capítulo 3, una posibilidad es reducir los sobrecostos laborales para el empleo por horas o de jornada parcial. Asimismo, podrían subsidiarse las contribuciones a la seguridad social de las mujeres con hijos menores o en edades de alta fecundidad.

REFERENCIAS

- Alcaldía de Medellín (2015). “El nuevo POT: Plan de Ordenamiento Territorial” [en línea], consultado en https://www.medellin.gov.co/irj/go/km/docs/pccdesign/Subportaldel-Ciudadano_2/PlandeDesarrollo_0_17/Publicaciones/Shared%20Content/Documentos/2014/RevistaPOT2014.pdf. Julio.
- Amador, M.; Herrera, P. (2006). “Diferencias en el desempleo por género. ¿Hay discriminación en el acceso al trabajo?”, *Documentos de Economía*, Bogotá, Universidad Javeriana.
- Arango, L. E. (2013). “Mercado de trabajo de Colombia: suma de partes heterogéneas”, en L. E. Arango y F. Hamann, *El mercado de trabajo en Colombia: hechos, tendencias e instituciones*, Bogotá: Banco de la República.
- Cedlac y Banco Mundial (2015). Socio-Economic Database for Latin America and the Caribbean [en línea], consultado el 20 de abril en <http://sedlac.econo.unlp.edu.ar/eng/>
- Consejo Privado de Competitividad; Universidad del Rosario (2013). Índice Departamental de Competitividad 2013.
- Lasso V., F. J. (2013). “La dinámica del desempleo urbano en Colombia”, en L. E. Arango y F. Hamann (eds.), *El mercado de trabajo en Colombia: hechos, tendencias e instituciones*, Bogotá: Banco de la República.
- Lora, E. (mayo de 2015). “Déficit de técnicos y tecnólogos”, Focoeconómico [en línea], consultado en <http://focoeconomico.org/2015/05/19/deficit-de-tecnicos-y-tecnologos-en-colombia/>
- Martínez, H. (2003). “Cuánto duran los colombianos en el desempleo y en el empleo: un análisis de supervivencia”, *Archivos de Economía*, núm. 236.
- Peña-Parga, X.; Glassman, A. (2004). “Demand for Child Care and Female Employment in Colombia”, *Documentos CEDE*, Universidad de Los Andes, núm. 43.
- Peña, X.; Cárdenas, J. C.; Ñopo, H.; Castañeda, J. L.; Muñoz, J. S.; Uribe, C. (2013). “Mujer y movilidad social”, *Documentos CEDE*, Universidad de Los Andes, núm. 5.
- Sánchez, F.; Salas, L. M.; Nupia, O. (2003). “Ciclos económicos y mercados laborales: ¿quién gana más, quién pierde más? 1984-2000”, *Archivos de Macroeconomía*, núm. 228.
- Tenjo, J.; Herrera, P. (2009). “Dos ensayos sobre discriminación: discriminación salarial y discriminación en acceso al empleo por origen étnico y por género”, *Documentos de Economía*.

- Tenjo, J.; Misas, M., Gaviria, A.; Contreras, A. (2014). “Duración, probabilidad e incidencia del desempleo en Colombia”, *Información Básica en Estadística*, vol. 3, núm. 1, pp. 5-28.
- Tenjo, J.; Ribero, R. (1998). “Participación, desempleo y mercados laborales en Colombia”, *Archivos de Macroeconomía*, núm. 81.
- Viáfara, A.; Uribe, J. (2009). “Duración del desempleo y canales de búsqueda de empleo en Colombia”, *Revista de Economía Institucional*, vol. II, núm. 21, pp. 139-160.

2. DIFERENCIAS POR SEXO EN LOS FLUJOS DE TRABAJADORES ENTRE ESTADOS LABORALES Y EL FUTURO LABORAL DE LAS MUJERES COLOMBIANAS*

**Hugo López Castaño
Francisco Lasso Valderrama**

A pesar de que en las últimas décadas han mejorado el nivel educativo y algunos indicadores laborales femeninos, las mujeres en general, y las menos educadas en particular, tienen menor participación laboral que los hombres, tasas más reducidas de empleo asalariado, mayor informalidad y desempleo más alto.

Ello justifica los objetivos de este documento: 1) calcular las tasas laborales de transición, es decir, los movimientos anuales de entrada y salida que para hombres y mujeres, por edades y nivel educativo, se producen en el mercado laboral colombiano entre asalariados, no asalariados, desocupados e inactivos; 2) sobre esa base, examinar los determinantes de las diferencias de género en las transiciones laborales, y 3) estimar el futuro laboral que, de mantenerse esas tasas, aguarda a la población colombiana. Nuestra base estadística son las encuestas nacionales de hogares del Departamento Administrativo Nacional de Estadísticas (DANE) del período 2008-2013.

Con la recuperación económica y del empleo asalariado que se produjo entre 2010 y 2013 se acentuó la rotación de los obreros y empleados y aumentó la movilidad laboral. El empleo asalariado siguió expulsando trabajadores hacia el desempleo y trabajos independientes, y alimentándose de inactivos e incrementos de la población en edad de trabajar. Aunque los hombres con baja escolaridad presentan las menores tasas de desempleo e inactividad de todos los grupos sociales, entre ellos es muy bajo el empleo asalariado, pues predomina la informalidad. Las mujeres poco educadas resultan aún más afectadas, no solo por el desempleo y la informalidad, sino también por una inactividad laboral muy elevada. Sin embargo, entre estas mujeres hay que distinguir dos grupos:

* Las opiniones expresadas en este documento no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva. Cualquier error es responsabilidad de los autores. Los autores agradecen a Eduardo Lora y a Edwin Goñi por sus sugerencias metodológicas.

- *Las mujeres cónyuges con baja escolaridad:* enfrentan el riesgo más alto de perder su trabajo asalariado y de convertirse en desempleadas; además, tienen las menores posibilidades de pasar del desempleo o la inactividad hacia el empleo asalariado. Cuando tienen niños y son desempleadas la mayoría de estas mujeres solo pueden acceder a trabajos no asalariados pobremente remunerados. Las mujeres cónyuges con baja escolaridad tienen la menor tasa de participación de todos los grupos sociales y la menor probabilidad de salir de esa situación, pero al menos tienen a su favor que cuentan con el apoyo de sus cónyuges para el sostenimiento de sus hijos.
- *Las mujeres con baja escolaridad que son jefas de hogar, sobre todo las que tienen hijos menores a cargo:* son el grupo más vulnerable, pues carecen del apoyo de sus maridos y deben participar laboralmente más que las anteriores, aunque sea en peores condiciones. En efecto, estas mujeres tratan de esquivar, con éxito apenas parcial, el desempleo, sobre todo el de larga duración, y a cambio están obligadas a aceptar el primer empleo informal y de baja calidad que se les ofrezca (sus probabilidades de pasar de desempleadas a no asalariadas resultan mayores que las de las cónyuges y que las de los hombres). Por lo anterior, y por los altos índices de pobreza de sus hogares, es preciso diseñar para ellas políticas laborales especiales.

El plan de exposición de este capítulo es el siguiente: en la primera sección se hace un repaso sucinto de la literatura económica, tanto internacional como colombiana, sobre los movimientos laborales. La segunda sección describe las fuentes de información y la metodología utilizada para la estimación de las tasas nacionales de transición y, a partir de esa estimación, analiza los principales flujos anuales de trabajadores que se produjeron en el mercado laboral colombiano entre 2008 y 2013. La tercera sección versa sobre los determinantes de las diferencias entre hombres y mujeres en las transiciones del mercado laboral colombiano e identifica a las jefas de hogar menos educadas como el grupo poblacional más vulnerable. La cuarta sección examina la importancia de la jefatura femenina en Colombia y las características de los hogares a cargo de mujeres. La quinta sección utiliza las tasas de transición del período 2010-2013 para estimar las expectativas de futuro laboral de hombres y mujeres, por edades y nivel educativo. Para concluir, la sexta sección sintetiza los principales resultados del análisis anterior y propone algunas estrategias para las jefas de hogar menos educadas, que son el grupo poblacional más vulnerable.

1. MOVIMIENTOS LABORALES: LITERATURA ECONÓMICA SOBRE EL TEMA

Los flujos brutos de trabajadores entre diferentes estados laborales ayudan a entender la dinámica del mercado de trabajo. Los enganches y los desenganches anuales brutos de trabajadores asalariados determinan, en principio, la evolución y las fluctuaciones cíclicas de este tipo de empleo. Si los enganches son menores que los desenganches, tiende a reducirse la tasa de empleo asalariado y a aumentar la informalidad, el desempleo o la inactividad. Cuando esto ocurre es preciso preguntarse si hay grupos de mujeres que son más afectadas y por qué.

Las políticas laborales y sociales deben considerar la dinámica de los flujos laborales y sus causas determinantes. Entre las políticas orientadas a modificar dicha dinámica se cuentan la capacitación laboral para los menos educados y los programas de asistencia social (incluyendo guarderías populares para las mujeres más pobres). Pero se cuentan también políticas laborales y sociales destinadas a paliar los efectos a largo plazo de esa dinámica, en particular para las mujeres menos educadas, quienes no acceden fácilmente a los trabajos asalariados, presentan mayor informalidad, participan laboralmente mucho menos, cotizan escasamente al sistema previsional y difícilmente podrán pensionarse.

La investigación internacional sobre los flujos brutos de trabajadores ha contribuido a esclarecer la *dinámica* del mercado laboral, tanto de largo plazo como durante el ciclo económico. Darby, Haltiwanger y Plant (1986) y luego Blanchard y Diamond (1990) y Davis y Haltiwanger (1999), descomponen las variaciones cíclicas del desempleo en sus entradas y salidas, concluyendo que en los Estados Unidos dependen en su mayor parte de las entradas y que las crisis se caracterizan principalmente por altas pérdidas de empleo. Posteriormente, los hallazgos de Shimer (2007) y Hall (2005) contradicen esta idea tradicional y argumentan que las recesiones no comenzarían con un aumento de despidos, sino con un aumento en la duración del desempleo, porque los empleos son difíciles de encontrar, incrementándose el número de desempleados. Por consiguiente, según estos autores, los desenganches son acíclicos, a diferencia de los enganches, que son altamente procíclicos. Siguiendo a Shimer (2007), y para países de América Latina, Bosch y Maloney (2006) y Bosch, Goñi y Maloney (2007) analizan los flujos de trabajadores en México y Brasil, encontrando un moderado comportamiento contracíclico en la destrucción de empleo y uno pro-cíclico en su creación.

Para el Reino Unido, Elsby, Smith y Wadsworth (2010) estiman, a partir de la *Labour Force Survey* (LFS), los flujos laborales durante 35 años y analizan la propagación de las recesiones. Al considerar insuficiente el periodo de panel rotativo de la LFS desde 1992 porque solo cubre la recesión de 2008, recurren a las preguntas retrospectivas sobre el estado laboral que ocupaba cada individuo un año antes de ser encuestado, que, combinadas con las referidas a su estado actual, les permite construir los flujos entre 1975 y 1992, logrando así un periodo más amplio para el análisis.

Goñi (2013) analiza la dinámica de empleo en los países andinos con base en las tasas de transición, encontrando que el nivel de la informalidad es persistentemente elevado a pesar de que los trabajadores informales exhiben una movilidad alta y no siempre son los mismos. La gran movilidad laboral no sería exclusiva de la región, sino una característica general de los mercados de trabajo, ya sea porque refleja el grado de la actividad económica en las diferentes fases del ciclo o porque, especialmente en las transiciones voluntarias entre empleos, refleja los aprendizajes en la búsqueda de trabajo por parte de los individuos y en la contratación por parte de las empresas, lo que finalmente generaría mejoras en la eficiencia del emparejamiento (*matching*) entre empresas y trabajadores. Goñi encuentra también que el nivel educativo es una característica individual importante para explicar la movilidad laboral; que las mujeres y los trabajadores jóvenes transitan con mayor probabilidad hacia la inactividad y, finalmente, que existe un fuerte comportamiento anticíclico en la tasa de entrada al desempleo en toda la región y uno procíclico en la tasa de cambio entre empleos.

Baussola y Mussida (2011) centran su análisis en la coexistencia de altas tasas de desempleo y de vacantes. Utilizando la encuesta LFS italiana para el periodo 2004-2010,

descomponen la tasa de desempleo de estado estacionario por género, en términos de los flujos de trabajadores entre tres estados —ocupados, desocupados e inactivos— y estiman los factores determinantes de la brecha de género en el desempleo así como la importancia relativa de esos factores. Encuentran que la brecha en la tasa de desempleo se explica principalmente por el flujo desde la ocupación hacia la inactividad y, adicionalmente, por las bajas probabilidades de entrada a la fuerza laboral y de salida del desempleo hacia un empleo. Sus hallazgos además muestran que durante la crisis 2008-2009 el efecto del “trabajador desalentado” desempeñó un papel importante para los dos géneros y que una educación elevada aumenta la probabilidad de conseguir empleo y reduce la de perderlo.

En Colombia, se encuentran valiosos estudios recientes sobre la dinámica laboral con la perspectiva de los flujos brutos de trabajadores. El estudio más completo es el de Prada (2012), que investiga la relación entre los flujos de trabajadores y la segmentación laboral durante la década de los noventa. Utilizando el módulo de informalidad de las encuestas de hogares entre 1988 y 2006 encuentra evidencias de segmentación; de un empleo informal persistente para los trabajadores menos educados; de un aumento en el flujo de trabajadores por cuenta propia y de transiciones involuntarias significativas desde el sector asalariado formal, especialmente a mitad de los noventa. Prada relaciona la segmentación con las restricciones creadas por la legislación laboral sobre los costos no salariales y con las rigideces que, como un salario mínimo elevado, constituyen barreras de entrada al sector formal. Según el autor, las características demográficas —estado civil, género— y la presencia de niños menores en el hogar no tendrían efectos importantes sobre las transiciones originadas desde el empleo asalariado formal.

Con esa misma línea de análisis y la misma base informativa, deben mencionarse los estudios de Mondragón y Peña (2008) y de Mondragón, Peña y Wills (2009). El primero subraya las diferencias entre los trabajadores por cuenta propia —un empleo de subsistencia— y los patronos —emprendedores— y concluye que la probabilidad de llegar al desempleo es ocho veces mayor si se parte de ser cuenta propia que si se parte de ser emprendedor. El segundo concluye que el alza tendencial del sector informal en Colombia está altamente correlacionada con la rigidez del mercado laboral y el costo que representan el salario mínimo y otros cargos laborales no salariales.

Lasso (2013), con base en las encuestas de hogares del DANE, construye los flujos brutos y las tasas de transición entre cuatro estados —asalariados, no asalariados, desocupados e inactivos— durante veinticinco años, para diez ciudades encuestadas bianualmente entre 1986-2000 y anualmente entre 2001-2010. Encuentra evidencia de una movilidad laboral creciente que explica por el hecho de que las variaciones netas del empleo y el desempleo son pequeñas frente a la magnitud de los flujos brutos. También encuentra que, en promedio para ese periodo y comparada con la de los hombres, la probabilidad de conservar sus empleos es menor para las mujeres; que la de conseguir desde el desempleo o la inactividad un trabajo asalariado es casi la mitad, y que la de retirarse de la fuerza laboral desde el empleo no asalariado o el desempleo es casi el doble.

López y Lasso (2012) estiman el futuro laboral de los jóvenes de la cohorte nacional que tenía 22 años en 2007, tomando en consideración las tasas de transición medias del país para 2008-2010, por sexo y niveles educativos. Los resultados sugieren que existe un ciclo de vida laboral que, particularmente para los menos educados, apresura el inicio de su actividad laboral como asalariados y paulatinamente, con la edad, los desplaza a

empleos independientes de mala calidad hasta que, finalmente, los retira del mercado laboral a una edad más temprana. Se concluye que, cuando la cohorte de 22 años llegue a la edad de pensionarse, los acumulados de semanas cotizadas y de ahorros pensionales serán sumamente bajos, en particular para las mujeres menos educadas.

Aunque algunos de los estudios referenciados se centran en la evolución a largo plazo de los flujos laborales y en su comportamiento durante los ciclos, el objetivo de este documento apenas nos permite tocar, de manera muy breve, este tema, comparando dos períodos: 2008-2009 (de desaceleración económica) y 2010-2013 (de recuperación). Por eso mismo no entraremos en examinar la influencia que haya podido tener la legislación laboral y las políticas sobre el salario mínimo en el desempleo y la informalidad, un aspecto en que se focalizan algunos de los estudios nacionales citados. Nos concentraremos, por un lado, en el examen de los factores determinantes de la brecha de género en los movimientos laborales (cuestión de la que se ocupan parcialmente Baussola y Mussida para el caso del desempleo, pero que no abordan los estudios nacionales), y por otro, un asunto tocado ya por López y Lasso, pero que conviene actualizar, en la estimación del futuro laboral que aguardaría a los colombianos si las tasas de transición medias del país para 2010-2013 no cambiaran.

2. METODOLOGÍA PARA LA ESTIMACIÓN DE LAS TASAS DE TRANSICIÓN Y PRINCIPALES FLUJOS DE TRABAJADORES

2.1 Fuentes de información y metodología para la estimación de las tasas nacionales de transición

La evidencia empírica de este estudio proviene de las preguntas que hizo la gran encuesta integrada de hogares (GEIH) entre 2008 y 2013 a la población en edad de trabajar (PET). En ese periodo encuestó un promedio anual de 645.000 individuos. La encuesta tiene cobertura nacional y un sistema continuo de recolección: la muestra de viviendas a entrevistar se distribuye durante las 52 semanas del año (ninguna es visitada dos veces al año). Dado este sistema, que no es un panel, para estimar los flujos laborales brutos y las tasas de transición se utiliza la información retrospectiva que suministra cada individuo sobre el estado laboral en que se encontraba hace un año, información que contrastada con la referente a su estado laboral actual permite conocer si se mantuvo o cambió de estado. En las columnas del Cuadro 2.1 se muestran las categorías laborales de destino declaradas al momento de la aplicación de la GEIH: asalariados¹, no asalariados², desocupados e inactivos; y en las filas, el estado laboral de origen un año atrás³.

¹ Posiciones “obrero-empleado” particular y del gobierno: códigos 1 y 2, pregunta I12 del formulario.

² Posiciones ocupacionales distintas a las anteriores: códigos 3, 4, 5, 6, 7, 8 y 9, pregunta I12 del formulario.

³ Para determinar el estado laboral de origen de los asalariados y no asalariados actuales se utilizaron las siguientes preguntas: I11 (meses trabajados en la empresa actual de manera continua); I45 (¿antes del actual trabajo tuvo otro trabajo?); I46 (meses sin trabajo entre el actual y el anterior) e I48 (en su empleo anterior... era). Para los desocupados actuales se utilizaron las preguntas: J1 (semanas de búsqueda de empleo); J5 (¿ha buscado trabajo por primera vez o había trabajado antes por lo menos durante dos semanas consecutivas?); J6

Cuadro 2.1**Colombia: flujos brutos correspondientes a cuatro estados laborales definidos a partir de la Gran encuesta integrada de hogares (GEIH)**

Origen	Destino			
	Asalariados	No asalariados	Desocupados	Inactivos
Asalariados	1. Asalariados con más de un año en la empresa. 2. Asalariados con un año o menos en la empresa y que tuvieron al menos otro trabajo asalariado en el año anterior a la encuesta.	7. No asalariados con un año o menos en la empresa y que tuvieron al menos otro trabajo asalariado en el año anterior a la encuesta.	13. Desocupados cesantes que dejaron de trabajar como asalariados hace un año o menos.	19. Inactivos que trabajaron antes, hace menos de un año, como asalariados.
No asalariados	3. Asalariados con un año o menos en la empresa y que tuvieron al menos otro trabajo no asalariado en el año anterior a la encuesta.	8. No asalariados que llevan más de un año en esa condición laboral. 9. No asalariados con un año o menos en la empresa y que tuvieron al menos otro trabajo no asalariado en el año anterior a la encuesta.	14. Desocupados cesantes que dejaron de trabajar como no asalariados hace un año o menos.	20. Inactivos que trabajaron antes, hace menos de un año, como no asalariados.
Desocupados	4. Asalariados con un año o menos en la empresa y que tuvieron su trabajo anterior de uno a dos años antes de la fecha de aplicación de la encuesta.	10. No asalariados con un año o menos en la empresa y que tuvieron su trabajo anterior de uno a dos años antes de la fecha de aplicación de la encuesta.	15. Desocupados cesantes que dejaron de trabajar hace más de un año y llevan más de un año buscando trabajo. 16. Desocupados aspirantes que llevan más de un año buscando trabajo.	21. Inactivos que trabajaron antes, hace un año o más, y buscaron trabajo hace menos de dos años. 22. Inactivos que no trabajaron antes y buscaron trabajo hace menos de dos años.
Inactivos	5. Asalariados con un año o menos en la empresa y que no tuvieron un trabajo anterior. 6. Asalariados con un año o menos en la empresa y que tuvieron su trabajo anterior hace más de dos años respecto de la fecha de aplicación de la encuesta.	11. No asalariados con un año o menos en la empresa y que no tuvieron un trabajo anterior. 12. No asalariados con un año o menos en la empresa y que tuvieron su trabajo anterior hace más de dos años respecto de la fecha de aplicación de la encuesta.	17. Desocupados cesantes que dejaron de trabajar hace más de un año y llevan un año o menos buscando trabajo. 18. Desocupados aspirantes que llevan un año o menos buscando trabajo.	23. Los demás inactivos actuales.
Total	Asalariados actuales	No asalariados actuales	Desocupados actuales	Inactivos actuales

Fuentes: Lasso (2013) y DANE (GEIH); elaboración de los autores.

De manera general, la probabilidad de transición desde un estado laboral de origen X a un estado laboral de destino Y es igual al número de individuos que hacen anualmente la transición dividido por el número de individuos que se encontraban al comienzo del año en el estado laboral de origen:

$$\lambda_t^{XY} = \frac{XY_t}{X_{t-1}}$$

Con base en las probabilidades de transición para los cuatro estados laborales considerados —empleo asalariado y no asalariado, desempleo, inactividad— se construye la matriz de transición que restituye las poblaciones en t dadas las poblaciones en $t-1$.

2.2 La movilidad laboral y los principales flujos anuales

En Colombia, 2008 y 2009 fueron años de desaceleración económica: el PIB real creció a una tasa anual media del 2,6% —frente a 6,8% en el bienio anterior— y el empleo asalariado se redujo al 2,4%. Los años 2010-2013 fueron, en cambio, de recuperación (4,8% anual para el PIB y 4,4% para el empleo asalariado). En el primer sub-periodo 37,3% de todos los trabajadores entre 18 y 55 años tuvieron “movilidad laboral bruta”, entendida como cambio de empresa para quienes son asalariados, cambio de oficio o lugar de trabajo para quienes son independientes, o cambio de posición ocupacional para ellos o cualquier otro trabajador. En el segundo sub-periodo la movilidad laboral bruta aumentó a 39,7%, y fue algo mayor para las mujeres con alguna educación superior (42,3%) y para los hombres y mujeres carentes de ella (39,5%), y ligeramente más baja para los hombres más educados (38,2%). Como puede observarse en el panel izquierdo del Gráfico 2.1, la movilidad laboral bruta es mayor para los jóvenes y desciende con la edad.

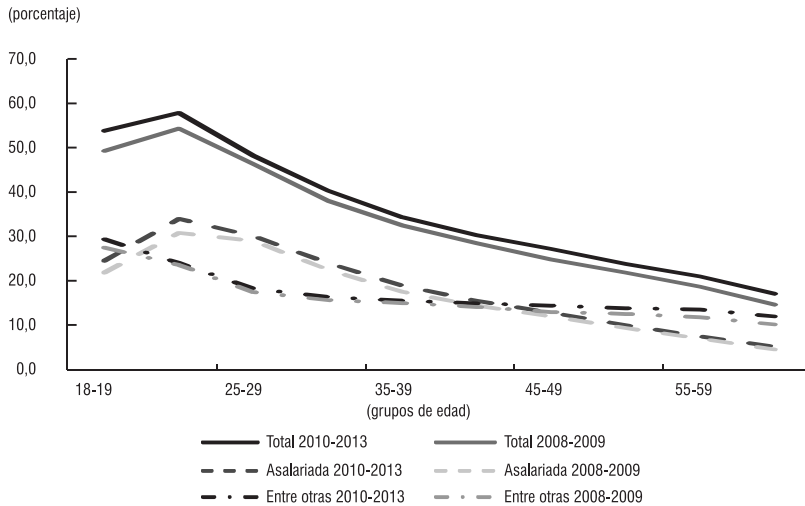
El empleo asalariado es el corazón que bombea los flujos del mercado laboral. Los movimientos laborales brutos originados en el sector asalariado o dirigidos a él contribuyeron en 2010-2013 con el 55% de la movilidad bruta. El empleo asalariado determina además los cambios en los otros flujos, cuya importancia entre ambos sub-periodos varió de manera inversa (panel derecho). De hecho, el aumento en la movilidad laboral ocurrió en paralelo con un alza en la rotación de los obreros y empleados asalariados que, como lo veremos más adelante, es mucho mayor para los poco educados y en especial para las mujeres. En su proceso de selección de personal las empresas despiden los trabajadores jóvenes menos calificados y se quedan con los más capaces.

(semanas desde que dejó de trabajar por última vez) y J9 (en este último trabajo era). Y finalmente, *para los inactivos* se utilizaron las preguntas: K1 (¿ha trabajado alguna vez?); K2 (¿cuánto hace que trabajó por última vez?); K4 (¿después de su último trabajo ha hecho diligencias para conseguir un trabajo?); K5 (¿ha buscado trabajo alguna vez?); K6 (¿cuánto hace que buscó trabajo por última vez?) y, como *proxi* para cuantificar los flujos de asalariados a inactivos, M4E (¿durante los últimos doce meses recibió ingresos por concepto de las cesantías y/o intereses a las cesantías?).

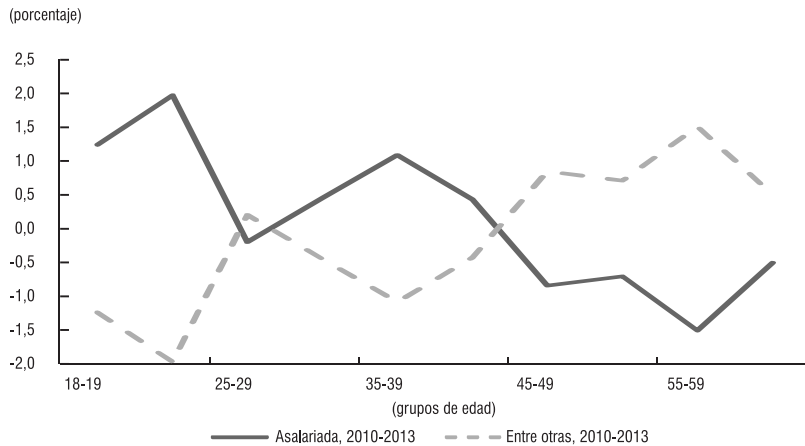
Gráfico 2.1

Colombia: movilidad anual bruta total, asalariada y entre otras categorías laborales por grupos de edad, y variaciones, 2008 - 2009 y 2010 - 2013

A. Movilidad bruta total, asalariada y entre otras categorías laborales por grupos de edad (porcentaje de la PET nacional de cada grupo)



B. Cambios en la importancia de la movilidad asalariada y entre otras categorías laborales por grupos de edad (en puntos porcentuales sobre la movilidad total)



Nota: la movilidad laboral bruta total es la suma de: a) los cambios de empresa de los trabajadores asalariados; b) los cambios de “empresa” u oficio de los trabajadores independientes, no asalariados y c) los cambios de posición ocupacional. La movilidad bruta asalariada incluye los movimientos de asalariados entre empresas y los de entrada y salida de o hacia otras posiciones, y la que se da entre otras categorías incluye, los cambios de oficio entre empleos no asalariados y los de entrada y salida entre no asalariados, desocupados e inactivos.

Fuente: DANE (GEIH); cálculos de los autores.

Los principales flujos anuales entre categorías laborales

Por sus condiciones laborales, salariales y prestacionales el empleo asalariado constituye la mejor opción laboral. En 2010-2013 representó el 38,5% de la población económicamente activa (PEA nacional de 18-55 años). La tasa de empleo asalariado es mucho mayor para quienes cuentan con alguna educación terciaria, y mayor para hombres que para mujeres (Cuadro 2.2).

Comparativamente, el trabajo no asalariado es de segunda calidad. Para los menos educados constituye el núcleo duro del empleo informal⁴, mientras que para los más educados es una opción menos estable y carente usualmente de prestaciones sociales, pero les brinda ingresos que, aunque algo más bajos, son en todo caso muy superiores al mínimo legal⁵. El trabajo no asalariado representa, según las cifras para 2010-2013, el 50,2% de la PEA nacional. Para los menos educados es mayor, y aún más si son mujeres.

Por supuesto, el desempleo y la inactividad son los estados laborales menos deseables. La tasa de desempleo, que en promedio fue de 11,3% en 2010-13, es mayor para las mujeres (sin educación superior: 15,6%; con alguna formación terciaria: 13,9%) que para los hombres (7,8% y 10,2% respectivamente). Por su lado, la tasa media de inactividad, con un promedio de 19,7% para la población entre 18 y 55 años, es muy baja para los hombres y muy elevada para las mujeres, sobre todo para las menos educadas (36,1%).

Puesto que los indicadores anteriores son estáticos, no reflejan los enormes flujos de trabajadores que continuamente tienen lugar entre los diferentes estados laborales. Es conveniente describir primero los flujos desde y hacia el empleo asalariado. En esencia, el empleo asalariado es un expulsor neto de trabajadores hacia el desempleo y el empleo no asalariado, y un receptor neto de inactivos (Cuadro 2.2).

A pesar de la recuperación económica de 2010-2013, el empleo asalariado generó salidas anuales netas hacia el desempleo y el trabajo no asalariado. Incluso teniendo en cuenta el flujo positivo proveniente de inactivos, el empleo asalariado expulsó población en términos netos casi al mismo ritmo que en los años de bajo crecimiento (3% de la población de 18-55 años vs. 2,9% en 2008-2009). Sin embargo, esta hemorragia anual fue más que compensada por el cambio demográfico exógeno⁶, resultando así una variación interanual positiva.

Por su parte, aunque el trabajo no asalariado recibe usualmente un flujo anual neto positivo de asalariados, ese flujo amainó en 2010-2013. Como en el periodo anterior, hubo salidas netas del trabajo no asalariado hacia el desempleo y la inactividad.

⁴ Según las encuestas de hogares del DANE, en las diez ciudades principales el *empleo no asalariado sin educación superior* representó, en promedio para 1984-2013, el 72% del empleo informal total (empleo en empresas de hasta cinco personas, excluyendo los obreros y empleados del Estado, los profesionales y técnicos independientes) y su evolución de largo plazo ha sido paralela con la de este último.

⁵ En las diez ciudades principales (DANE, encuestas de hogares), y en términos de salarios mínimos legales, la media 2000-2013 de los ingresos corrientes mensuales de los trabajadores con alguna educación superior fue de 3,32 (no asalariados) vs. 3,68 (asalariados).

⁶ La población joven de 20-34 años —la principal cantera del empleo asalariado nacional— está volviendo a ganar importancia en la población de 18-55 años; significa entradas exógenas interanuales al empleo asalariado que compensan los flujos anuales netos de salida hacia otros sectores.

Cuadro 2.2
Colombia 2010 - 2013: importancia de las diversas categorías laborales y flujos anuales e interanuales por sexos y nivel educativo
 (porcentaje)

Origen	Importancia		Flujos brutos anuales (PET 18-55 años) por destino			
	PET 18-55 años	PEA 18-55 años	Asalariados	No asalariados	Desempleados	Inactivos
Total población 18-55 años						
Asalariados	30,9	38,5	7,4	4,5	4,2	0,0
No asalariados	40,3	50,2	2,2	4,1	2,4	3,7
Desempleados	9,1	11,3	1,5	1,6	--	0,0
Inactivos	19,7	--	2,0	3,2	1,9	--
Hombres con educación superior						
Asalariados	50,7	56,7	10,1	4,0	5,0	0,1
No asalariados	29,6	33,1	2,5	2,6	1,6	2,5
Desempleados	9,1	10,2	1,9	1,1	--	0,9
Inactivos	10,6	--	2,4	1,6	1,9	--
Mujeres con educación superior						
Asalariados	46,9	56,9	9,0	3,4	6,1	0,2
No asalariados	24	29,1	1,7	2,4	1,6	3,9
Desempleados	11,5	13,9	2,3	1,5	--	1,6
Inactivos	17,5	--	3,3	2,6	2,9	--
Hombres sin educación superior						
Asalariados	34,0	36,3	9,8	6,9	4,0	0,0
No asalariados	52,3	55,9	3,1	4,5	2,1	1,7
Desempleados	7,3	7,8	1,4	1,3	--	0,3
Inactivos	6,5	--	1,5	1,9	0,9	--
Mujeres sin educación superior						
Asalariados	16,6	26,1	3,7	2,6	3,6	0,1
No asalariados	37,3	58,4	1,5	4,7	3,1	5,8
Desempleados	9,9	15,6	1,1	2,1	--	1,4
Inactivos	36,1	--	1,9	5,2	2,6	--

Nota: los flujos brutos entre asalariados y asalariados se refieren a los cambios de empresa y los de no asalariados a no asalariados a los cambios de "empresa" u oficio. Los flujos anuales netos bilaterales de una categoría A con la B son la diferencia entre los flujos brutos B - A y A - B. Los ingresos brutos totales son la suma de los flujos brutos anuales dirigidos a cada categoría y provenientes del mismo u otros sectores y los egresos brutos totales originados en esa categoría y dirigidos al mismo u otros sectores. El flujo neto anual total es la diferencia entre las entradas y las salidas brutas. Para c/categoría, las variaciones interanuales se estimaron comparando los porcentajes medios en la población de 18 - 55 años observados en 2010-2013 (hasta el tercer trimestre) con los de un año antes (promedios 2009 - 2012, hasta el tercer trimestre). El efecto demográfico interanual es la resta entre las variaciones interanuales y las entradas anuales netas.

Fuente: DANE (GEIH); cálculos de los autores.

*Diferencias por sexo en los flujos de trabajadores entre estados laborales
y el futuro laboral de las mujeres colombianas*

Flujos netos anuales bilaterales (PET 18 - 55 años)				Ingresos y egresos brutos anuales (PET 18 - 55 años)		Flujos netos anuales y flujos interanuales (PET 18 - 55 años)		
Asalariados	No asalariados	Desemplea- dos	Inactivos	Ingresos brutos totales	Egresos brutos totales	Flujo neto anual total	Variación interanual	Efecto de- mográfico interanual
Total población 18-55 años								
--	-2,3	-2,7	2,0	13,1	16,1	-3,0	0,8	3,8
2,3	--	-0,8	-0,5	8,5	12,4	1,0	0,2	-0,8
2,7	0,8	--	1,0	8,5	4,1	4,4	-0,4	-4,8
-2,0	0,5	-1,0	--	4,7	7,1	-2,4	-0,6	1,8
Hombres con educación superior								
--	-1,5	-3,1	2,4	16,9	19,1	-2,2	0,9	3,1
1,5	--	-0,5	-0,9	8,5	9,2	0,1	0,1	0,0
3,1	0,5	--	1,0	8,5	4,0	4,5	-0,4	-4,9
-2,4	0,9	-1,0	--	3,4	5,9	-2,5	-0,6	1,8
Mujeres con educación superior								
--	-1,7	-3,8	3,1	16,2	18,6	-2,4	-0,8	1,6
1,7	--	-0,2	-1,2	10,6	9,5	0,3	0,4	0,0
3,8	0,2	--	1,4	10,6	5,3	5,3	0,0	-5,4
-3,1	1,2	-1,4	--	5,6	8,9	-3,3	0,4	3,7
Hombres sin educación superior								
--	-3,9	-2,5	1,5	15,8	20,7	-4,9	0,6	5,5
3,9	--	-0,8	0,2	7,0	11,4	3,2	-0,1	-3,3
2,5	0,8	--	0,6	7,0	3,0	4,0	-0,5	-4,4
-1,5	-0,2	-0,6	--	2,0	4,3	-2,3	0,0	2,3
Mujeres sin educación superior								
--	-1,1	-2,5	1,8	8,2	10,0	-1,8	0,3	2,1
1,1	--	-1,0	-0,6	9,3	15,1	-0,5	1,0	1,5
2,5	1,0	--	1,1	9,3	4,6	4,7	-0,4	-5,0
-1,8	0,6	-1,1	--	7,4	9,7	-2,3	-0,9	1,4

El desempleo recibió en 2010-2013 un flujo anual neto de asalariados (algo menor que el de 2008-2009), sumado al proveniente de trabajadores no asalariados y de inactivos (que también se redujo). Las entradas anuales netas provenientes de los demás sectores hubieran generado, en vez de la reducción observada, un aumento interanual de su volumen, pero ello no ocurrió debido a que el efecto interanual de los cambios demográficos fue negativo⁷.

Por último, la inactividad genera salidas anuales netas hacia el empleo asalariado y también hacia el desempleo; en cambio recibe, salvo para los hombres menos educados, entradas netas provenientes del empleo no asalariado⁸.

Es cierto que los hombres sin educación superior exhiben una elevada rotación de personal asalariado y, frente a la población más educada, una tasa asalariada de ocupación mucho más baja y una de ocupación no asalariada, informal, mucho mayor; en cambio, su tasa de desempleo y su inactividad son las menores de todos los grupos. Pero las *mujeres carentes de educación superior* son aún más vulnerables, y aunque están experimentando mejoras —todavía insuficientes— en su participación laboral y en su desempleo, no ocurre lo mismo con su empleo asalariado y con su informalidad:

- Gracias a las salidas netas anuales de mujeres sin educación superior inactivas hacia otros sectores laborales, su tasa de inactividad se está reduciendo significativamente en términos interanuales.
- Sin embargo, para estas mujeres y a pesar de la recuperación en 2010-2013, el empleo asalariado genera todavía salidas netas anuales hacia otras categorías laborales y, aunque debido a los efectos demográficos exhibe una ligera variación interanual positiva frente a la PET, con relación a la PEA sigue cayendo.
- A pesar de las salidas netas anuales de estas mujeres hacia otros sectores, su empleo no asalariado, informal, sigue elevándose de manera interanual.
- El desempleo de mujeres sin educación superior continúa recibiendo flujos netos desde otros sectores, y aunque la tasa de desempleo se está reduciendo en términos interanuales es todavía la mayor de todos los grupos.

3. DIFERENCIAS ENTRE HOMBRES Y MUJERES EN LAS TRANSICIONES DEL MERCADO LABORAL COLOMBIANO Y SUS DETERMINANTES

3.1 Modelo de estimación

Las diferencias en las tasas laborales de transición entre hombres y mujeres deben reflejarse en la mayor incidencia que para estas últimas tienen el desempleo y la informalidad, y en su menor tasa de participación laboral; en principio pueden deberse a diferencias en el tamaño y composición de los hogares, a las características demográficas, educacionales, sociales y económicas de sus integrantes y, además, a brechas tocantes con la

⁷ La desaceleración del crecimiento de la población de 15-45 años, en que se concentra la mayor parte del desempleo, le ha hecho perder importancia frente a la población de 18 a 55 años y producido salidas interanuales del desempleo que más que compensan los flujos netos anuales provenientes de otros sectores.

⁸ La población menor de 25 años y mayor de 44 años agrupa la mayor parte de los inactivos y está ganando importancia relativa, generando entradas interanuales a la inactividad no previstas por las tasas de transición.

provisión de los servicios públicos sociales. Para evaluar y cuantificar el efecto de estos factores utilizamos un modelo multivariado de las probabilidades de transición, con base en la información contenida en la suma de seis años de la GEIH, desde 2008 a 2013. Sin embargo, dado que el tamaño de la muestra puede afectar la significancia estadística de las relaciones a evaluar, las estimaciones se hicieron incorporando ponderaciones que tienen en cuenta el efecto del diseño de la muestra⁹ a fin de evitar el sesgo muestral y obtener errores estándares correctos y, por ende, poder hacer inferencias de las poblaciones de estudio con apropiadas pruebas de significancia estadística sobre los modelos y los parámetros. De esta manera, para cuatro estados del mercado laboral —asalariado, no asalariado, desocupado e inactivo— aplicamos un modelo multinomial logístico para estimar la probabilidad de que el individuo i , durante el año t , pase a un estado laboral j condicional a que se encontraba en el estado de origen k un año antes, así:

$$Pr(S_{it} = j | S_{it-1} = k) = \frac{\exp(Z_i' \beta_j)}{\sum_j \exp(Z_i' \beta_j)} \quad \therefore j, k = 1, 2, 3, 4 \text{ estados laborales}$$

donde Z_i recoge los factores determinantes de que el individuo i se mueva del estado de origen k al estado de destino j . Estos factores son sexo, experiencia laboral representada por la edad y la edad al cuadrado, asistencia escolar, nivel educativo, parentesco con el jefe de hogar por estado civil y presencia de hijos, y las siguientes características de la unidad de gasto (UG) del hogar¹⁰: tamaño, proporción de personas de 65 y más años, presencia de niños de 3 a 10 años de edad que asisten y que no asisten a establecimientos educativos públicos o privados, y proporción de ingresos no laborales en el total del ingreso. Con el fin de comparar hombres con mujeres se incluyen las interacciones de sexo —mujer— con todas las variables explicativas anteriores. Finalmente, se incluyen los efectos fijos de residencia por áreas metropolitanas y zonas¹¹, mes y año de aplicación de la encuesta, con el propósito de capturar la estacionalidad y otros choques de oferta y demanda de trabajo.

3.2 Resultados de la estimación

El objetivo de las estimaciones es calcular las probabilidades de transición entre los estados laborales con base en las variables que, según la teoría e investigaciones empíricas anteriores, influyen en las decisiones individuales de pasar de un estado laboral a otro. Las variables explicativas son, en esencia, las características sociodemográficas y familiares de las personas, las cuales afectan sus incentivos para trabajar y sus posibilidades de encontrar trabajo o de permanecer en el que tienen. Para calcular las probabilidades que se presentan en el Cuadro 2.3 se utilizan los efectos marginales de las distintas variables

⁹ Se tuvo en cuenta el estrato y las unidades primaria y secundaria de muestreo, por cada año. Se utilizó el módulo especial para muestreo (SVY) del paquete estadístico Stata versión 12.1.

¹⁰ Excluye las personas que viven en el hogar como pensionistas, empleados domésticos y sus hijos.

¹¹ Áreas metropolitanas y zonas: Bogotá, Barranquilla, Bucaramanga, Manizales, Medellín, Cali, Pasto, Villavicencio, Pereira, Cúcuta, Cartagena, Ibagué, Montería, Tunja, Florencia, Popayán, Valledupar, Quibdó, Neiva, Riohacha, Santa Marta, Armenia, Sincelejo, resto de cabeceras municipales y la zona rural.

Cuadro 2.3
Efectos marginales de las características individuales sobre las probabilidades de
transición anuales, total nacional
(promedio de 2008 a 2013)

	Desde asalariado hacia:			
	Asalariado	No asalariado	Desocupado	Inactivo
Mujer	-0,030***	-0,011***	0,041***	0,001***
Edad	0,006***	-0,002***	-0,004***	0,000**
Con asistencia escolar	0,032***	-0,020***	-0,012***	0,000
Nivel educativo				
Ninguno o preescolar	-0,088***	0,082***	0,006	-0,001***
Secundaria incompleta	0,051***	-0,054***	0,003	0,000
Secundaria completa	0,117***	-0,108***	-0,009***	0,001***
Superior sin título	0,123***	-0,112***	-0,011***	0,001*
Superior técnico o tecnólogo con título	0,159***	-0,129***	-0,032***	0,001***
Pregrado con título	0,177***	-0,127***	-0,050***	0,000
Posgrado con título	0,234***	-0,141***	-0,094***	0,000
No informa	-0,015	0,062	-0,046	-0,001***
Parentesco, estado civil, con y sin hijos menores de 11 años				
Jefe casado o en unión libre y con hijos	-0,005	0,013***	-0,008**	0,000
Jefe divorciado, viudo o soltero y sin hijos	-0,006	0,018***	-0,012***	0,000
Jefe divorciado, viudo o soltero y con hijos	0,006	0,013	-0,018***	-0,001**
Cónyuge sin hijos	-0,064***	0,017***	0,047***	0,000
Cónyuge con hijos	-0,066***	0,013***	0,051***	0,002**
Otro no jefe ni cónyuge	-0,061***	0,020***	0,042***	0,000
Total de personas de la unidad de gasto del hogar	-0,004***	-0,002***	0,006***	0,000
Hogar con niños de 3 a 10 años en la unidad de gasto				
Con inasistencia escolar	-0,010***	0,020***	-0,009***	-0,001**
Asistentes a la educación pública	0,000	0,002	-0,002	0,000
Asistentes a la educación privada	0,039***	-0,014***	-0,025***	0,000
Personas de 65 años y más en la unidad de gasto (porcentaje)	0,160***	-0,001	-0,157***	-0,003***
Ingreso no laboral de la unidad de gasto (porcentaje)	-0,407***	0,079***	0,323***	0,004***

Diferencias por sexo en los flujos de trabajadores entre estados laborales y el futuro laboral de las mujeres colombianas

Desde no asalariado hacia:			
No asalariado	Asalariado	Desocupado	Inactivo
-0,076***	-0,016***	0,009***	0,083***
0,007***	-0,001***	-0,001***	-0,004***
-0,016***	-0,020***	-0,026***	0,062***
-0,015***	-0,007***	0,003	0,019***
-0,001	0,003***	-0,005***	0,003**
0,002	0,011***	-0,012***	-0,002
-0,046***	0,021***	-0,010***	0,035***
0,007**	0,023***	-0,012***	-0,018***
0,047***	0,012***	-0,014***	-0,045***
0,062***	0,003	-0,023***	-0,043***
0,030	-0,003	-0,036*	0,009
0,018***	-0,001	-0,007***	-0,010***
0,011***	0,007***	0,003*	-0,021***
0,041***	0,003	-0,004	-0,040***
-0,039***	-0,007***	0,015***	0,031***
-0,050***	-0,008***	0,016***	0,042***
-0,041***	0,001	0,022***	0,018***
-0,004***	-0,002***	0,002***	0,003***
0,004	0,008***	-0,001	-0,012***
0,007***	0,004***	-0,001	-0,010***
0,028***	-0,005***	-0,013***	-0,010***
0,176***	0,002	-0,064***	-0,113***
-0,265***	-0,032***	0,129***	0,168***

Cuadro 2.3 (continuación)
Efectos marginales de las características individuales sobre las probabilidades de
transición anuales, total nacional
(promedio de 2008 a 2013)

Características	Desde desocupado hacia:			
	Desocupado	Asalariado	No asalariado	Inactivo
Mujer	0,003	-0,134***	-0,003	0,135***
Edad	0,003***	0,001**	0,005***	-0,009***
Con asistencia escolar	-0,037***	-0,097***	-0,078***	0,213***
Nivel educativo				
Ninguno o preescolar	-0,010	-0,065***	0,086***	-0,011
Secundaria incompleta	0,019***	0,007	-0,056***	0,030***
Secundaria completa	0,044***	0,075***	-0,119***	0,000
Superior sin título	0,061***	0,100***	-0,157***	-0,004
Superior técnico o tecnólogo con título	0,069***	0,146***	-0,152***	-0,063***
Pregrado con título	0,094***	0,109***	-0,117***	-0,085***
Posgrado con título	0,056***	0,094***	-0,082***	-0,068***
No informa	-0,024	-0,100*	0,010	0,114
Parentesco, estado civil, con y sin hijos menores de 11 años				
Jefe casado o en unión libre y con hijos	-0,016**	-0,015	0,051***	-0,020
Jefe divorciado, viudo o soltero y sin hijos	0,001	0,052***	0,013	-0,066***
Jefe divorciado, viudo o soltero y con hijos	-0,029***	-0,002	0,096***	-0,065**
Cónyuge sin hijos	0,045***	-0,088***	-0,012	0,054***
Cónyuge con hijos	0,015*	-0,105***	0,012	0,078***
Otro no jefe ni cónyuge	0,052***	-0,038***	-0,020*	0,006
Total de personas de la unidad de gasto del hogar	0,003***	-0,005***	-0,004***	0,007***
Hogar con niños de 3 a 10 años en la unidad de gasto				
Con inasistencia escolar	-0,010*	0,017*	0,020**	-0,027***
Asistentes a la educación pública	0,007	0,012*	0,010	-0,029***
Asistentes a la educación privada	-0,011**	0,029***	0,005	-0,022***
Personas de 65 años y más en la unidad de gasto (porcentaje)	-0,045***	0,126***	0,124***	-0,205***
Ingreso no laboral de la unidad de gasto (porcentaje)	0,132***	-0,275***	-0,089***	0,232***

Notas: ***Significancia estadística ajustada por el diseño de muestreo. Para sexo mujer, la categoría de base es “hombre”; para asistencia escolar la categoría de base es “sin asistencia escolar”; para el nivel educativo la categoría de base es “nivel educativo primaria”; para tipo de persona según parentesco, estado civil y con/sin hijos < 11 años la categoría de base es “Jefe casado o en unión libre sin hijos”; para hogares con presencia de niños de 3 a 10 años de edad la categoría de base es “hogares sin niños de 3 a 10 años de edad”. Unidad de gasto (UG) excluye los pensionistas, los empleados domésticos y sus hijos.

*** Significativo al 1%, ** significativo al 5%, * significativo al 10%.

Fuente: DANE-GEIH; cálculos de los autores.

Diferencias por sexo en los flujos de trabajadores entre estados laborales y el futuro laboral de las mujeres colombianas

Desde inactivo hacia:			
Inactivo	Asalariado	No asalariado	Desocupado
0,109***	-0,038***	-0,063***	-0,009***
-0,002***	0,001***	0,001***	0,000***
0,194***	-0,053***	-0,086***	-0,055***
0,066***	-0,017***	-0,036***	-0,012***
-0,010***	0,005***	0,000	0,005***
-0,061***	0,027***	0,001	0,033***
-0,134***	0,059***	0,006**	0,068***
-0,164***	0,077***	0,010***	0,077***
-0,160***	0,070***	0,021***	0,068***
-0,116***	0,069***	0,011	0,036***
0,048**	-0,004	-0,024	-0,020***
-0,003	-0,008**	0,015***	-0,004*
-0,055***	0,032***	0,019***	0,004*
-0,092***	0,022***	0,070***	0,000
0,068***	-0,028***	-0,041***	0,001
0,107***	-0,042***	-0,062***	-0,004
0,037***	-0,010***	-0,043***	0,016***
0,004***	-0,002***	-0,002***	0,000*
-0,020***	0,006***	0,016***	-0,002
-0,018***	0,004***	0,014***	0,000
0,005**	0,000	0,003*	-0,009***
-0,059***	0,024***	0,053***	-0,018***
0,127***	-0,065***	-0,080***	0,017***

que, a su vez, se obtienen de los parámetros para cada estado de destino estimados por máxima verosimilitud partiendo de cada uno de los estados de origen —asalariado, no asalariado, desocupado e inactivo—, los cuales pueden consultarse en la primera versión de este artículo¹².

Aunque más adelante procederemos a un análisis más detallado de las diferencias que en las transiciones laborales existen entre hombres y mujeres, de momento pueden señalarse los siguientes resultados generales:

- La condición femenina reduce la probabilidad de conseguir un empleo asalariado y la de seguir ocupándolo al cabo de un año; en cambio, aumenta la de perder el trabajo asalariado y pasar al desempleo, la de seguir siendo inactivo y la de retirarse del mercado laboral a partir del desempleo o de un trabajo no asalariado.
- En promedio, por cada año más de edad aumenta marginalmente la probabilidad de seguir siendo asalariado, no asalariado o desempleado, pues la rotación entre categorías se reduce con la edad, pero aumenta la de pasar del desempleo a un trabajo no asalariado y disminuye la de permanecer en la inactividad y la de regresar a ella a partir de un trabajo no asalariado o del desempleo.
- La asistencia educativa eleva considerablemente la probabilidad de permanecer inactivo y, siendo no asalariado o desocupado, la de regresar a la inactividad, pero eleva también la probabilidad de permanecer como asalariado (combinación del estudio con un buen trabajo).
- El impacto marginal sobre la probabilidad de conseguir un empleo asalariado a partir de la inactividad, el desempleo e incluso de un empleo no asalariado, aumenta con el nivel educativo, alcanzando su máximo para los técnicos o tecnólogos con título; luego disminuye ligeramente en los niveles subsiguientes de pregrado y posgrado con título. Para el asalariado la probabilidad marginal de seguir siéndolo aumenta monótonamente con el nivel educativo. Por otra parte, debido a que el salario de reserva se eleva con la educación, junto con esta aumenta marginalmente la probabilidad de mantenerse en el desempleo. Algo similar ocurre con el impacto marginal que tiene la educación sobre la probabilidad de pasar de la inactividad al desempleo.
- La condición de *jefe de hogar sin pareja* tiene efectos marginales negativos sobre las probabilidades de permanecer en la inactividad o de regresar a ella, a partir del desempleo o de un trabajo no asalariado; esos efectos tienden a ser más altos para quienes tienen hijos menores. En contraste, la condición de *cónyuge* tiene efectos marginales positivos sobre esas probabilidades, los cuales son aún más altos cuando tienen hijos menores de 11 años.
- A partir de la inactividad o el desempleo los jefes de hogar sin pareja con hijos menores consiguen empleos no asalariados con una probabilidad marginal mayor, mientras que los que no tienen hijos cuentan con una probabilidad marginal mayor de conseguir empleos asalariados.
- Ser parte de un hogar con más miembros y mayores ingresos no laborales eleva, en el margen, las probabilidades de permanecer en la inactividad y de regresar a ella

¹² López y Lasso (2015), cuadro anexo A.1.

desde empleos no asalariados o del desempleo (se trata del efecto ingreso negativo sobre la participación laboral). En cambio, el impacto marginal sobre esas probabilidades es negativo para quienes residen en hogares con niños de 3 a 10 años de edad que no asisten a la escuela y con personas de 65 o más años de edad.

3.3 Probabilidades de transición predichas para grupos relevantes de hombres y mujeres

Con el fin de mostrar las diferencias entre hombres y mujeres en las transiciones laborales de acuerdo con sus principales factores determinantes e interacciones, se estiman las probabilidades de transición para una selección de los grupos poblacionales de mujeres más relevantes, y como grupo poblacional de referencia, para los hombres jefes de hogar con pareja y con hijos. Para las mujeres, según su mayor frecuencia y su mayor relevancia, es conveniente distinguir cuatro grupos: a) cónyuges sin hijos menores de 11 años de edad; b) cónyuges con hijos menores de 11 años de edad; c) jefas de hogar sin pareja (divorciadas, viudas o solteras) y sin hijos menores de 11 años de edad; d) jefas de hogar sin pareja (divorciadas, viudas o solteras) y con hijos menores de 11 años de edad.

La estimación de las probabilidades de estos grupos poblacionales se hizo para dos niveles educativos: primaria y técnico o tecnólogo con título. Se distinguen, por un lado, las mujeres que cuentan con educación primaria dado que muestran la mayor frecuencia entre los niveles educativos analizados (28,8% de las mujeres en edad de trabajar en el período 2008-2013) y, por otro las mujeres con título técnico o tecnológico, que son las de mayor frecuencia entre las que tienen educación terciaria (6,5% de las mujeres en edad de trabajar).

Al seguir el criterio de mayor frecuencia para todos los grupos poblacionales seleccionados se fijaron los demás determinantes de las probabilidades de transición para las personas en edad de trabajar de 18 a 55 años, sin asistencia escolar y que residían en junio de 2013 en Bogotá en hogares con estas características: de cuatro personas, con presencia de niños de 3 a 10 años de edad asistentes a establecimientos de educación pública, sin presencia de personas mayores de 65 años de edad y sin ingresos no laborales. Para determinar estas últimas variables sobre composición de los hogares se excluyeron los pensionistas y los empleados domésticos y sus hijos.

El Cuadro 2.4, que contiene las probabilidades medias estimadas para esos diversos grupos poblacionales, permite comparar en dos niveles educativos la de mujeres cónyuges (con y sin hijos) con las de jefas de hogar (sin pareja y con hijos) y con las de hombres jefes (con pareja e hijos menores). Casi todas las probabilidades de transición resultan altamente significativas, salvo para la mayoría de los movimientos laborales entre asalariados e inactivos que no son estadísticamente diferentes a cero.

Probabilidad de conseguir un empleo asalariado y de conservarlo al cabo de un año.

La probabilidad anual de conseguir un trabajo asalariado, siendo desempleado, no asalariado, o inactivo, es mayor para los jóvenes y menor para los adultos y las personas de la

Cuadro 2.4
Probabilidades anuales de transición predichas para varios grupos poblacionales de Bogotá.
Población de 18 - 55 años, 2008 a 2013

Movimientos laborales	Hombres jefes de hogar con pareja y con hijos menores de 11 años		Mujeres cónyuges	
	Solo primaria	Formación técnica o tecnológica	Sin hijos menores de 11 años	Con hijos menores de 11 años
(I - A) Inactivo a asalariado	0,373***	0,688***	0,072***	0,047***
(N - A) No asalariado a asalariado	0,109***	0,160***	0,055***	0,047***
(D - A) Desempleado a asalariado	0,613***	0,731***	0,285***	0,211***
(A - A) Asalariado a asalariado	0,818***	0,928***	0,727***	0,684***
(I - N) Inactivo a no asalariado	0,473***	0,215***	0,130***	0,104***
(A - N) Asalariado a no asalariado	0,159***	0,054***	0,144***	0,159***
(D - N) Desempleado a no asalariado	0,370***	0,245***	0,436***	0,463***
(N - N) Permanece como no asalariado	0,870***	0,823***	0,711***	0,674***
(I - D) Inactivo a desempleado	0,016***	0,051***	0,039***	0,033***
(A - D) Asalariado a desempleado	0,023***	0,018***	0,128***	0,154***
(N - D) No asalariado a desempleado	0,012***	0,010***	0,058***	0,057***
(D - D) Permanece como desempleado	0,008***	0,017***	0,047***	0,047***
(A - I) Asalariado a inactivo	0,000*	0,000	0,001**	0,003**
(N - I) No asalariado a inactivo	0,009***	0,006***	0,177***	0,221***
(D - I) Desempleado a inactivo	0,009***	0,007***	0,232***	0,279***
(I - I) Permanece como inactivo	0,139***	0,045***	0,759***	0,816***

Notas: probabilidades predichas para la población de 18 a 55 años de edad, no asistente a un establecimiento educativo y que residen en junio de 2013 en Bogotá en hogares con 4 personas, con niños de 3 a 10 años de edad asistentes a establecimientos educativos públicos, sin personas de 65 y más años de edad y sin ingresos no laborales.

*** Significativo al 1%, ** significativo al 5%, * significativo al 10%.

Fuente: estimaciones de los autores con base en los parámetros del cuadro anexo A.1 contenido en la primera versión de este artículo López y Lasso (2015).

Cuadro 2.4 (continuación)
Probabilidades anuales de transición predichas para varios grupos poblacionales de Bogotá.
Población de 18 - 55 años, 2008 a 2013

Movimientos laborales	Mujeres cónyuges		Mujeres jefas de hogar sin pareja y con hijos menores de 11 años	
	Formación técnica o tecnológica		Solo primaria	Formación técnica o tecnológica
	Sin hijos menores de 11 años	Con hijos menores de 11 años		
(I - A) Inactivo a asalariado	0,308***	0,233***	0,263***	0,611***
(N - A) No asalariado a asalariado	0,095***	0,083***	0,131***	0,205***
(D - A) Desempleado a asalariado	0,564***	0,468***	0,407***	0,711***
(A - A) Asalariado a asalariado	0,875***	0,847***	0,789***	0,917***
(I - N) Inactivo a no asalariado	0,141***	0,128***	0,315***	0,191***
(A - N) Asalariado a no asalariado	0,051***	0,059***	0,158***	0,054***
(D - N) Desempleado a no asalariado	0,220***	0,261***	0,516***	0,233***
(N - N) Permanece como no asalariado	0,728***	0,701***	0,783***	0,739***
(I - D) Inactivo a desempleado	0,123***	0,118***	0,044***	0,076***
(A - D) Asalariado a desempleado	0,071***	0,089***	0,053***	0,028***
(N - D) No asalariado a desempleado	0,037***	0,037***	0,034***	0,020***
(D - D) Permanece como desempleado	0,076***	0,083***	0,017***	0,024***
(A - I) Asalariado a inactivo	0,002**	0,005***	0,000*	0,000*
(N - I) No asalariado a inactivo	0,140***	0,178***	0,052***	0,098***
(D - I) Desempleado a inactivo	0,139***	0,188***	0,060***	0,031***
(I - I) Permanece como inactivo	0,428***	0,521***	0,378***	0,122***

Notas: probabilidades predichas para la población de 18 a 55 años de edad, no asistente a un establecimiento educativo y que residían en junio de 2013 en Bogotá en hogares con 4 personas, con niños de 3 a 10 años de edad asistentes a establecimientos educativos públicos, sin personas de 65 y más años de edad y sin ingresos no laborales.

*** Significativo al 1%, ** significativo al 5%, * significativo al 10%.

Fuente: estimaciones de los autores con base en los parámetros del cuadro anexo A.1 contenido en la primera versión de este artículo López y Lasso (2015).

tercera edad (por edades las cifras no figuran en el cuadro), y resulta en todo caso mucho más baja para quienes tienen apenas estudios primarios y, por regla general, para las mujeres. A continuación, se presentan los resultados más relevantes para las mujeres jefas de hogar y para las mujeres cónyuges:

- Para las jefas de hogar —sin pareja y con hijos menores— las posibilidades de conseguir un empleo asalariado desde el desempleo o la inactividad son más bajas que las de los hombres jefes —con pareja e hijos menores— de su mismo nivel educativo. En cambio, para las jefas menos educadas conseguirlo desde un empleo no asalariado les resulta algo más fácil, pues para minimizar las pérdidas temporales de ingreso ellas prefieren los saltos directos empleo-empleo y rehúyen pasar por el desempleo.
- Para las mujeres cónyuges, e independientemente del punto de partida, conseguir un empleo asalariado es aún más difícil, especialmente cuando tienen niños y carecen de educación terciaria. En este último caso ello se explica por tres factores: primero, porque sus hogares son sostenidos por sus consortes y, por tanto, su participación laboral es muy baja; segundo, porque el mercado laboral formal les ofrece pocas posibilidades de inserción laboral; y tercero, porque han debido ocuparse durante años en la crianza de sus niños, lo que puede haberles reducido sus habilidades laborales.

Por su lado, la probabilidad de conservar un empleo *asalariado al cabo de un año*, en la misma o en otras empresas, es también menor para los menos educados, pero crece con la edad; frente a la de los hombres jefes de su mismo nivel educativo, la de las *jefas de hogar* es algo más baja, y para las *mujeres cónyuges* lo es aún más.

Probabilidad de conseguir un empleo no asalariado y de seguir en esta condición.

Estando por fuera de la fuerza laboral, la probabilidad anual de conseguir *un empleo no asalariado* (I-N) es menor para las mujeres; frente a la de los hombres jefes de su mismo nivel educativo es más baja para las *jefas de hogar* y aun menor para las cónyuges, especialmente cuando tienen hijos menores. Por su lado, a partir del desempleo el chance anual de ubicarse en un trabajo no asalariado —de menor calidad— es más alto para las mujeres poco educadas. Veamos algunos resultados adicionales sobre las transiciones hacia los empleos no asalariados:

- *Perder el trabajo asalariado y pasar directamente a uno no asalariado* (A-N). Es mayor para los menos educados. Frente a la de los hombres jefes de su mismo nivel educativo, la de las mujeres, jefas de hogar o cónyuges, con o sin hijos menores, resulta similar.
- *Conseguir un empleo no asalariado, de segunda calidad, desde el desempleo* (D-N). El paso del desempleo al empleo no asalariado suele producirse después de una búsqueda infructuosa de trabajo asalariado y, en todos los casos, la probabilidad anual aumenta monótonamente con la edad y es más elevada para los menos educados. Frente a la de los hombres jefes de su mismo nivel educativo, esa probabilidad resulta mayor para las mujeres jefas de hogar con solo primaria.
- Por su lado, la *probabilidad de permanecer en el empleo no asalariado* al cabo

de un año (N-N) crece con la edad y por regla general resulta mayor para los menos educados. Frente a los hombres jefes de cada nivel educativo las mujeres perduran menos en este tipo de empleo y se retiran más fácilmente hacia la inactividad. Aunque mayores que las de las cónyuges, para las jefas de hogar esas posibilidades siguen siendo más bajas que las de los hombres.

Probabilidad de pasar al desempleo y seguir como desempleado.

La probabilidad anual de perder el empleo —sea asalariado o no— y convertirse en desempleado resulta mayor para los jóvenes, para la población menos educada y para las mujeres. La de salir de la inactividad pasando por el desempleo también es mayor para los jóvenes, pero resulta menor para los menos educados. Otros resultados más detallados sobre las probabilidades de quedar desempleado son:

- *Probabilidades de perder el empleo asalariado o no asalariado y convertirse en desempleado (A-D y N-D).* Frente a las de los hombres jefes del mismo nivel educativo, para las jefas de hogar resultan mucho mayores, y las de las cónyuges son aún más elevadas, en particular cuando tienen hijos.
- *Pasa lo mismo con las probabilidades de pasar de la inactividad al desempleo (I-D),* son también más elevadas para las jefas de hogar y para las cónyuges. Por su parte, la posibilidad de *seguir en el desempleo* al cabo de un año (D-D) aumenta con la edad y resulta más alta para los más educados y para las mujeres; en comparación con los hombres jefes y controlando por el nivel educativo, son mucho mayores para las mujeres cónyuges, con o sin niños que atender, y respecto de estas últimas, las de jefas de hogar resultan más bajas porque no pueden darse el lujo de soportar desempleos largos, pero frente a los hombres jefes siguen siendo mayores.

Probabilidad de volverse inactivo laboralmente.

En Colombia pocas personas pasan directamente de asalariadas a ser inactivas (A-I), pues incluso cuando se pensionan siguen ejerciendo oficios independientes. Entre los 18 y 55 años la probabilidad media es cero o cercana a cero tanto para los hombres jefes como para las jefas de hogar; en las mujeres cónyuges resulta un poco más elevada; en cambio, las probabilidades de volverse inactivo siendo no asalariado o desempleado son significativas:

- *Probabilidad de pasar del empleo no asalariado a la inactividad (N-I).* Es más alta para las personas de la tercera edad y algo mayor para las menos educadas. Con relación a las jefas de hogar, y frente a los hombres jefes de su mismo nivel educativo esa probabilidad resulta mucho mayor; respecto a los hombres jefes, la de las cónyuges es aún más elevada, especialmente cuando tienen hijos menores.
- *Probabilidad de pasar del desempleo a la inactividad (D-I).* Es mayor en la tercera edad y algo más alta para las personas menos educadas; controlando por el nivel educativo, la de las jefas de hogar es mucho mayor que la de los hombres jefes; y la de las cónyuges resulta aún más alta, en especial para las menos educadas y cuando tienen hijos menores.

Probabilidad de seguir en la inactividad

Es mayor para las personas de la tercera edad y para las menos educadas; frente a los hombres jefes del mismo nivel educativo, la de las jefas de hogar con solo primaria o con formación técnica o tecnológica es 2,7 veces más alta, y la de las cónyuges es aún más elevada, especialmente cuando tienen hijos menores. Como estas últimas cuentan con el apoyo económico de sus parejas, esa probabilidad aumenta especialmente si tienen que ocuparse de la crianza de los hijos menores de 11 años (un obstáculo adicional para su participación laboral).

El Gráfico 2.2 ofrece una visión sintética del análisis anterior sobre las mujeres con educación primaria, que son las más vulnerables. Visualiza, por edades, algunas de sus probabilidades de transición más relevantes, tanto para las cónyuges (con y sin hijos menores) como para las jefas de hogar. En este último caso y a fin de examinar los efectos del cuidado de los niños, hemos distinguido también —lo que no habíamos hecho en el Cuadro 2.4— entre las jefas que tienen hijos menores y las que no. Esas probabilidades se comparan con las de los hombres jefes, con pareja e hijos, del mismo nivel educativo. De dicho gráfico se concluye lo siguiente:

- *Perder el empleo asalariado y pasar al desempleo* (panel A). En todas las edades, y frente a los hombres jefes, la probabilidad anual es mayor para las mujeres, sobre todo para las cónyuges; la presencia de hijos menores la aumenta en las cónyuges y la disminuye en las jefas (que son adversas al desempleo).
- *Probabilidades anuales de conseguir desde el desempleo o la inactividad un trabajo asalariado* (paneles B y C). Son mucho más bajas para las mujeres, en especial las cónyuges; tanto en las cónyuges como en las jefas de hogar la presencia de hijos menores disminuye radicalmente los chances de conseguir un trabajo asalariado desde el desempleo, al igual que en el caso de las cónyuges inactivas laboralmente.
- *Probabilidad anual de conseguir desde el desempleo un trabajo no asalariado* (panel D). Es, entre los 20 y 60 años, más alta para las mujeres; la presencia de hijos menores eleva esa probabilidad sobre todo para las jefas (que prefieren un empleo malo a quedarse desocupadas), pero también para las mujeres cónyuges.
- *Probabilidad anual de seguir siendo desempleadas o inactivas al cabo de un año* (paneles E y F). Es mayor para las mujeres, sobre todo las que son cónyuges. Tener hijos menores reduce su probabilidad del desempleo de larga duración y la de seguir en la inactividad; en las cónyuges se eleva la probabilidad de seguir siendo inactivas.

3.4 Jefas de hogar sin educación superior: el grupo más vulnerable

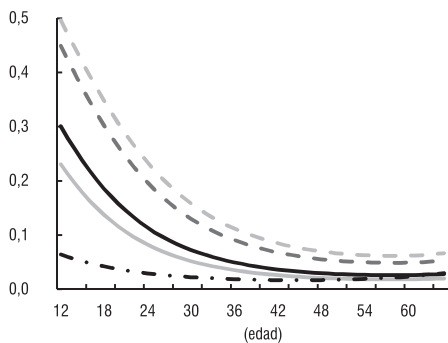
Como hemos visto, en comparación con los hombres las mujeres menos educadas son más afectadas por una participación laboral mucho más baja y por una mayor incidencia del desempleo y la informalidad.

Sin embargo, hay que distinguir dos grupos de mujeres poco educadas. Por un lado, las mujeres cónyuges con bajos niveles de escolaridad experimentan las mayores tasas de

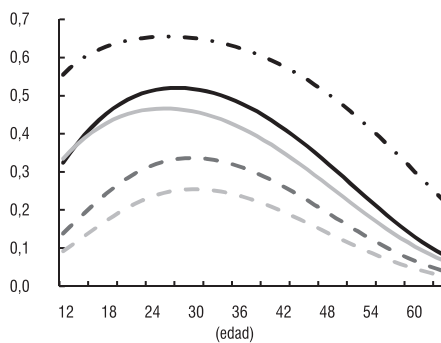
Gráfico 2.2

Mujeres con educación primaria, cónyuges y jefas de hogar, con y sin hijos, por edades: transición por edades frente a los hombres jefes con pareja e hijos (probabilidad)

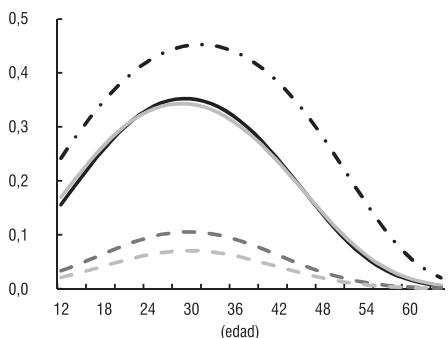
A. De asalariado a desempleado



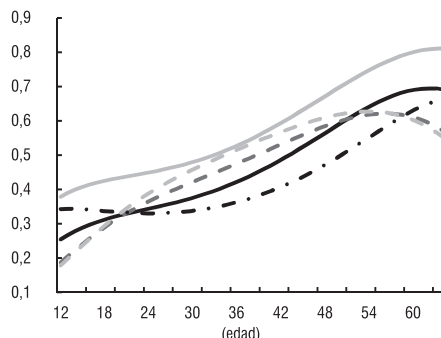
B. De desempleado a asalariado



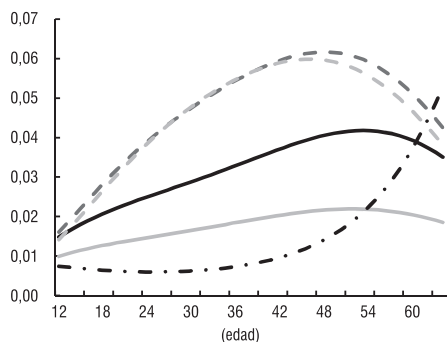
C. De inactivo a asalariado



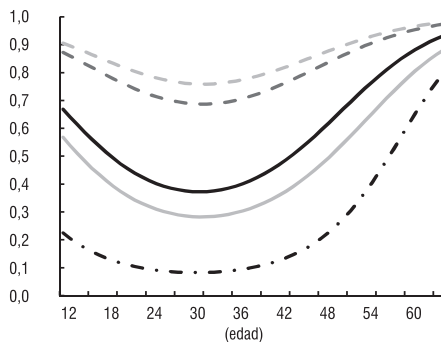
D. De desempleado a no asalariado



E. Permanece en la condición de desempleado



F. Permanece en la condición de inactivo



— Jefa sin pareja y sin hijos — Jefa sin pareja y con hijos - - - Cónyuge sin hijos
 - - - Cónyuge con hijos - . - . - Jefe con pareja y con hijos

Fuente: estimaciones de los autores con base en los parámetros del cuadro anexo A.1 contenido en la primera versión de este artículo López y Lasso (2015).

inactividad (así como las mayores probabilidades de pasar de ocupadas y desocupadas a inactivas y de seguir siendo inactivas al cabo de un año); también experimentan las mayores probabilidades de perder sus empleos asalariados y pasar a ser desempleadas, las menores de conseguir empleos asalariados desde la inactividad o el desempleo y, cuando tienen niños, probabilidades muy altas de conseguir, desde el desempleo, empleos no asalariados pobremente remunerados. Sin embargo, tienen a su favor que cuentan con el apoyo de los maridos para el sostenimiento de sus hijos.

En cambio, las jefas de hogar poco educadas y a cargo del sostenimiento de sus hijos menores y sus familias son un grupo especialmente vulnerable. Como no cuentan con el apoyo de sus consortes, se ven forzadas a participar laboralmente más que las anteriores (sus probabilidades de pasar de ocupadas y desocupadas a inactivas y de seguir siendo inactivas son menores con respecto a las anteriores, pero más elevadas que las de los hombres). Si bien tratan de esquivar el desempleo, sobre todo el de larga duración, las probabilidades de pasar de ocupadas —asalariadas y no asalariadas— a desempleadas, y de seguir siendo desempleadas al cabo de un año, resultan más bajas que las de las cónyuges, pero todavía siguen siendo mayores que las de los hombres. Eluden con éxito apenas parcial el desempleo porque se ven obligadas a aceptar el primer trabajo que se les ofrezca, que suele ser informal y de baja calidad (sus probabilidades de pasar de desempleadas a no asalariadas resultan mayores que las de las cónyuges y los hombres).

4. IMPORTANCIA DE LAS JEFAS DE HOGAR Y CARACTERÍSTICAS DE SUS HOGARES

4.1. La importancia de la jefatura femenina se acrecienta con la edad

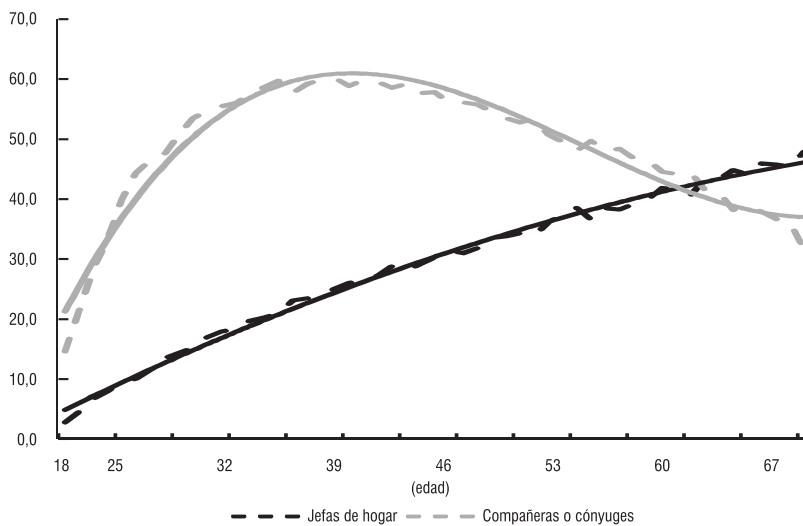
Mientras que los hombres llegan casados o emparejados a la vejez, no pasa lo mismo con las mujeres. Veamos:

- *Las mujeres, sobre todo las de menor escolaridad, se emparejan más temprano que los hombres y, a medida que pasan los años, se quedan solas.* Para las menos educadas, el porcentaje de casadas o en unión libre alcanza su máximo (72%) hacia los 35-40 años y después disminuye (64% hacia los 50 años; 53% hacia los 60 años). En las más educadas el máximo (64%, menor que el anterior), se alcanza también hacia los 35-40 años, antes de volver a disminuir (61% hacia los 50 años; 53% hacia los 60 años).
- Por su parte, los hombres llegan casados o en unión libre hasta edades avanzadas: a los 60 años están casados el 74% de los que carecen de educación superior y el 76% de los que sí la tienen.

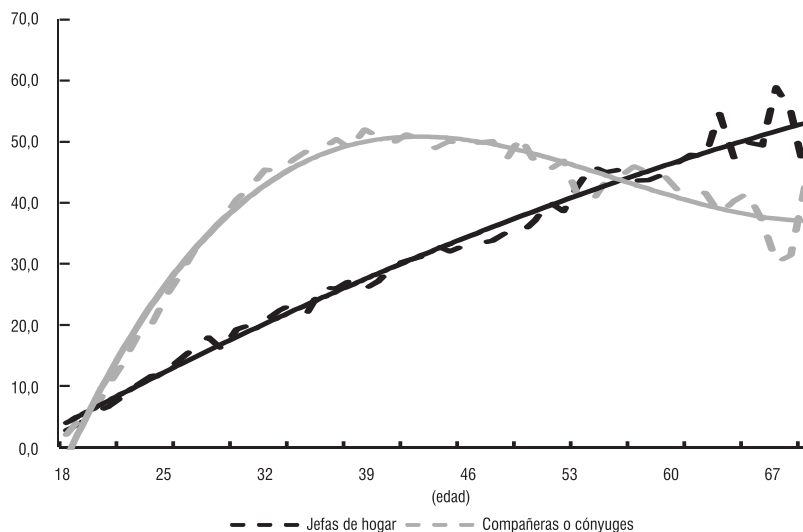
La principal razón del patrón descrito es la mayor incidencia entre las mujeres que entre los hombres de las separaciones, el divorcio y la viudez con el aumento de la edad. Hacia los 40 años una de cada cinco mujeres está a cargo de su hogar por estas razones, cosa que ocurre mucho menos con los hombres, que encuentran parejas usualmente más jóvenes después de la separación o la muerte de sus parejas. Debido a esos patrones la importancia de la jefatura femenina del hogar se incrementa con la edad, a medida que

Gráfico 2.3
Colombia: mujeres jefas de hogar y compañeras o cónyuges por nivel educativo y edad, 2010-2013
(porcentaje)

A. Mujeres sin educación superior



B. Mujeres con educación superior



Fuente: DANE (GEIH; 2010-2013); cálculos de los autores.

disminuye el porcentaje de las que siguen siendo cónyuges o compañeras de sus maridos. Obsérvese además que el proceso es más temprano y más intenso entre las mujeres sin educación superior (Gráfico 2.3).

Como resultados de estos patrones casi 3,6 millones de hogares, es decir, aproximadamente uno de cada tres, están a cargo de mujeres, la mayoría de ellas sin educación superior (Cuadro 2.5).

Cuadro 2.5
Colombia: características de los hogares con jefatura femenina y pobreza respecto de los hogares con jefatura masculina, promedio 2010-2013

Edad jefe (a) (años)	Hogares con jefatura femenina										Hogares por deciles nacionales de ingreso per cápita (porcentaje)						
	Personas por hogar		Tasa de participación (porcentaje PET)		Tasa desempleo (porcentaje PEA)		Empleo por hogar (porcentaje del total)		Ingresos por persona en el hogar (SMMLV)				Jefas de hogar mujeres		Jefes de hogar hombres		
	Total	Niños	Jefa de hogar	Total hogar	Jefas de hogar	Otros	Total	Asa-lar-riado	No asa-lar-riado	Total	Aportado por jefa de hogar (porcentaje)	Ingre-so no labo-ral	In-greso total	Decil 1	Deci-les 1 a 3	Decil 1	Deci-les 1 a 3
	Hogares jefas sin educación terciaria										Jefe/a sin educación terciaria						
De 13 a 19	2,2	0,6	52,6	53,3	28,8	13,9	23,0	45,5	54,5	0,23	0,49	0,1	0,3	25,6	48,5	12,7	28,7
De 20 a 39	3,6	1,3	82,2	65,0	12,9	15,4	14,0	39,7	60,3	0,30	0,58	0,1	0,4	16,3	41,2	9,1	30,4
40 o más	4,5	0,8	81,9	80,9	7,5	17,0	13,7	37,3	62,7	0,44	0,31	0,1	0,6	12,0	32,2	8,9	28,6
De 13 a 70	3,5	0,8	69,5	63,9	9,6	16,7	13,8	37,9	62,1	0,40	0,37	0,1	0,5	11,9	31,8	8,9	28,6
	Hogares jefas con educación terciaria										Jefe/a con educación terciaria						
De 13 a 19	1,7	0,1	43,0	45,2	27,0	14,3	22,0	65,1	34,9	0,39	0,47	0,6	1,0	2,6	9,7	3,1	8,4
De 20 a 39	2,5	0,7	90,8	75,7	9,3	13,2	10,6	62,9	37,1	1,24	0,70	0,3	1,5	3,0	7,8	1,0	3,5
40 o más	2,7	0,3	80,9	64,5	6,2	18,2	12,0	55,8	44,2	1,46	0,64	0,6	2,0	2,2	6,0	1,0	3,3
De 13 a 70	2,6	0,5	84,9	69,6	7,8	16,4	11,5	57,9	42,1	1,36	0,66	0,4	1,8	2,1	5,9	1,0	3,3

Fuente: DANE (GEIH); cálculos de los autores.

4.2 Características de los hogares con jefatura femenina

Los hogares de las mujeres que son jefas tienen características especiales:

- Aunque son más pequeños que los hogares medios, debido a la ausencia del cónyuge, aquellos en cabeza de mujeres con poca educación son relativamente más grandes y cuentan con más niños que los encabezados por mujeres más educadas.

- Las jefas menos educadas, sobre todo las más jóvenes que tienen a su cargo más niños que deben cuidar, exhiben tasas de participación laboral mucho más bajas, soportan tasas de desempleo más elevadas durante toda su vida en especial en las edades más tempranas y el desempleo es también mayor para todos los miembros de sus hogares, quienes están ocupados laboran sobre todo en trabajos independientes muy pobremente remunerados.
- Pero la diferencia principal entre esos hogares y los de las más educadas son los bajísimos ingresos, que, medidos en salarios mínimos legales y por persona en el hogar, son apenas de 0,55 frente a 1,85 de los de las jefas más educadas. La jefa aporta el 49% de los ingresos laborales cuando tiene entre 13 y 19 años y el 58% cuando tiene entre 20 y 39 años.

La pobreza de los hogares a cargo de mujeres sin educación superior es muy elevada y supera, en mucho, la de los hogares con jefatura masculina del mismo nivel educativo. De las jefas muy jóvenes, de 13 a 19 años, el 26,6% pertenecen al 10% más pobre de los hogares colombianos y el 48,5% al 30% más pobre; para las jefas entre 20 y 39 años esas cifras son, respectivamente, 16,3% y 41,2%, y para aquellas entre 40 y 70 años, 11,9% y 31,8%.

5. QUÉ FUTURO LABORAL LE ESPERA A LOS COLOMBIANOS

Esta sección pretende estimar el futuro laboral de hombres y mujeres si se mantuvieran las tasas de transición recientes (nacionales, estimadas para el período 2010-2013); no pretende adivinar el futuro, sino poner de presente las expectativas dadas las condiciones actuales, para mostrar los retos que enfrenta la política laboral en el país.

5.1 Procedimientos de estimación

A fin de estimar las expectativas laborales se aplica la metodología de López y Lasso (2012) a la población en edad de trabajar reportada por la GEIH de 2010-2013 (con una muestra de más de 2,4 millones de personas en edad de trabajar y de 2,2 millones de 65 años o más)¹³.

En primer lugar se calcula, para las diversas cohortes nacionales, la supervivencia hasta los 65 años, por edades simples y sexo, de la siguiente manera:

- Se toman los individuos de las cohortes nacionales de 12 a 65 años de edad por sexo.
- También se toman las tablas de mortalidad por sexo y edad simple¹⁴.
- Por sexo y para cada cohorte de edad simple, se eliminan al azar las personas no supervivientes, sucesivamente, año tras año, hasta que cumplan los 65 años.

¹³ Se toman los últimos cuatro años de encuestas con el objetivo de abarcar las condiciones más recientes del mercado laboral y tener mejores estimaciones por edad simple.

¹⁴ Para las cohortes de 12 a 14 años se tomaron las tasas de mortalidad de 15 años. Las tablas de mortalidad provienen de la Resolución 1555-2010 de la Superintendencia Financiera.

La selección de los no supervivientes se hace con una distribución uniforme de probabilidades utilizando el método de Montecarlo.

En segundo lugar, se estiman las cadenas de Markov o matrices de transición por sexo, edad simple y dos niveles educativos (sin y con educación superior), de la siguiente manera:

- Se utilizan las probabilidades de transición desde un estado laboral de origen a un estado laboral de destino, discutidas en la sección 3.3.
- Con base en las probabilidades de transición —valores medios estimados en el periodo 2010-2013— para los cuatro estados laborales se construyen las matrices de transición por edad simple de 12 a 65 años, sexo y dos niveles educativos.

Finalmente, al estimar el futuro laboral de cada cohorte nacional, por sexo y dos niveles educativos, se procede de la siguiente manera:

- Para cada cohorte —tomemos el caso de la de 20 años— se toma el vector de proporciones en la edad base de esa cohorte con respecto a la PET de asalariados, no asalariados, desocupados e inactivos.
- Se multiplica por la matriz de transición laboral de la edad base de esa cohorte. El vector resultante corresponde al futuro laboral de esta cohorte un año después (a los 21 años en este caso).
- Luego, este vector resultante se multiplica por la matriz de transición laboral de la edad siguiente (21 años en el ejemplo) para obtener el futuro laboral de esta cohorte dos años después (a los 22 años). Y así sucesivamente, año tras año, hasta obtener el vector resultante que correspondería a las expectativas laborales de esta cohorte al llegar a los 65 años de edad.
- Los vectores resultantes por edades constituyen la trayectoria de las expectativas laborales de cada cohorte nacional.

5.2 El futuro que le espera a los menos educados

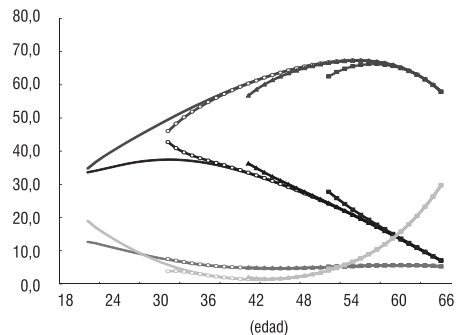
El Gráfico 2.4 recoge la estimación del futuro laboral para los miembros de cuatro cohortes nacionales que supervivirán hasta los 65 años: C20 (cohorte de 20 años en el período base 2010-2013); C30 (de 30 años); C40 (de 40 años) y C50 (de 50 años).

Las cifras revelan un ciclo de vida laboral muy intenso, en particular para los menos educados, quienes pasarán, con la edad, de ser empleados asalariados a no asalariados (es decir, a ser parte del núcleo duro del empleo informal). Para entender el gráfico nótese que la trayectoria de la cohorte más joven, la de 20 años, está claramente trazada hasta los 65 años. Las cohortes de mayor edad —de 30, 40 y 50 años— empiezan por encima o por debajo. Respecto a la trayectoria de los más jóvenes, hay diferencias importantes para las cohortes más viejas, en especial para la de 50 años, y en todos los casos, para las mujeres. Sin embargo, dada la constancia de las tasas de transición usadas en el ejercicio, convergen rápidamente a ella.

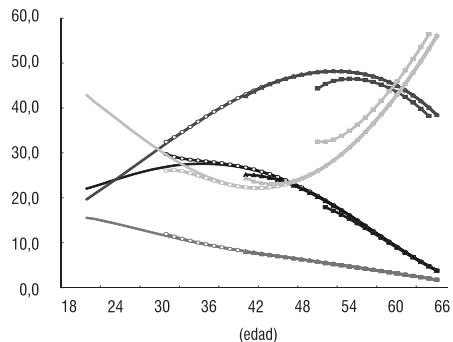
Nótese también que frente a la senda futura prevista para la cohorte de 20 años los puntos de partida de las de mayor edad empiezan siendo ligeramente más altos para el empleo asalariado y la inactividad y menores para el empleo no asalariado; en cambio, difieren poco para el desempleo. Ello significa que la trayectoria laboral pasada de los

Gráfico 2.4
Futuro laboral esperado para hombres y mujeres
 (porcentaje)

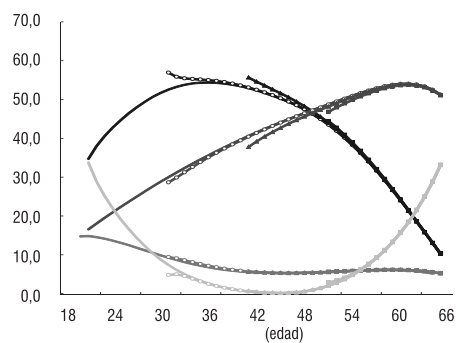
A. Futuro laboral total hombres



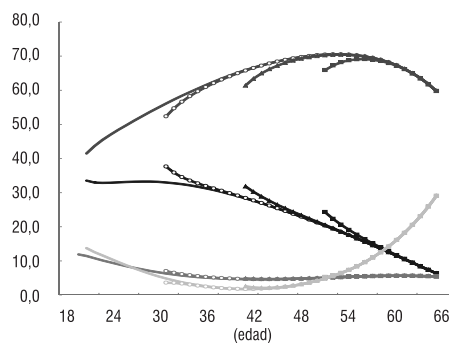
B. Futuro laboral total mujeres



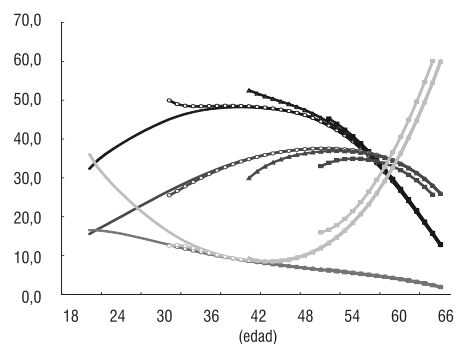
C. Futuro laboral hombres con educación superior



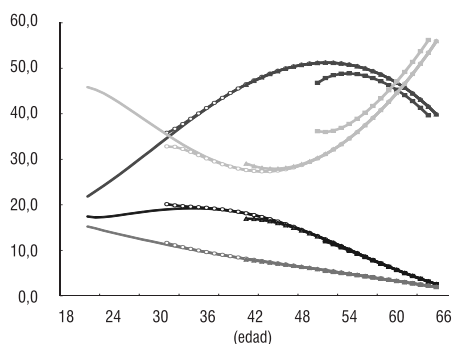
D. Futuro laboral hombres sin educación superior



E. Futuro laboral mujeres con educación superior



F. Futuro laboral mujeres sin educación superior



— Asalariados — No asalariados — Desocupados — Inactivos
 — 20 años —○— 30 años —▲— 40 años —■— 50 años

Nota: las cifras están expresadas en porcentajes de la población de cada grupo.

Fuente: DANE (GEIH); cálculos de los autores.

de mayor edad fue más favorable que la que les espera a los más jóvenes. Tomemos el caso de la cohorte que tiene actualmente 50 años: contaba con 20 años hacia 1990-1993 cuando el mercado laboral colombiano exhibía una menor informalidad que hoy y, probablemente, tuvo a partir de esa edad una ruta laboral más favorable.

Con esta breve introducción a la metodología de cálculo y la forma de presentación gráfica, veamos entonces los resultados más importantes sobre el futuro laboral de los colombianos:

- Medido como porcentaje de la población superviviente de cada cohorte, el empleo asalariado tenderá a caer con la edad y, en todas las edades, será mucho más bajo para los menos educados, en particular para las mujeres de este nivel educativo. En promedio, de los 18 a los 65 años la diferencia media entre los más y menos educados en la tasa de empleo asalariado será de 18,3 puntos porcentuales para los hombres y de 26,5 para las mujeres.
- De manera simétrica, la importancia del empleo no asalariado aumentará con la edad y en todas las edades será mucho mayor para quienes carecen de educación superior, sobre todo para las mujeres. En la población de 18-65 años la diferencia media entre los menos y más educados en la tasa de empleo no asalariado será de 21,7 puntos porcentuales para los hombres y de 11 para las mujeres.
- La tasa de desempleo —como porcentaje de la población económicamente activa del grupo relevante— será especialmente alta para las mujeres menos educadas. Hacia los 20-21 años es actualmente 27,9%, comparada con 25,6% para las mujeres con alguna educación superior, y 22,2% y 13,5% respectivamente para los hombres más y menos educados; decrecerá con la edad, pero para las mujeres carentes de educación superior seguirá siendo la más alta de todas.
- La tasa de inactividad laboral hacia los 20-21 años de edad es hoy mayor para los más educados, que todavía están estudiando (hombres: 33,9%, mujeres: 36%). A partir de esa edad caerá hasta los 40-45 años y subirá posteriormente hasta alcanzar un máximo hacia los 65 años. Debe hacerse notar que para los hombres después de los 40 años la inactividad de los poco educados será mayor —y la participación laboral menor— que la de quienes poseen alguna formación superior, y que hacia los 65 años el 71,1% de los hombres poco educados y el 66,8% de los más educados todavía seguirán participando laboralmente (para las mujeres esas cifras serán respectivamente del 44,1% y 39,9%). Pero, sobre todo, debe destacarse que la importancia de la inactividad será mucho más alta para las mujeres menos educadas en todas las edades futuras. En las edades entre 30 y 45 años las mujeres menos educadas tendrán una tasa de inactividad 19,3 puntos porcentuales más alta que las más educadas, esto implica que participarán menos, aportarán pocos ingresos a sus hogares, cotizarán muy poco a la seguridad social y, muy posiblemente, nunca podrán pensionarse.

De hecho, como lo demostraron López y Lasso (2012), dadas sus perspectivas de empleo e ingresos solo podrá pensionarse el 3% de los colombianos que tienen actualmente entre 18 y 55 años de edad y que carecen de educación superior (1,6% se pensionará en el régimen de prima media y 1,4% en el de capitalización). En cambio, 83,6% de los colombianos de esas mismas edades que sí tienen educación superior terminarán su vida laboral con el goce de una jubilación (35,7% en el régimen de prima media y 47,9%

en el régimen de capitalización). Las mujeres de menor nivel educativo, en particular las jefas de hogar, tendrán una vejez más desprotegida. Aun bajo el sistema de los beneficios económicos periódicos reglamentado por el Decreto 604 del 1 de abril de 2013 (que permite sumar al ahorro pensional pasado los ahorros periódicos y subsidios del Gobierno, para hacerse con mesadas de vejez inferiores al salario mínimo legal), solo el 16% de las mujeres poco educadas sin pareja podrán recibir beneficios situados entre 0,4 y 1 salario mínimo, frente a 58,5% para el caso de las parejas y 69,6% de los hombres sin pareja.

6. CONCLUSIONES Y PROPUESTAS DE POLÍTICA

6.1 Conclusiones

Con base en las encuestas nacionales de hogares de 2008-2013, que son de corte transversal y no de panel, se estimaron los flujos laborales brutos y las tasas anuales de transición utilizando la información sobre el estado laboral de un año antes y en el momento de las encuestas que reportan los individuos. A partir de esta base de información estadística surgen las siguientes conclusiones:

- El empleo asalariado es el corazón que bombea los flujos anuales en el mercado laboral colombiano. En procura de una buena selección de personal los empresarios someten a sus obreros y empleados, sobre todo a los más jóvenes y menos educados, a una elevada rotación que termina generando la expulsión anual neta de una parte de los mismos hacia el desempleo y también, directamente o vía este último, hacia empleos no asalariados; en cambio, es un receptor neto de inactivos y se nutre también de las variaciones demográficas interanuales.
- Las mujeres carentes de educación superior representaron el grupo menos favorecido por la mejora que en 2010-2013 se produjo en el mercado laboral colombiano; experimentaron mejoras, insuficientes, en la participación laboral y en el desempleo, pero no en lo tocante con el empleo asalariado y la informalidad; frente a la población de 18-55 años siguen presentando la mayor tasa de inactividad de todos los grupos considerados y, respecto de la PEA, el menor empleo asalariado, el mayor empleo no asalariado y la tasa de desempleo más alta.
- Los ejercicios econométricos realizados con datos nacionales de 2008-2013 confirman que las mujeres menos educadas son el grupo social más vulnerable; sin embargo, muestran también que dentro de ese universo existen dos subconjuntos distintos. El primero está constituido por las mujeres cónyuges quienes, sobre todo cuando tienen hijos menores, experimentan una probabilidad mayor de permanecer en la inactividad y en el desempleo, y una menor de conseguir trabajos asalariados, aunque al menos cuentan con el apoyo de los cónyuges para el sostenimiento de sus familias. El segundo, de las jefas de hogar a cargo de sus hogares y sus hijos menores, es mucho más vulnerable; como no cuentan con el apoyo de sus maridos se ven forzadas a participar laboralmente más que las anteriores, aunque sin alcanzar las tasas de participación masculinas; tratan de esquivar el desempleo, sobre todo el de larga duración (con éxito apenas parcial), aceptando el primer trabajo que aparezca, casi siempre uno informal de baja calidad.

- De hecho, casi 3,6 millones de hogares, es decir, aproximadamente uno de cada tres, están a cargo de mujeres jefas de hogar, la mayoría de ellas sin educación superior. La pobreza de los hogares a cargo de mujeres sin educación superior es muy elevada y supera, en mucho, la de los hogares con jefatura masculina del mismo nivel educativo. De las jefas muy jóvenes, de 13-19 años, el 48,5% pertenecen al 30% más pobre de los hogares; para jefas entre 20 y 39 años esa cifra es del 41,2%; y para aquellas entre 40 y 70 años, del 31,8%.
- Nuestras estimaciones sobre el futuro laboral de la población colombiana sugieren que si las tasas de transición recientes (2010-2013) se mantienen, la actual generación de colombianos con alguna educación terciaria (el 23,4% del total) tendrá un futuro laboral aceptable; en cambio los menos educados, que representan el 76,6% restante, sufrirán una informalidad muy alta, que será creciente con la edad. Ese futuro será todavía menos promisorio para las mujeres menos educadas, tanto por la informalidad como por el mayor desempleo.

6.2 Estrategias especiales para las jefas de hogar menos educadas

Se sigue de lo anterior que las políticas laborales contra el desempleo y la informalidad deben concentrarse en la población menos educada, en particular en las mujeres con menores niveles educativos y en el subconjunto de las jefas de hogar. Dejaremos de lado las estrategias laborales generales, destinadas a promover la expansión del empleo asalariado, sobre todo del menos calificado, *de tipo macroeconómico* (crecer más) y *sectorial* (énfasis en las ramas más intensivas en trabajo no calificado), *educativas* (acceso de los más pobres a la formación para el trabajo y a la educación terciaria), las tocantes con *la información laboral* (elevar la cobertura y eficiencia de las redes de intermediación) y con las reformas a la legislación laboral; nos concentraremos, más bien, en las políticas especiales que podrían diseñarse para las mujeres de bajo nivel educativo y, en especial, para las jefas de hogar.

En lo atinente a las mujeres cónyuges menos educadas sus posibilidades laborales podrán incrementarse a medida que la evolución demográfica permita reducir adicionalmente el número de niños a su cuidado, que las políticas sociales aumenten la cobertura de las guarderías infantiles y que las estrategias educativas, de capacitación y de información laboral acrecienten sus chances de inserción laboral. En la medida en que esto ocurra podrán incorporarse de manera más exitosa al mundo del trabajo formal, contribuyendo con ello a elevar el nivel de ingreso de sus hogares.

Por su parte, las mujeres jefas de hogar de bajo nivel educativo requieren estrategias especiales. Por su vulnerabilidad laboral y sus altos índices de pobreza conviene integrar las más pobres de ellas y sus hogares a los programas diseñados para combatir la extrema pobreza, en particular a la Red Unidos, un programa similar a Bolsa Familia (Brasil), Oportunidades (México) y Chile Solidario, el cual contempla una estrategia integral que incluye subsidios condicionados para las familias en extrema pobreza y que comprende acciones en nueve dimensiones: identificación; ingresos y trabajo; educación y capacitación; salud; nutrición; habitabilidad; dinámica familiar; bancarización y ahorro; acceso a la justicia. Sin embargo, en Colombia la dimensión “ingresos y trabajo” está todavía en

experimentación y sigue planteando grandes retos, en particular para los hogares a cargo de las mujeres más pobres. Más específicamente:

- Sobre todo en las edades más tempranas de sus jefas esos hogares requieren subsidios condicionados a la asistencia escolar y al cuidado en salud de los hijos, lo que está previsto para los hogares vinculados a la Red Juntos; su diseño (perfectible) busca evitar incentivos perversos (mayor fecundidad, fugas de los subsidios hacia otros usos).
- Requieren también apoyos especiales en materia de dinámica familiar —pautas de crianza de menores, educación sexual y reproductiva, convivencia y resolución de conflictos, entre otros— y acceso privilegiado a la red de guarderías populares del Instituto Colombiano de Bienestar Familiar (ICBF) y a los programas de primera infancia que se están estableciendo en algunas ciudades.
- Finalmente, necesitan apoyo especial en materia de aprestamiento laboral y acceso privilegiado a las redes de información e intermediación laboral, que aumenten, para las jefas y los demás miembros de sus hogares que se vayan vinculando al mundo laboral, las probabilidades de conseguir empleos mejor remunerados. En algunas ciudades —caso de Medellín— el aprestamiento laboral se combina con programas acelerados de validación del bachillerato y el acceso a las redes de información laboral se logra mediante acuerdos con los empresarios, quienes escogen de un grupo de capacitados en el área que requieren, previa entrevista, a las/os más hábiles.

REFERENCIAS

- Baussola, M.; Mussida, C. (2011). “The Natural Rate of Unemployment and The Unemployment Gender Gap”, *Documento de Trabajo*, núm. 80, Piacenza, Universidad Católica del Sagrado Corazón, Departamento de Economía y Ciencias Sociales, diciembre
- Blanchard, O.; Diamond, P. (1990). “The Cyclical Behaviour of the Gross Flows of U. S. Workers”, *Brookings Papers on Economic Activity*, núm. 2, pp. 85-143.
- Bosch, M.; Maloney, W. (2006). “Gross Worker Flows in the Presence of Informal Labor Markets: The Mexican Experience 1982-2002”, *Policy Research Working Paper*, núm. 3883, Banco Mundial.
- Bosch, M.; Goñi, E.; Maloney, W. (2007). “The Determinants of Rising Informality in Brazil: Evidence from Gross Workers Flows”, *IZA Discussion Paper*, núm. 2970, agosto.
- Darby, M.; Haltiwanger, J.; Plant, M. (1986). “The Ins and Outs of Unemployment: The Ins Win”, NBER Working Paper, núm. 1997, The National Bureau of Economic Research, agosto.
- Davis, S. J.; Haltiwanger, J. (1999). “Gross Job Flows”, en O. Ashenfelter y D. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, 3B capítulo 41, pp. 2711-2805, Ámsterdam: Elsevier.
- Elsby, M.; Smith, J; Wadsworth, J. (2010). “The Role of Worker Flows in the Dynamics and Distribution of UK Unemployment”, *CEP Discussion Paper*, núm. 1058, Londres, The London School of Economics and Political Science, julio.
- Goñi Pacchioni, E. A. (2013). *Andemic Informality: Assessing Labor Informality, Employment and Income Risk in the Andes*, Washington: Banco Interamericano de Desarrollo.
- Hall, R. E. (2005). “Job Loss, Job Finding, and Unemployment in the U.S. Economy Over the Past Fifty Years”, *NBER Working Paper*, núm. 11678, Cambridge, The National Bureau of Economic Research.
- Lasso V., F. J. (2013). “La dinámica del desempleo urbano en Colombia”, en L. E. Arango y F. Hamann (eds.), *El mercado de trabajo en Colombia: hechos, tendencias e instituciones*, Bogotá: Banco de la República, febrero.
- López, H.; Lasso, F. J. (2012). “El mercado laboral y el problema pensional colombiano”, *Borradores de Economía*, núm. 736, Bogotá, Banco de la República, octubre.

- López, H.; Lasso, F. J. (2015). “Flujos de trabajadores en el mercado laboral colombiano, determinantes de las diferencias entre hombres y mujeres, y futuro laboral esperado”, *Documentos de Trabajo*, BID, en vías de ser publicado.
- Mondragón, C.; Peña, X. (2008). “Business Ownership and Self-Employment in Developing Countries: The Colombian Case”, *Documentos CEDE*, Bogotá, Universidad de los Andes, Facultad de Economía.
- Mondragón, C.; Peña, X.; Wills, D. (2009). *Labor Market Rigidities and Informality in Colombia*, Bogotá: Universidad de los Andes, Facultad de Economía.
- Prada, C. F. (2012). “Análisis de los flujos de trabajadores y la segmentación laboral en Colombia”, *Ensayos sobre Política Económica*, vol. 30l, núm. 68, Bogotá, Banco de la República, junio.
- Shimer, R. (2007). “Reassessing the Ins and Outs of Unemployment”, *NBER Working Paper*, núm. 13421, Cambridge, The National Bureau of Economic Research.

3. DIFERENCIAS EN LAS TASAS DE DESEMPLEO POR GÉNERO

Jaime Tenjo Galarza
Oriana Álvarez Vos
María Camila Jiménez*

Colombia se caracteriza por tener tasas de desempleo altas en relación con otros países de la región. Las tasas colombianas han permanecido por encima del 10% desde principios de este siglo y solo en 2013 cayeron por debajo de ese nivel. De la misma manera, hay diferencias por género en el desempleo, que siempre es menor entre los hombres (el Gráfico 3.1, construido a partir de las encuestas de hogares del (DANE)¹, muestra las diferencias en tasas de desempleo para un periodo de aproximadamente dos ciclos económicos, 1976-2014)². Además de que las tasas femeninas siempre han sido superiores a las masculinas, la brecha entre ambas parece ampliarse en épocas de recesión, como las de 1983-1984 y 1999-2000.

El hecho de que los niveles de desempleo femenino sean persistentemente mayores que los masculinos plantea un sinnúmero de preguntas de investigación. En general, son pocos los estudios que han buscado explicar dichas diferencias, no solo en Colombia, sino también en otros países latinoamericanos. Ese es el propósito de este capítulo, cuya estructura es la siguiente: en la primera sección se hace una revisión de la bibliografía que existe en Colombia sobre el tema; en la segunda se presentan indicadores de la evolución de las diferencias en desempleo por género entre 2001-2014, como contexto general para el análisis posterior; en la tercera sección se discuten algunos aspectos teóricos básicos

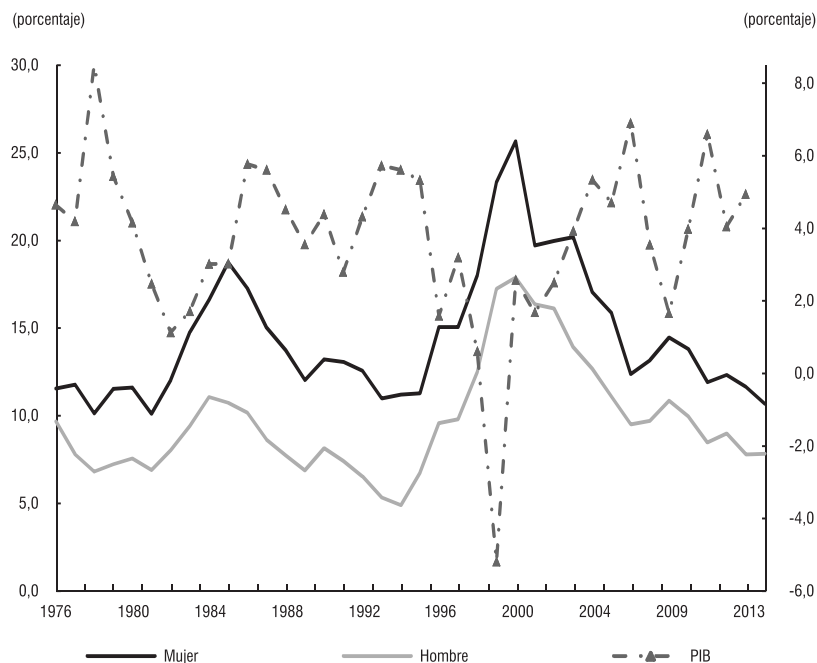
* Los autores son Director del Departamento de Economía, profesora de tiempo completo del Departamento de Economía y asistente de investigación, respectivamente, de la Universidad Jorge Tadeo Lozano.

Los autores agradecen el apoyo brindado por el Banco Interamericano de Desarrollo, cuyo financiamiento hizo posible la realización de esta investigación. De la misma manera agradecen a los participantes en los foros en que se presentaron versiones preliminares de este documento y a dos evaluadores anónimos, cuyos comentarios contribuyeron a mejorar esta versión. De manera muy especial queremos agradecer los comentarios y las recomendaciones de Eduardo Lora, que ayudaron a mejorar los borradores anteriores de este capítulo. Los errores que aún quedan son responsabilidad únicamente de los autores.

¹ Las encuestas de hogares del DANE han sufrido cambios metodológicos y de cobertura a través del tiempo, pero permiten tener una idea bastante aproximada de la evolución del desempleo total y por género.

² Hasta 2000 las tasas son promedios ponderados para las siete ciudades principales, a partir de ese año corresponden a las trece áreas metropolitanas.

Gráfico 3.1
Tasas de desempleo por género, siete áreas metropolitanas y crecimiento del PIB
(1976 - 2014)



Nota: en el eje izquierdo se miden tasas de desempleo, mientras que en el eje derecho se mide el crecimiento del PIB.

Fuente: DANE-Encuestas de hogares; elaboración de los autores.

con el objetivo de construir modelos de probabilidad y duración del desempleo; en las secciones cuarta y quinta se presentan los datos utilizados y los resultados principales de las estimaciones, y en la última sección se presentan las conclusiones del análisis empírico y se discuten algunas implicaciones de política.

1. BREVE REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA RELACIONADA CON COLOMBIA

Las diferencias por género en el mercado laboral incluyen muchas dimensiones, como son la salarial, la de participación laboral, la de desempleo, las estructuras ocupacionales y sectoriales del empleo, las horas trabajadas, la informalidad, etc. Con excepción de las diferencias salariales y —en alguna medida— las de participación laboral, otras dimensiones han recibido poca atención por parte de los investigadores, incluyendo las diferencias en niveles de desempleo.

1.1 Diferencias salariales

Las diferencias salariales entre hombres y mujeres han sido las más analizadas. Entre los estudios que vale la pena resaltar está el de Atal, Ñopo y Winder (2009) para América Latina, quienes, utilizando una extensión de la metodología de descomposición de Oaxaca con una aproximación no paramétrica, buscaron determinar si las diferencias salariales entre hombres, mujeres y grupos étnicos se deben solo a características observables. Estos autores encontraron que los hombres ganan en promedio 10% más que las mujeres, a pesar de tener menores logros educativos; si las mujeres tuvieran la misma educación que los hombres la brecha salarial aumentaría al 20%; no obstante, los resultados son bastante heterogéneos entre países.

Para el caso colombiano, Fernández (2006), con base en regresiones por percentiles de ecuaciones de ingresos para el periodo 1973-2003, halló que una de las principales razones por las cuales las mujeres ganan en promedio menos que los hombres es la diferencia en horas trabajadas. Según dicha autora, esto se puede explicar porque las labores que desempeñan las mujeres en el hogar les impiden trabajar tantas horas como los hombres. Asimismo, encontró evidencia de que las diferencias salariales a favor de los hombres se acentúan a medida que aumenta el nivel de ingresos.

Por su parte Hoyos, Ñopo y Peña (2010) estimaron una alternativa no paramétrica de la descomposición de Oaxaca basada en el método de emparejamiento (*matching*), que permite comparar individuos con las mismas características de capital humano observables y apreciaron que la brecha salarial entre géneros en Colombia no cambió mucho en las dos décadas anteriores y que puede explicarse principalmente por las diferencias en las características observables, tanto socioeconómicas como laborales. Sin embargo, plantean que aún existe una brecha salarial de género que permanece sin explicación y tiene forma de U con respecto a los ingresos salariales, la cual se presenta entre las personas menos educadas, aquellas que trabajan medio tiempo en el sector primario, servicio doméstico, trabajadores informales y empleados en empresas pequeñas.

Tenjo y Herrera (2009) utilizaron la Encuesta de calidad de vida, del DANE, de 2003, para determinar si existen diferencias salariales entre hombres y mujeres y entre afrodescendientes y mestizos o blancos. Calcularon dos descomposiciones: la primera, utilizando su metodología para desagregar las diferencias salariales en las estructuras ocupacionales de hombres y mujeres y en cada ocupación y nivel de calificación; la segunda, mediante la metodología de Oaxaca con base en la estimación de ecuaciones de Mincer que genera un indicador del posible nivel de discriminación salarial. Los resultados del primer ejercicio indicaron que en promedio los hombres ganaban mensualmente 7,6% más que las mujeres, disparidad que se debía a dos componentes: diferencias entre hombres y mujeres en la estructura ocupacional y los salarios en cada ocupación. En general, las mujeres trabajan en las ocupaciones que pagan salarios más altos, pero en cada ocupación y nivel de calificación reciben salarios más bajos que los hombres. Por su parte, la descomposición de Oaxaca muestra que los hombres ganan más que las mujeres, pero, por concepto de capital humano las mujeres deberían ganar entre 14% y 15% más que los hombres dependiendo de la medida de ingreso que se tome (salario mensual o por hora).

1.2 Diferencias en desempleo

Con respecto a las diferencias de género en empleo y desempleo, los estudios son escasos. Tenjo y Ribero (1998) estimaron modelos de respuesta cuantitativa tipo *probit* y modelos de duración Weibull para captar las diferencias en la participación laboral, las tasas de desempleo y la duración de este entre hombres y mujeres. Con esas estimaciones también calcularon tasas de incidencia por género. Los resultados sugieren que el desempleo femenino es más sensible a cambios en la riqueza familiar que el masculino, y que el desempleo de las mujeres es de mayor duración que el de los hombres, lo cual es consistente con el hecho de que la tasa de desempleo sea más alta para ellas. Este estudio también analizó diferencias por regiones, concluyendo que la participación laboral puede variar entre regiones por razones de mercado o culturales.

Tenjo, Misas, Contreras y Gaviria (2012), valiéndose de la Encuesta Nacional de Hogares (ENH) para cabeceras municipales, del tercer trimestre del 2010, estimaron modelos de duración del desempleo y la probabilidad de estar desempleado en Colombia, con el objetivo de proporcionar información detallada sobre las características de los procesos de búsqueda de empleo, y del desempleo.

El anterior trabajo fue actualizado posteriormente por Tenjo, Misas, Gaviria y Contreras (2014), encontrando que los hombres tienen procesos de búsqueda de empleo más cortos que las mujeres, quienes tienen mayor probabilidad de caer en la situación de desempleo (incidencia). Por su parte, la incidencia disminuye con la edad y los niveles de educación; por ejemplo, el desempleo de las personas mayores es de baja incidencia, pero de larga duración. Esto puede ser consistente con situaciones de obsolescencia de las competencias o con situaciones de discriminación.

Viáfara y Uribe (2009) realizaron un análisis no paramétrico para Colombia por medio del estimador de Kaplan-Meier y centraron su análisis en los canales de búsqueda de empleo. La hipótesis central consiste en que estos canales son esenciales en la duración del desempleo y los resultados muestran que aquellas personas que usan canales más modernos y meritocráticos consiguen empleo más rápido que las que utilizan redes sociales. Asimismo, los hombres consiguen empleo en ocho meses o menos, mientras que las mujeres tardan dieciocho meses, lo cual muestra que el desempleo de las mujeres es de larga duración, mientras que en la mayoría de los hombres es de corto o mediano tiempo; eso se debe, según estos autores, al mayor salario de reserva de las mujeres, derivado del costo de oportunidad de las labores del hogar.

Castellar y Uribe (2003) llevaron a cabo un estudio, para el área metropolitana de Cali, con modelos paramétricos de duración tipo Weibull. Los resultados sugieren que los determinantes de la duración del desempleo son la posición en el hogar, el sexo, los ingresos no laborales del trabajador, el nivel educativo y la experiencia. El modelo muestra que la duración del desempleo de los jefes de hogar es 74% menor que la de quienes no son jefes del hogar; que los hombres tienen una duración del desempleo 60% menor que las mujeres y que los primeros ocho años de educación formal tienden a aumentar el tiempo de búsqueda de empleo, mientras que los años adicionales tienden a reducirla.

Finalmente, Tenjo y Herrera (2009) hicieron una descomposición —tipo Oaxaca— de las diferencias en la probabilidad de empleo por género. Se encontró que de los 6,2 puntos porcentuales de diferencia en la probabilidad de empleo de hombres y mujeres el

42% se puede explicar por diferencias en las características individuales, mientras que el resto sería explicado por características no observadas, incluyendo la posibilidad de discriminación en el acceso al empleo.

2. ALGUNAS TENDENCIAS RECIENTES

2.1 Estructura de la participación laboral y el desempleo en 2013

Conviene destacar primero algunos aspectos generales de las diferencias entre hombres y mujeres en el mercado de trabajo en las dieciséis ciudades y áreas metropolitanas principales para el año 2013.

Como se observa en el Cuadro 3.1, no parece haber una diferencia importante entre hombres y mujeres en la distribución por edad de la población en edad de trabajar (PET) y es muy poca en la distribución de participantes (especialmente en los que tienen 50 o más años de edad). Sin embargo, sí existe cierta diferencia en la distribución por edad de

Cuadro 3.1
Estadísticas descriptivas de la población en las 16 áreas metropolitanas (2013)
(porcentaje)

	Población en edad de trabajar		Fuerza de trabajo		Desempleados	
	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres
Edad						
Menores de 15	4,91	6,53	0,35	0,46	0,05	0,36
De 15 a 24	20,29	22,20	17,59	17,88	35,31	39,43
De 25 a 34	20,56	21,80	28,12	27,56	29,96	25,32
De 35 a 49	24,65	23,60	32,90	30,00	23,67	17,41
50 y más	29,59	25,87	21,04	24,10	11,02	17,48
Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
Educación						
Ninguno	3,50	3,84	1,30	1,77	1,08	1,36
Primaria	19,86	18,85	16,21	18,33	12,26	14,65
Secundaria	44,92	47,90	41,47	46,19	48,68	48,92
Superior	31,73	29,41	41,02	33,71	37,98	35,07
Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
Estado civil						
Casado/ unión libre	44,98	48,52	48,57	56,27	43,86	33,50
Otros	55,02	51,48	51,43	43,73	56,14	66,50
Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
Jefatura hogar						
Jefe hogar	27,37	48,42	30,45	55,56	19,52	29,70
No jefe	72,63	51,58	69,55	44,44	80,48	70,30
Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Fuente: DANE (Encuesta de hogares); cálculos de los autores para el tercer trimestre de 2013.

los desempleados: en el caso de las mujeres, 35,4% son menores de 25 años, mientras que 40% de los hombres son menores de esa edad; a su vez, 54% de las mujeres desempleadas tienen entre 25 y 50 años, mientras que menos del 43% de los hombres desempleados están en esa edad. La distribución por nivel educativo de la PET femenina es muy similar a la masculina, aunque en la femenina tienen más peso las mujeres con educación superior; la distribución del desempleo no es muy diferente entre los dos géneros.

El Cuadro 3.2 muestra las tasas de participación y desempleo según algunas características de la población. Todas las diferencias por género en participación y desempleo son significativas, excepto en el caso de las tasas de desempleo en menores de 15 años y las de los no casados (en estos casos no se puede rechazar la hipótesis de igualdad de tasas). Como es sabido, las mujeres tienen tasas de participación menores que los hombres (61,6% frente a 76,3%, respectivamente) y tasas de desempleo mayores (14,5% ante 9,5%, respectivamente).

Cuadro 3.2
Tasas de participación y desempleo por algunas características de la población en 16 áreas metropolitanas - 2013
(porcentaje)

	Tasas de participación				Tasas de desempleo			
	Hombres	Mujeres	Diferencia	sig.	Hombres	Mujeres	Diferencia	sig
Total	76,05	61,22	0,15		8,93	12,05	-0,03	
Edad								
Menores de 15	5,03	4,72	0,00		9,26	14,33	-0,05	
15 a 24	59,82	51,88	0,08	***	18,04	25,54	-0,07	***
25 a 34	96,33	82,73	0,14	***	8,11	13,23	-0,05	***
35 a 50	96,45	80,78	0,16	***	5,73	9,03	-0,03	***
50 y más años	71,89	44,69	0,27	***	6,95	6,51	0,00	***
Educación								
Primaria o menos	70,57	47,85	0,23	***	7,73	9,77	-0,02	***
Secundaria	72,60	55,93	0,17	***	9,61	14,61	-0,05	***
Superior	86,50	79,62	0,07	***	8,69	11,84	-0,03	***
Estado civil								
Casado/ unión libre	89,05	65,46	0,24	***	5,59	11,51	-0,06	***
Otro	63,45	57,59	0,06	***	13,49	13,81	0,00	
Jefatura hogar								
Jefe de hogar	88,05	69,80	0,18	***	4,99	8,35	-0,03	***
No jefe	64,72	58,33	0,06	***	14,01	14,42	0,00	***

Nota: diferencia = hombres - mujeres en puntos porcentuales.
 "Sig." denota significancia. *** Significativo al 1%, **significativo al 5%.
 Fuente: DANE (Encuesta de hogares 2013); cálculos de los autores.

Por grupos de edad, la participación masculina aumenta hasta los 50 años y después disminuye, como lo predicen las teorías del ciclo de vida. Pero en el caso de las mujeres la disminución comienza a muy temprana edad —35 años— y se acelera a partir de los 50 años. En ambos sexos las tasas de desempleo son más altas para los jóvenes (15 a 24 años de edad) y después disminuyen (en el caso de los hombres vuelven a aumentar después de los 50 años). Las mujeres mayores de 50 años tienen tasas de desempleo más bajas que los hombres, fundamentalmente porque a partir de esa edad las mujeres sin empleo se retiran del mercado (desempleo disfrazado bajo la forma de tasas de participación bajas).

Por niveles educativos las tasas de participación aumentan con la educación, más para las mujeres que para los hombres. Por nivel educativo, el desempleo aumenta entre primaria y secundaria y luego disminuye tanto para hombres como para mujeres.

Las brechas de género en las tasas de desempleo difieren considerablemente por áreas metropolitanas, como se puede ver en el Cuadro 3.3. En todas las ciudades las tasas de participación masculinas son mayores que las femeninas, mientras que las de desempleo masculinas son menores que las femeninas. Las mayores brechas de género en el desempleo se observan en las ciudades de la costa (Barranquilla, Cartagena, Santa Marta y Montería), que son precisamente ciudades de bajo desempleo en general y de baja participación laboral femenina. Las ciudades de la zona cafetera se caracterizan por tener tasas de participación femeninas relativamente bajas y tasas de desempleo femenino bastante

Cuadro 3.3
Tasas de participación y desempleo por género para 16 ciudades en 2013
 (porcentaje)

Áreas metropolitanas	Tasas de participación				Tasas de desempleo			
	Hombres	Mujeres	Diferencia	sig	Hombres	Mujeres	Diferencia	sig
Armenia	73,208	54,562	0,186	***	13,406	17,796	-0,044	***
Barranquilla	72,625	52,045	0,206	***	5,532	11,159	-0,056	***
Bogotá D. C.	78,910	67,557	0,114	***	7,584	10,587	-0,030	***
Bucaramanga	78,015	64,705	0,133	***	7,661	11,266	-0,036	***
Cali	75,042	60,168	0,149	***	12,092	16,708	-0,046	***
Cartagena	70,883	51,466	0,194	***	7,233	13,313	-0,061	***
Cúcuta	77,194	59,771	0,174	***	13,432	18,198	-0,048	***
Ibagué	77,181	65,164	0,120	***	11,198	16,552	-0,054	***
Manizales	70,390	54,035	0,164	***	9,953	13,459	-0,035	***
Medellín	75,830	59,146	0,167	***	9,850	12,747	-0,029	***
Montería	74,096	59,873	0,142	***	7,922	14,035	-0,061	***
Pasto	74,847	63,601	0,112	***	9,493	12,080	-0,026	***
Pereira	72,334	52,430	0,199	***	12,470	15,531	-0,031	***
Popayán	66,544	50,237	0,163	***	13,692	17,846	-0,042	***
Santa Marta	71,687	54,682	0,170	***	6,394	14,158	-0,078	***
Villavicencio	73,893	54,707	0,192	***	10,209	12,624	-0,024	***
Total	76,055	61,221	0,148	***	8,934	12,054	-0,031	***

Nota: diferencia = hombres - mujeres en puntos porcentuales.
 "Sig" denota significancia. *** Significativo al 1%, **significativo al 5%.
 Fuente: DANE (Encuesta de hogares 2013); cálculos de los autores.

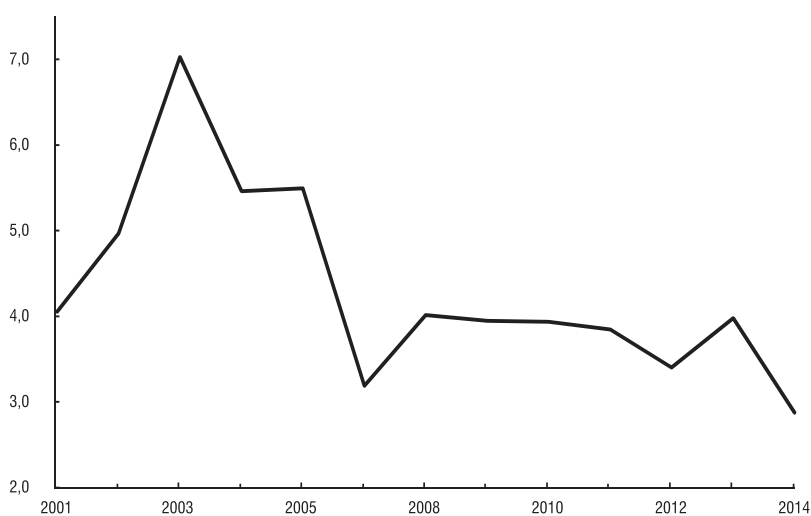
altas, así como diferencias en desempleo intermedias. Las menores brechas en desempleo están en Bogotá, Medellín y Pasto.

2.2 Evolución reciente de las brechas de desempleo por sexo

La tendencia de las tasas de desempleo en Colombia durante el presente siglo ha sido a la baja, lo cual es válido no solo a nivel general, sino también para todos los grupos considerados en este estudio. Sin embargo, la caída en las tasas de desempleo no ha beneficiado por igual a todos los grupos, ya que en algunos las mujeres se han beneficiado más que los hombres y en otros menos. A continuación se describe esta evolución de la brecha de desempleo por género —definida como la diferencia en puntos porcentuales entre las tasas de desempleo femenina y masculina— para diversos grupos. El Gráfico 3.2 muestra la evolución de tal indicador entre 2001 y 2014 para el mercado laboral en general.

Gráfico 3.2
Brechas promedio de desempleo entre mujeres y hombres

(puntos porcentuales)



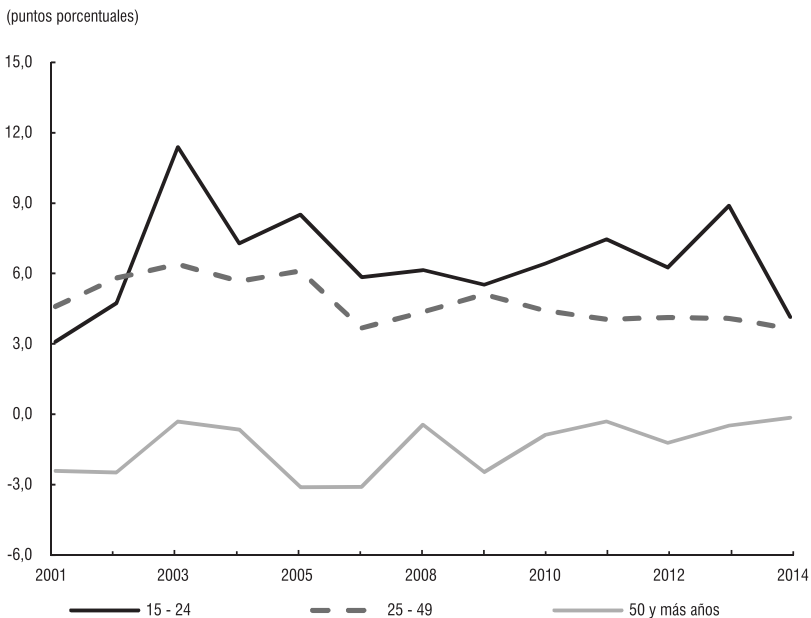
Fuente: DANE (Encuesta de hogares); elaboración de los autores.

Al comenzar el siglo la brecha de desempleo por género era de cuatro puntos porcentuales. Durante los primeros años del siglo aumentó rápidamente y después disminuyó un poco, estabilizándose a partir de 2007 entre tres y cuatro puntos. Durante el periodo 2001-2014 fue de 4,3 puntos, sin lugar a dudas una brecha notable.

Las brechas por *grupos de edad*, que se muestran en el Gráfico 3.3, indican que durante el periodo estudiado las más altas se presentaron entre los jóvenes (15 a 24 años),

con una diferencia promedio de 6,6 puntos entre el desempleo de mujeres y hombres. Las brechas más bajas se presentaron en la población de más de 50 años de edad, que siempre fueron negativas (-1,4 puntos porcentuales en promedio para el periodo, indicando que las mujeres de dicha edad tuvieron tasas de desempleo menores que los hombres). Es posible que esto refleje un fenómeno de *trabajador desalentado*, consistente en que la pérdida del empleo induce a abandonar la fuerza laboral por la percepción de que no hay oportunidades de trabajo.

Gráfico 3.3
Brechas de desempleo entre mujeres y hombres por edad



Fuente: DANE (Encuestas de hogares); elaboración de los autores.

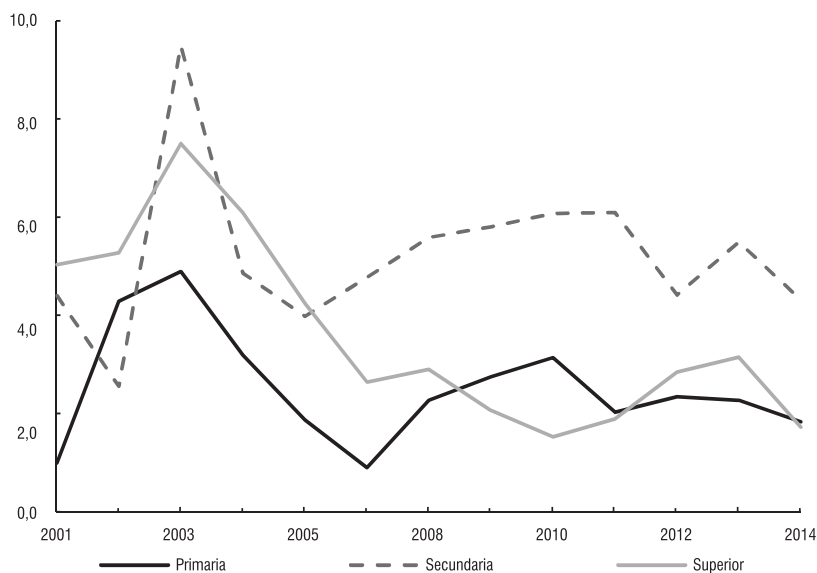
La mayor variabilidad en las brechas se presenta entre los jóvenes. Para este grupo de edad la brecha aumentó aceleradamente en los primeros años del periodo, volviendo a bajar a partir de 2003. Sin embargo, después de 2009 se observa un nuevo aumento, aunque relativamente lento. Respecto de las personas entre 25 y 50 años de edad la brecha se mantuvo más o menos estable (aunque a partir de 2009 parece observarse una muy leve tendencia descendente); en cuanto a las de más de 50 años, parece haber un ligero aumento durante el mismo periodo.

Por *niveles educativos*, al igual que en el caso anterior, las brechas de desempleo aumentaron en los primeros años del periodo estudiado y a partir de 2003 comenzaron a bajar de nuevo (Gráfico 3.4); las de educación secundaria lo hicieron solamente hasta 2005 y después volvieron a subir levemente, mientras que las de personas con primaria o educación superior continuaron bajando por varios años más. Es importante observar

que las brechas de desempleo por género de las personas con educación superior fueron las que más cayeron hasta el año 2010, después volvieron a subir levemente. Las brechas más altas se presentan entre la población con educación secundaria (alrededor de cinco puntos porcentuales en 2014), a la vez que las de primaria y superior son iguales (menos de dos puntos).

Gráfico 3.4
Brechas de desempleo entre mujeres y hombres por nivel educativo

(puntos porcentuales)

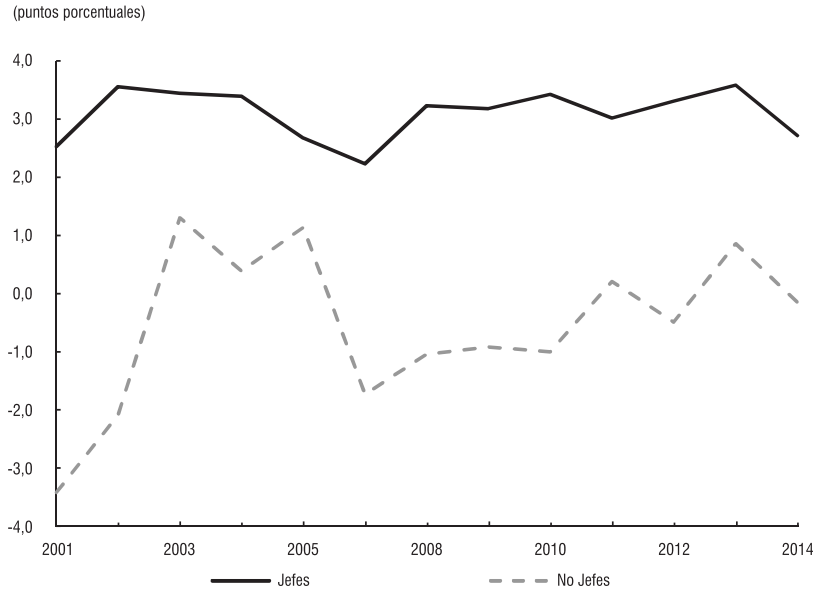


Fuente: DANE (Encuestas de hogares); elaboración de los autores.

Las brechas según *posición en el hogar* son especialmente relevantes (Gráfico 3.5). Cuando se comparan mujeres y hombres que no son jefes del hogar, la brecha de desempleo es casi nula, incluso negativa (promedio para el periodo: -0,5), pero ha tenido una ligera tendencia ascendente. En cambio, cuando se comparan mujeres y hombres que son jefes de hogar la brecha es alta y se ha mantenido estable (alrededor de tres puntos porcentuales).

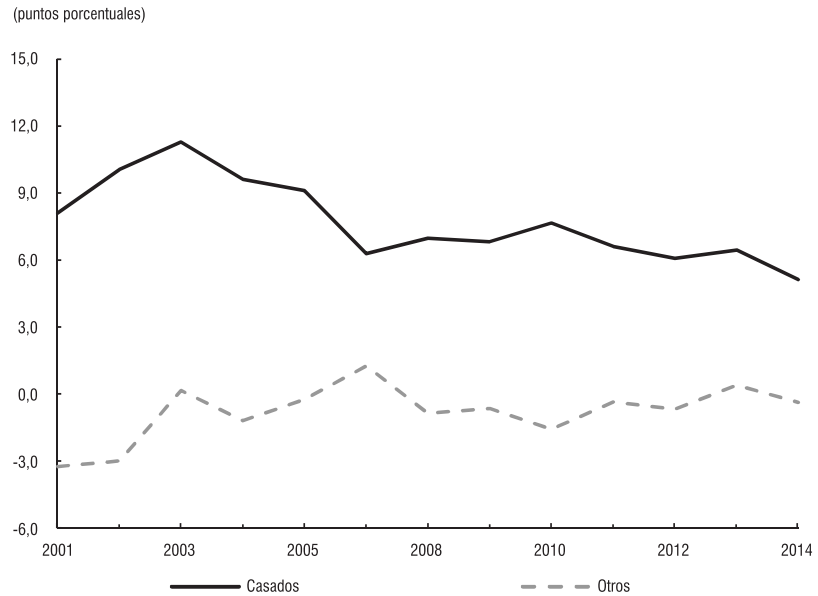
También son muy ilustrativas las brechas por *estado civil* (Gráfico 3.6), pues se observan brechas importantes en los casados (o en unión libre), más que en los otros (que incluye solteros, divorciados, separados y viudos). Más aún, la brecha de desempleo por género de los casados es la más alta encontrada en el estudio (7,7 puntos porcentuales en promedio para el periodo, implicando que las mujeres casadas tienen el doble del desempleo de los hombres casados), mientras que las de los no casados fluctúan alrededor de cero, con ligera tendencia a la baja.

Gráfico 3.5
Brechas de desempleo entre mujeres y hombres por jefatura de hogar



Fuente: DANE (Encuesta de hogares); elaboración de los autores.

Gráfico 3.6
Brechas de desempleo entre mujeres y hombres por estado civil



Fuente: DANE (Encuestas de hogares); elaboración de los autores.

En síntesis, esta descripción pone de manifiesto que las brechas de desempleo por género son muy bajas para tres grupos: mayores de 50 años, no jefes de hogar y no casados (solteros, viudos o divorciados), y muy altas para otros tres grupos: los menores de 25 años, quienes tienen educación secundaria y quienes son casados. Aunque hay una ligera tendencia a la disminución en las brechas desde 2003, esto no ha ocurrido en los grupos de brechas bajas.

3. CONSIDERACIONES TEÓRICAS Y BASES PARA LA ESTIMACIÓN

En términos conceptuales, pueden distinguirse dos tipos de desempleo: keynesiano y estructural. El desempleo keynesiano o involuntario se asocia a situaciones de baja demanda agregada; el estructural está más relacionado con problemas de falta de correspondencia entre oferta y demanda y problemas de información (búsqueda). El énfasis en este capítulo es en este último, aunque ocasionalmente haremos referencia al primero.

El planteamiento convencional más sencillo para analizar el desempleo estructural³ supone que los desempleados salen en búsqueda de empleo con un *salario de reserva* que los orienta en sus decisiones: si el salario que les ofrecen es inferior, rechazarán la oferta, y viceversa.

En las teorías de desempleo de búsqueda el *salario de reserva* de cada individuo es aquel que maximiza los beneficios esperados *netos* de la búsqueda de empleo, es decir, la diferencia entre los beneficios esperados totales y los costos esperados de la búsqueda. Los beneficios son una función positiva pero decreciente del *salario de reserva* y los costos son una función creciente de dicho salario. Conocidos los salarios de reserva de los individuos y la distribución de las ofertas salariales se puede estimar la duración esperada de los procesos de búsqueda, la cual está íntimamente relacionada con la probabilidad promedio de desempleo (o tasa de desempleo). Desde este punto de vista el desempleo estructural puede deberse a falta de información y acceso a recursos y mecanismos eficientes de búsqueda.

Una forma de darle contenido empírico y alguna perspectiva de género a esta teoría es interpretar el salario de reserva como un vector de características mínimas que un trabajo debe tener (con algún grado de sustituibilidad entre ellas). Algunas características que generalmente se incluyen en el *vector de reserva* son las siguientes: el pago monetario por unidad de tiempo, incluyendo beneficios, primas, etc.; la duración efectiva⁴ de la jornada laboral, la flexibilidad de dicha jornada, la distancia al trabajo, los riesgos asociados, y otros. Dependiendo de sus preferencias, algunos trabajadores pueden aceptar menores salarios por unidad de tiempo a cambio de jornadas laborales más cortas o más flexibles, mientras que otros están dispuestos a aceptar mayores rigideces en el tiempo de trabajo, pero con mayor salario.

Lo anterior implica que el salario monetario por sí solo no refleja adecuadamente las preferencias de las personas porque algunas diferencias pueden ser “compensatorias” de

³ Es enfoque muy conocido en la literatura sobre búsqueda de empleo. Una presentación muy clara de este modelo se puede encontrar en Fallon y Verry (1988, p. 195).

⁴ No es solo la duración estipulada legalmente de la jornada laboral; en efecto, hay trabajos que requieren jornadas más largas por necesidades del trabajo mismo, otros no.

características asociadas con los diferentes empleos⁵. Por ejemplo, dos personas que en todos los sentidos observables son similares, pueden tener salarios de reserva diferentes porque una prefiere tener un empleo con horario más flexible y por lo tanto su salario (monetario) de reserva es más bajo.

Este enfoque ayuda a entender el comportamiento de hombres y mujeres en el mercado laboral; verbigracia, si se acepta la diferencia de roles en las esferas pública y privada⁶ se puede inferir que algunas características de los empleos son preferidas por las mujeres casadas o con hijos pequeños, como la flexibilidad de las jornadas de trabajo, la menor duración de estas, el que sean diurnas, etc., eso hace que los procesos de búsqueda de las mujeres deban enfocarse en “áreas del mercado” más restringidas, lo cual disminuye la probabilidad de empleo y/o aumenta la duración de los procesos de búsqueda. Alternativamente, podría decirse que ante un trabajo con jornada laboral y condiciones laborales aceptables para los hombres, las mujeres requerirían un mayor salario monetario porque el sacrificio de su tiempo vale más —tienen más demandas sobre su tiempo— que otras actividades iguales.

4. METODOLOGÍA Y DATOS

4.1 Metodología

Nuestro propósito es estimar la probabilidad de desempleo y la duración de este para mujeres y hombres, al igual que explorar sus diferencias, conceptos que están relacionados a través de la siguiente expresión:

$$TD = L * I \quad (1A)$$

donde TD es la tasa de desempleo, L es la duración media de este e I es la tasa de incidencia, que se puede definir como la proporción de la fuerza de trabajo que en cada periodo entra a la situación de desempleo. Respecto de cada miembro de la fuerza de trabajo esta relación se puede replantear de la siguiente manera:

$$PD_i = E(L_i) * PI_i \quad (1B)$$

donde PD_i es la probabilidad de que el trabajador i , dado que está en la fuerza de trabajo, esté desempleado en un periodo determinado, $E(L_i)$ es la duración esperada del desempleo y PI_i es la probabilidad de que dicho trabajador quede desempleado en un periodo de tiempo (probabilidad de incidencia). Las estimaciones de las ecuaciones de probabilidad de desempleo y de duración permiten hacer predicciones de PD_i y $E(L_i)$ para cada trabajador. A partir de dichas estimaciones (despejando en 1B), se hacen estimaciones de PI_i para cada trabajador.

⁵ Véase, por ejemplo, Rosen (1986).

⁶ Entendiendo por esfera pública las actividades asociadas con el mercado de trabajo y las actividades productivas, mientras que la esfera privada corresponde a las actividades del hogar, cuidado de niños, etcétera.

Las ecuaciones de desempleo buscan relacionar la probabilidad de desempleo de cada trabajador con sus características observables y con medidas del mercado laboral que enfrentan (algunas observables, como la magnitud del valor agregado generado por la economía local; otras no, como la cultura de trabajo del lugar o el sector). Un problema econométrico que se enfrenta es el del sesgo de selectividad, el cual surge del hecho de que los desempleados son solo quienes están buscando empleo y por consiguiente son participantes en el mercado laboral, y de que las decisiones de participación no son aleatorias sino que dependen de una serie de variables observadas y no observadas de las personas que pueden estar relacionadas con el desempleo. En otras palabras, la ecuación de desempleo que se debe estimar es la probabilidad de estar desempleado, dado que el trabajador ha decidido participar.

La estimación de funciones de participación laboral ayuda a entender este asunto. En general, la teoría plantea que las personas toman la decisión de participar o no en el mercado laboral a partir de un proceso de maximización de utilidad en el que intervienen tanto sus gustos y preferencias (que a su vez están determinadas en gran parte por la cultura y los roles sociales), como las oportunidades que se les presentan, las restricciones que enfrentan y las situaciones personales. A partir de estas ideas se construye un modelo de participación ad hoc en el cual la probabilidad de que una persona participe depende de sus características personales y de los recursos disponibles.

Para efectos prácticos econométricos esto implica que las dos ecuaciones —la de desempleo, dado que el trabajador participa, y la de participación— deben estimarse de manera simultánea, por lo tanto se utiliza el método *probit* con corrección de selectividad, o *Heckman probit*⁷. Puesto que es conveniente entender el efecto de la corrección, también es útil estimar la función de desempleo sin corrección de selectividad.

En la siguiente etapa se estiman ecuaciones —Weibull— de duración del desempleo como función de características personales y de indicadores del mercado laboral en el que operan los trabajadores.

Aunque se hicieron las estimaciones para cada año entre 2009 y 2012 (para el total de áreas metropolitanas y área por área), en este capítulo solo se presentan y analizan las correspondientes al año 2012.

4.2 Datos

La base de datos empleada es la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) recopilada mensualmente por el DANE para cabeceras y áreas metropolitanas. Las estimaciones se hacen con el agregado de las encuestas de todo el año (acumulando los 12 meses), lo que mejora enormemente la representatividad de los datos y evita problemas de estacionalidad.

En las ecuaciones de desempleo y duración de la búsqueda de empleo se incluyen medidas de demanda, especialmente del tamaño del mercado de cada ciudad. La fuente de estas medidas son las Cuentas Regionales del DANE; puesto que estas cuentas miden única-

⁷ Disponible en programas como Stata. El comando *heckprob* de Stata estima la probabilidad de estar desempleado dado que el trabajador participa. Esto lo hace a través de la maximización conjunta de la función de verosimilitud de estar desempleado y participar.

mente la actividad económica departamental (no municipal), se supone que la distribución regional de la producción entre la capital y el resto del departamento se mantiene constante⁸.

5. RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES

Los resultados del ejercicio econométrico se presentan en esta sección de la siguiente manera: primero se analizan los datos de las ecuaciones de desempleo, luego los de las ecuaciones de duración, y finalmente los referentes a la incidencia del desempleo.

5.1 Determinantes del desempleo

Como se explicó en la sección anterior, la ecuación de desempleo se estima con el método *probit* sin y con corrección por selectividad, ya que la comparación entre ambos es ilustrativa en sí misma.

La variable dependiente es igual a 1 si la persona está desempleada y 0 si está empleada⁹. Las variables explicativas¹⁰ incluyen medidas de características personales como edad, educación, género y estado civil, entre otras; medidas de riqueza familiar y del tamaño del mercado (PIB departamental). En algunos casos se incluyen variables *dummy* para las ciudades usando Bogotá como referencia. Se utilizan varias formas funcionales, cuadrática y lineal, para algunas variables explicativas como la educación y el ingreso per cápita del resto de la familia.

Más específicamente, la probabilidad de que una persona en la fuerza de trabajo esté desempleada se estima en función de los años de educación que tenga, de si cuenta o no con título postsecundario, de su edad, estado civil, posición familiar (jefe o no), de si hay menores de 2 años en la familia, del nivel de ingreso per cápita del núcleo familiar excluyendo el ingreso de la persona observada —ingreso del resto de la familia— y de algunas medidas de tamaño del mercado.

El resumen de resultados que se hace a continuación se basa en las ecuaciones corregidas por selectividad, haciéndose referencia a las ecuaciones no corregidas solamente cuando es de interés resaltar las diferencias entre los dos métodos.

Los cuadros 3.4A y 3.4B presentan los resultados de la estimación de funciones de desempleo para hombres y mujeres con y sin efectos fijos de ciudades, respectivamente.

⁸ Este es un supuesto razonable, aunque una excepción notable es el caso del Meta (y su capital Villavicencio). Durante el siglo XXI la producción minera de este departamento se ha incrementado de manera muy significativa, pero dicha actividad ha afectado poco el mercado laboral de Villavicencio, que queda a varios cientos de kilómetros de las explotaciones petroleras. En dicho caso, la información departamental de producción —PIB y su composición— tienen poco que ver con la generación de empleo o desempleo en Villavicencio. Afortunadamente este no parece ser el caso, *prima facie*, en las demás ciudades que se propone estudiar.

⁹ Esto implica que la muestra utilizada para la estimación está conformada por participantes en el mercado laboral y por lo tanto es necesario hacer una corrección de selectividad. Los resultados se presentan en las tablas respectivas más adelante.

¹⁰ En el Apéndice 3.1 se describen las variables utilizadas en todos los modelos.

Cuadro 3.4
A. Ecuaciones de desempleo 2012 (sin efectos fijos)

Variables	Hombres			Mujeres		
	Sin corrección de selectividad	Con corrección de selectividad		Sin corrección de selectividad	Con corrección de selectividad	
		Desempleo	Participación		Desempleo	Participación
Educación	0.0128***	-0.00858**	0.0472***	0.0150***	-0.0247***	0.0581***
Educación ²	-0,000446**	-0,00022		-0,00103***	-0,00040	
Educación técnica	-0,0539***	-0,0468***		-0,0539***	-0,0386***	
Educación profesional	-0,126***	-0,0944***		-0,0795***	-0,0486**	
Edad	-0,0501***	-0,126***	0,192***	-0,0396***	-0,138***	0,190***
Edad ²	0,000463***	0,00142***	-0,00233***	0,000226***	0,00150***	-0,00231***
Jefe	-0,266***	-0,324***	0,472***	-0,178***	-0,183***	0,229***
Menores de 2 años	0,0249**	0,00490	0,0217***	0,0599***	0,0401***	-0,00159
Jefe*menores 2 años	-0,109***	-0,0986***		-0,0568*	-0,0451*	-0,0848***
Estado civil	-0,149***	-0,131***	-0,0164***	-0,0736***	0,0482***	-0,212***
Ingreso resto de la familia (millones)	-0,0391***	-0,0562***		-0,0918***	-0,0880***	
Ingreso del resto de la familia (millones) ²	0,000547**	0,000891***		0,00097	0,00109***	
Ingreso per cápita del resto de la familia			-0,0346***			-0,0211***
PIB por departamento	-0,0580***	-0,0509***		-0,0544***	-0,0409***	
Constante	0,555***	2,499***	-3,424***	0,652***	3,114***	-3,550***
Coefficiente athrho		-0,826***			-1,116***	
Educación crítica	14,3	-19,5		7,3	-31,27	-31,7
Forma de la relación	IU	IU		IU	IU	
Edad crítica	54,1	44,37	41,2	87,6	46,0	41,13
Forma de la relación	U	U	IU	U	U	IU
IRFpc (pesos)	35,74	31,54		47,52	40,37	
Forma de la relación	U	U		U	U	
Observaciones	242.909	335.001	335.001	116.886	188.286	188.286

Cuadro 3.4 (continuación)
B. Ecuaciones de desempleo 2012 (con efectos fijos)

Variables	Hombres			Mujeres		
	Sin corrección de selectividad	Con corrección de selectividad		Sin corrección de selectividad	Con corrección de selectividad	
		Desempleo	Participación		Desempleo	Participación
Educación	0,0171***	0,00779*	0,0230***	0,0181***	-0,0253***	0,0581***
Educación ²	-0,00027	-0,00026		-0,00113***	-0,000395*	
Educación técnica	-0,0574***	-0,0553***		-0,0704***	-0,0499***	
Educación profesional	-0,144***	-0,109***		-0,0789***	-0,0482**	
Edad	-0,0498***	-0,152***	0,252***	-0,0402***	-0,143***	0,190***
Edad ²	0,000555***	0,00178***	-0,00297***	0,000234***	0,00158***	-0,00231***
Jefe	-0,354***	-0,200***		-0,187***	-0,193***	0,230***
Menores de 2 años	-0,0454**	-0,127***	0,217***	0,0708***	0,0464***	-0,00159
Jefe*menores 2 años	-0,00592	0,00394		-0,0563*	-0,03810	-0,0847***
Estado civil	-0,228***	-0,387***	0,431***	-0,0690***	0,0610***	-0,212***
Ingreso resto de la familia (millones)	0,0155	-0,0170		-0,0890***	-0,0815***	
Ingreso del resto de la familia (millones) ²	-0,000105	0,00100*		0,000805	0,000988***	
Ingreso per cápita del resto de la familia			-0,0414***			-0,0205***
Armenia	0,331***	0,280***		0,343***	0,251***	
Barranquilla	-0,156***	-0,108***		0,00110	-0,000297	
Bucaramanga	-0,0270	-0,0162		0,0304	0,0222	
Cali	0,288***	0,237***		0,230***	0,169***	
Cartagena	-0,0660**	-0,0312		0,0995***	0,0760***	
Cúcuta	0,283***	0,230***		0,293***	0,212***	
Ibague	0,207***	0,179***		0,179***	0,129***	
Manizales	0,204***	0,163***		0,142***	0,106***	
Medellin	0,162***	0,121***		0,173***	0,116***	
Montería	0,109***	0,0931***		0,158***	0,108***	
Pasto	0,240***	0,189***		0,0999***	0,0625***	

Cuadro 3.4 (continuación)
B. Ecuaciones de desempleo 2012 (con efectos fijos)

Variables	Hombres			Mujeres		
	Sin corrección de selectividad	Con corrección de selectividad		Sin corrección de selectividad	Con corrección de selectividad	
		Desempleo	Participación		Desempleo	Participación
Pereira	0,337***	0,288***		0,298***	0,221***	
Popayán	0,414***	0,353***		0,421***	0,301***	
Santa Marta	-0,0625**	-0,0364		0,0780***	0,0458**	
Villavicencio	0,189***	0,152***		0,0790***	0,0574***	
Constante	-0,297***	2,089***	-3,993***	-0,0411	2,722***	-3,550***
Coefficiente athrho		-0,997***			-1,216***	
Educación crítica	31,4	15,21		8,0	-32,03	
Forma de la relación	IU	IU		IU	IU	
Edad crítica	44,9	42,70	42,42	85,9	45,25	41,13
Forma de la relación	U	U	IU	U	U	IU
IRFpc	\$73,81	\$8,50		\$55,28	\$41,24	
Forma de la relación	IU	U		U	U	
Observaciones	126.023	146.715	146.715	116.886	188.286	188.286

Nota: IRFpc significa: Ingreso per cápita del resto de la familia.
 ***Significativo al 1%, **significativo al 5% y *significativo al 10%.
 Fuente: DANE (GEIH); cálculos de los autores.

Los años de *educación*¹¹ tienen un efecto negativo sobre el desempleo, aunque no siempre significativo en el caso de los hombres. Los resultados son muy sensibles a la corrección de selectividad debido a que la educación es muy importante para explicar la participación laboral (entre mayor educación, mayor la probabilidad de que hombres y mujeres participen en el mercado laboral).

Además de los años de educación, tener un título de *educación técnica y profesional* disminuye de manera significativa la probabilidad de desempleo tanto en hombres como en mujeres. Esto sugiere que en el mercado laboral colombiano hay un sistema de

¹¹ Se estimaron ecuaciones en las que esta variable se incluyó tanto en forma lineal —no presentadas en el Cuadro 3.4— como en forma cuadrática. Cuando no se hace corrección de selectividad la combinación de signos de los coeficientes indica que la relación tiene forma de U invertida. Sin embargo, cuando se hace la corrección de selectividad esta relación cambia de manera importante, sobre todo en el caso de las mujeres, y los niveles de significancia estadística del término cuadrático son muy bajos.

credencialismo formal: los empleadores consideran que los títulos son un indicador de la productividad de los candidatos a llenar las vacantes.

La relación entre la *edad* y el desempleo tiene forma de U, indicando que el desempleo cae con la edad hasta cierto punto y después aumenta. Las edades de menor probabilidad de desempleo están alrededor de 42 a 43 años para los hombres y 45 a 46 para las mujeres. Al igual que en el caso de la educación, los resultados son muy sensibles a la corrección de selectividad, especialmente en el caso de las mujeres. Al corregir por selectividad en mujeres disminuye la edad a la que el desempleo llega a su mínimo, lo cual constituye evidencia de que puede haber un fenómeno de *trabajador desalentado* en las bajas tasas de participación femeninas después de los 45 o 50 años de edad¹².

El hecho de *ser jefe de hogar* disminuye de manera significativa la probabilidad de desempleo, tanto para hombres como para mujeres. Ser jefe no afecta la participación laboral de los hombres, pero sí tiene un efecto positivo y significativo en la participación laboral de las mujeres. Esto implica que posiblemente ser jefe y estar desempleado se determinan de manera simultánea, en el sentido de que la persona jefe de hogar es la principal responsable por su sostenimiento, condición poco compatible con estar desempleado.

El *estado civil* —estar casado o en unión libre— es una variable que requiere un análisis detallado. Sus efectos son diferentes para hombres y mujeres y señalan comportamientos distintos en el mercado laboral. En el caso de los hombres, el estar casado aumenta la probabilidad de que participen en el mercado laboral y disminuye la probabilidad de que estén desempleados (dado que decidieron participar). En el caso de las mujeres, estar casadas disminuye la probabilidad de hacer parte del mercado laboral y aumenta la probabilidad de estar desempleadas (de quienes han decidido participar). Esto es consistente con una situación en la que las mujeres desempeñan el doble rol de trabajadoras y amas de casa, lo que les implica tener que buscar trabajos con una mayor flexibilidad de horarios u otras características que les facilite el desempeño de ese doble papel. Nótese que cuando no se hace la corrección de selectividad el signo de esta variable en la ecuación de desempleo para mujeres es negativo, indicando la importancia de la selectividad.

La existencia de *niños menores* de 2 años en el hogar es otra variable importante porque pone de manifiesto las diferencias de roles entre hombres y mujeres. En el caso de los hombres tiene el efecto de aumentar significativamente la participación laboral y de disminuir la probabilidad de desempleo. En el caso de las mujeres sucede lo contrario, reduce la participación laboral y aumenta la probabilidad de desempleo.

La variable *ingreso per cápita del resto de la familia* está asociada con dos aspectos importantes para la búsqueda de empleo: los recursos para financiarla y los contactos que hacen más eficiente dicha búsqueda. Por un lado, a medida que aumenta el ingreso familiar, incrementan los recursos disponibles tanto para invertir en actividades de búsqueda de empleo como para financiar el tiempo que dura dicha búsqueda. Por el otro, probablemente el ingreso familiar está asociado con el estatus socioeconómico y de la familia, y por lo tanto, con el tipo —y calidad— de contactos y acceso a redes sociales de las personas. El primero es el *efecto aspiraciones*: al aumentar los recursos para financiar la búsqueda de empleo

¹² Probablemente a partir de cierta edad las mujeres que quedan desempleadas dejan de participar en el mercado laboral porque consideran que sus oportunidades de conseguir empleo son muy bajas, aunque están disponibles para trabajar si se les ofreciera un empleo.

aumenta el salario de reserva y, dada la distribución salarial y de características laborales de las vacantes, se hace más probable estar desempleado. El segundo es el *efecto oportunidades*: entre mejor acceso a redes de influencia (palancas), más eficiente es la búsqueda y más corta la duración del desempleo. El primero se refleja en un signo positivo y el segundo en un signo negativo del coeficiente de la variable ingreso per cápita del resto de la familia, en la ecuación de probabilidad de desempleo. Como no hay una forma de saber, a priori, cuál de estos dos efectos predomina, una posibilidad es incluir el ingreso per cápita del resto de la familia en forma cuadrática para que la combinación de signos indique los rangos de ingreso en los cuales predomina uno u otro efecto.

Los resultados para las regresiones generales indican que el ingreso del resto de la familia tiene un claro efecto negativo en las decisiones de participación laboral tanto para hombres como para mujeres: entre mayor sea este ingreso, menor es la probabilidad de que participen (Cuadro 3.4A).

En cuanto al efecto del ingreso del resto de la familia sobre el desempleo, los resultados muestran que tiene forma de U: las personas en las familias de más bajos ingresos tienen tasas de desempleo altas, pero a medida que aumenta el ingreso familiar la probabilidad de desempleo disminuye (a tasa decreciente). Después de cierto punto, la probabilidad de desempleo comienza a aumentar. Esto indica que el *efecto oportunidades* predomina en los rangos de ingreso bajos y el *efecto aspiraciones* en los rangos altos. El nivel crítico del ingreso per cápita del resto de la familia —en el que la probabilidad de desempleo deja de disminuir y comienza a aumentar— es mucho más alto en el caso de las mujeres que en el de los hombres; sin embargo, dicho punto es muy alto, dada la distribución de ingresos, lo cual denota que para la mayoría de la población predomina el efecto oportunidades.

En conclusión, entre mayor sea el ingreso per cápita del resto de la familia, menor será la probabilidad de que las personas participen, pero, dada la decisión de participar, menor es la probabilidad de desempleo.

Como se mencionó, se incluyó también el PIB departamental a fin de captar el efecto que puede tener la demanda de trabajo, o alternativamente variables *dummy* para cada ciudad (efectos fijos).

El tamaño del mercado medido por el valor agregado departamental tiene un efecto favorable sobre las mujeres y los hombres: en las ciudades donde el mercado es mayor, la probabilidad de desempleo es menor.

Cuando se utilizan variables *dummy* para identificar las ciudades el área metropolitana de Bogotá es la referencia y por lo tanto los coeficientes de las demás deben interpretarse como diferencias con respecto a la capital (Cuadro 3.4B). La introducción de estos efectos fijos no cambia las conclusiones anteriores. La mayoría de las variables *dummy* son significativas, indicando que las diferencias en desempleo entre las ciudades y Bogotá no son debidas al azar o a los errores estadísticos de las encuestas, sino a diferencias estructurales. En el caso de los hombres, las ciudades de la costa atlántica (Barranquilla, Cartagena y Santa Marta) y Bucaramanga, las variables *dummy* son negativas, pero solo Barranquilla es significativa. En el caso de las mujeres solo Barranquilla es negativa, pero no significativa.

5.2 Duración del desempleo

Como se explicó, la probabilidad de desempleo es la interacción entre la probabilidad de quedar desempleado en un periodo determinado (incidencia) y el tiempo esperado de búsqueda de trabajo (duración). La información disponible en las encuestas de hogares no permite estimar la incidencia de manera directa, pero sí estimar ecuaciones que explican la duración del desempleo. Para calcular la probabilidad de quedar desempleado en un periodo —*incidencia*— basta con dividir, para cada persona, la probabilidad de desempleo —predicha por las funciones de desempleo estimadas anteriormente— por la duración esperada del desempleo de la persona, que resulta de los modelos de duración que se presentan a continuación.

En este ejercicio se estiman modelos Weibull de duración del desempleo, en los que el logaritmo del tiempo de desempleo (medido en semanas) se expresa en función del mismo conjunto de variables explicativas utilizadas en las funciones de desempleo. Este es el modelo conocido como Accelerated Failure Time (AFT)¹³.

Un problema econométrico que se enfrenta es la llamada “censura” de las observaciones, debido a que la duración observada es el tiempo que cada individuo lleva desempleado, no la duración completa hasta el momento en que encuentre empleo. Si se utilizara directamente esta información los estimativos de los parámetros estarían sesgados.

Para corregir este problema se completó la muestra anterior con trabajadores que consiguieron empleo en el último año pero que duraron desempleados menos de dos años. De estos trabajadores sí se sabe la duración completa del desempleo (no está censurada). Con esa base de datos se pueden obtener estimativos consistentes de los parámetros del modelo¹⁴.

Los resultados de las estimaciones para el conjunto de las dieciséis áreas metropolitanas se presentan en el Cuadro 3.5. Dada la forma de la ecuación que utilizamos, los coeficientes estimados se pueden interpretar como efectos marginales porcentuales. Los coeficientes tienen los signos esperados y son altamente significativos (estadísticamente), con algunas excepciones que se explicarán más adelante.

En las ecuaciones estimadas con toda la muestra de hombres y mujeres —no presentadas en este documento— se encuentra que, controlando por otros aspectos, las mujeres tienen procesos de búsqueda que en promedio son entre 32% y 34% más largos que los de los hombres. Esta diferencia es robusta, en el sentido de que no es afectada por cambios en las variables explicativas que se introducen en las ecuaciones de duración.

En general los años de *educación* aumentan la duración del desempleo, de manera más pronunciada para los hombres que para las mujeres. Dado que los años de educación se incluyen en forma logarítmica, la interpretación del coeficiente es como una elasticidad: un 1% de incremento en los años de educación aumenta la duración del desempleo en 0,3% en el caso de hombres y 0,2% en el de las mujeres. Sin embargo, el hecho de tener títulos profesionales disminuye la duración del desempleo: un título técnico disminuye la duración del desempleo femenino de manera significativa, pero no afecta el desempleo masculino. En el

¹³ Una buena explicación de este modelo puede encontrarse en Greene (1993, p. 991).

¹⁴ Aunque no podemos garantizar que los estimadores no sean sesgados, sabemos que son consistentes. Sin embargo, como tenemos un número grande de observaciones, posiblemente el sesgo, si lo hay, es muy pequeño.

Cuadro 3.5
Ecuaciones de duración de búsqueda de empleo

Variables	Hombres		Mujeres	
	(1)	(2)	(1)	(2)
Logaritmo de educación	0,345***	0,294***	0,201***	0,160***
Educación técnica	-0,00620	-0,0370	-0,0584**	-0,0742***
Educación profesional	-0,135***	-0,162***	-0,170***	-0,175***
Edad	0,0313***	0,0301***	0,0139***	0,0126***
Estado civil (casado=1)	-0,397***	-0,413***	0,0322*	0,0381**
Jefe de hogar	-0,402***	-0,361***	-0,207***	-0,175***
Menores de 2 años en hogar	-0,0825***	-0,0802***	0,0649***	0,0677***
Ingreso resto de la familia (millones de pesos)	0,165***	0,238***		
Ingreso resto de la familia (millones de pesos) ²	-0,00402***	-0,00586***		
Ingreso per cápita del resto de la familia			-0,0430***	-0,0168***
Valor agregado del departamento en log	-0,134***		-0,156***	
Armenia		0,316***		0,436***
Barranquilla		0,343***		0,518***
Bucaramanga		-0,0125		-0,115**
Cali		0,339***		0,431***
Cartagena		0,755***		0,838***
Cúcuta		-0,0341		0,0933**
Ibagué		0,556***		0,602***
Manizales		0,352***		0,429***
Medellín		0,318***		0,265***
Montería		0,459***		0,425***
Pasto		0,643***		0,595***
Pereira		0,577***		0,667***
Popayán		1,322***		1,198***
Santa Marta		0,822***		0,834***
Villavicencio		0,514***		0,468***
Constante	3,617***	2,038***	4,782***	3,019***
ln_rho	0,0300***	0,0528***	0,0640***	0,0782***
rho	1,0305	1,0542	1,0661	1,0813
Valores críticos				
Ingreso resto de la familia (millones)	\$20,52	\$2,31		
Observaciones	22.682	22.682	26.508	26.508

***Significativo al 1%, **significativo al 5% y *significativo al 10%.
Fuente: DANE (GEIH) y Cuentas Regionales; cálculos de los autores.

caso de un título profesional los efectos sí son significativos para ambos sexos, y mayores para las mujeres. Estos resultados son evidencia adicional de algún tipo de credencialismo formal o de un mercado que funciona a través de “señales”.

La *edad* aumenta la duración de los procesos de búsqueda y su efecto es mayor en el caso de los hombres; es posible que en el de las mujeres haya un proceso de selectividad que hace que (después de cierta edad), en la medida en que la duración del desempleo se prolonga, dejen de buscar empleo y salgan de la fuerza de trabajo.

Los coeficientes de la variable *estado civil* son significativos tanto para hombres como para mujeres, pero con signos contrarios. En el caso de las mujeres el estar casadas aumenta la duración del desempleo, mientras que para los hombres es lo contrario; esto es una diferencia muy importante en términos del comportamiento en el mercado de trabajo. Probablemente las mujeres casadas, que tienen más responsabilidades en el hogar, tienen salarios de reserva más altos (otras cosas iguales) porque hay mayor demanda sobre su tiempo. Los hombres, por el contrario, tienen la obligación familiar —y la presión social— de generar ingresos y por lo tanto tienen salarios de reserva menores (*ceteris paribus*).

El ser *jefe de hogar* disminuye la duración del desempleo tanto para hombres como mujeres, probablemente porque disminuye el salario de reserva, dado que ser jefe implica la obligación de generar ingresos.

La existencia de *menores de 2 años en el hogar* disminuye la duración del desempleo de los hombres, pero aumenta la del desempleo femenino, como en el caso de la variable estado civil. Este resultado es consistente con la diferencia de roles que desempeñan hombres y mujeres, ya que las obligaciones asociadas con la división del trabajo en la familia, como es la crianza y el cuidado de los niños, la administración y organización de las tareas en el hogar, aumentan la demanda del tiempo de las mujeres y hacen sus procesos de búsqueda más complejos.

La variable *ingreso per cápita del resto de la familia* tiene efectos que dependen de si se trata de hombres o mujeres y si se incluyen en la ecuación variables *dummy* que identifican las ciudades o medidas de demanda del valor agregado departamental. En general, en el caso de los hombres funciona mejor la forma cuadrática, indicando que a medida que aumentan los recursos disponibles para financiar la búsqueda de empleo aumenta la duración del desempleo (efecto aspiraciones por aumento en salarios de reserva), pero a una tasa decreciente. En el caso de las mujeres funciona mejor la forma logarítmica y los resultados son opuestos a los de los hombres: entre mayores recursos tenga la familia, más corta es la duración del desempleo femenino, probablemente porque implica mejores contactos y acceso a redes que facilitan los procesos de búsqueda¹⁵ (efecto oportunidades).

Como medidas de la demanda por trabajo se incluyó el *PIB del año 2012* —en términos logarítmicos— sin los sectores de agricultura y minería. Debe tenerse en cuenta, como se dijo, que esta información está disponible a nivel de departamento, no de ciudad. En general el nivel del PIB tiene efecto negativo sobre la duración del desempleo, como era de esperarse, más fuerte en el caso de las mujeres que de los hombres. El resultado

¹⁵ Las encuestas de hogares permiten saber el medio por el cual los trabajadores consiguieron el empleo que tienen en el momento de hacerlas. La gran mayoría afirma haberlo conseguido a través de contactos personales.

indica que un 1% de incremento en el tamaño de la economía local —medida por el valor agregado— implica una disminución de 0,15% en la duración del desempleo femenino y 0,13% en el masculino. Alternativamente, se usaron variables *dummy* para captar los efectos fijos de cada ciudad¹⁶. Una forma de interpretar los coeficientes de estas variables es tratarlos como el porcentaje en que la duración del desempleo es mayor o menor que el desempleo de Bogotá, que es la ciudad de control. Según esta interpretación, todas las ciudades tienen duración de desempleo superior a Bogotá, excepto Cúcuta para los hombres y Bucaramanga para las mujeres.

Finalmente, se debe mencionar el *coeficiente rho*, el cual mide la llamada *dependencia de tiempo*. Se trata de una medida que indica si la pendiente de la función *hazard* es positiva, negativa o cero. Hemos encontrado que *rho* es mayor que uno y que, por lo tanto, la pendiente de la función *hazard* es positiva. La interpretación económica de este resultado es que la probabilidad de salir del desempleo en un periodo t , dado que la persona duró desempleada hasta $t-1$, aumenta con el tiempo. Esto es consistente con una situación en la cual las personas acumulan información durante los procesos de búsqueda, lo que aumenta su probabilidad de conseguir empleo.

5.3. Cálculo de tasas de incidencia

Como se dijo, la incidencia se define como la proporción de la fuerza de trabajo que entra en situación de desempleo en cada periodo. Las encuestas de hogares no tienen información sobre esta tasa y por lo tanto no es posible hacer regresiones para explicarla; sin embargo, sí es posible generar un estimativo de incidencia para cada persona dividiendo la probabilidad predicha de estar desempleado por la duración predicha de la búsqueda, usando las ecuaciones ya descritas para hacer las predicciones. En este caso la incidencia se puede interpretar como la probabilidad estimada de quedar desempleado en un periodo determinado, dado que la persona está en la fuerza de trabajo. El Cuadro 3.6 resume los resultados de estas estimaciones con una estructura semejante a las anteriores.

Como se sabe, las mujeres tienen tasas de desempleo mayores que los hombres. Según nuestros resultados, esto se debe *totalmente* a que la duración de su desempleo es más larga —9,4 *versus* 7,2 meses— que la de los hombres. En efecto, la incidencia —frecuencia con que quedan desempleadas— es menor: la proporción de mujeres que en promedio quedan desempleadas cada mes es de 1,78%, y la de hombres es 1,93%.

La duración del desempleo aumenta con la edad, a la vez que la incidencia disminuye. En general el desempleo de los jóvenes es alto porque quedan desempleados con bastante frecuencia, mientras que el de las personas mayores se debe a que la duración de sus búsquedas de trabajo es prolongada (Gráficos 3.7A y 3.7B).

¹⁶ Dado que la variable de valor agregado no tiene variabilidad dentro de las ciudades, pero sí entre ellas, no puede incluirse simultáneamente con las *dummies* de ciudades. En la medida en que haya correlación entre el valor agregado y otras variables que difieren entre ciudades, el coeficiente de la variable valor agregado puede estar captando efectos distintos al tamaño del mercado.

Cuadro 3.6
Desempleo, duración del desempleo e incidencia por algunas categorías

	Tasas de desempleo (porcentaje)				Duración esperada del desempleo (meses)		Tasa mensual de incidencia (porcentaje)	
	Observadas		Predichas ^a		Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres
	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres				
Totales	14,949	10,363	15,751	11,702	9,419	7,224	1,784	1,931
Grupos de edad								
Menos de 15	7,860	7,875	34,931	21,515	6,568	3,956	5,187	5,532
15 - 24	29,487	21,400	27,827	20,826	8,381	5,822	3,457	3,876
25- 34	16,420	9,426	18,376	12,152	9,311	6,923	2,073	2,112
35 - 49	10,898	6,291	11,381	6,831	10,410	7,566	1,153	1,032
50 y más años	6,733	7,816	7,325	8,726	11,548	10,729	0,665	0,904
Niveles educativos								
Primaria	10,765	8,255	11,475	9,084	9,168	6,650	1,363	1,707
Secundaria	16,935	10,895	17,782	12,778	9,561	6,856	1,959	2,170
Pos-secundaria	14,731	11,159	15,464	11,843	9,294	8,221	1,768	1,658
Estado civil								
Solteros	16,326	16,349	17,734	17,984	9,050	7,695	2,101	2,655
Casados o en unión libre	13,404	6,122	13,642	6,915	9,934	6,312	1,446	1,375
Posición familiar								
No jefe	17,158	16,217	17,386	16,579	9,523	7,489	1,939	2,540
Jefe hogar	9,513	5,627	11,005	6,565	8,924	6,589	1,325	1,283
Menores de 2 años en el hogar								
No	14,137	10,708	14,986	12,058	9,372	7,469	1,712	1,900
Si	19,116	8,535	19,505	9,784	9,597	5,590	2,136	2,101

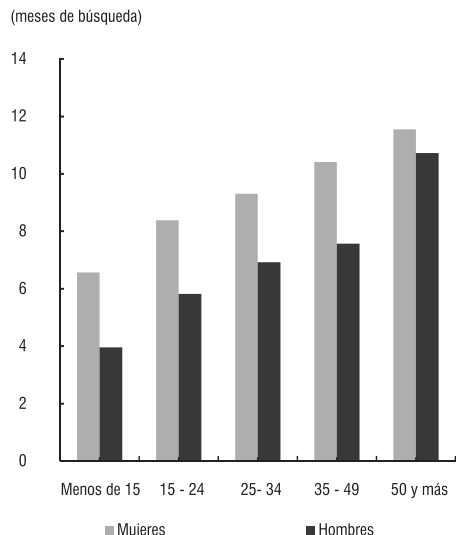
a/ Tasas predichas bajo la condición de que las personas participen en el mercado laboral.

Fuente: DANE (GEIH) y Cuentas Regionales; cálculos de los autores.

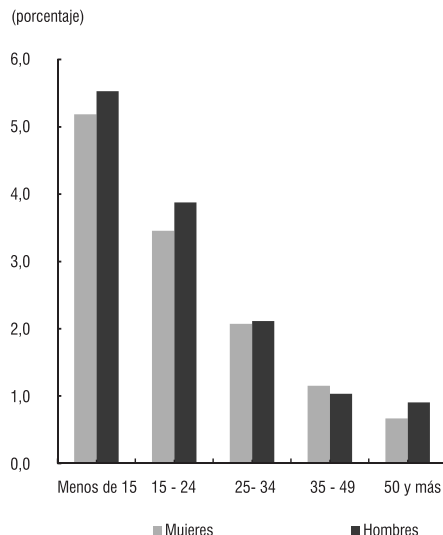
Con respecto a la educación, se observan patrones similares para hombres y mujeres: todo lo demás constante, tanto el desempleo como la tasa de incidencia son mayores para quienes tienen educación secundaria —completa o incompleta— respecto de quienes solo tienen primaria o menos. La duración del desempleo también es mayor en los niveles educativos más altos, y de manera más pronunciada para los hombres que para las mujeres. En cuanto a la incidencia del desempleo, quienes tienen educación secundaria, sean hombres o mujeres, enfrentan mayor probabilidad de quedar desempleados. Vale la pena notar que, aunque en promedio los hombres tienen tasas de incidencia mayores en general, entre la población con educación universitaria la incidencia es mayor en las mujeres.

Gráfico 3.7

A. Duración esperada del desempleo por grupo de edad



B. Tasas de incidencia del desempleo por grupo de edad



Fuente: DANE (GEIH) y Cuentas Regionales; cálculos de los autores.

Todo lo demás constante, las mujeres casadas o en unión libre toman más tiempo en conseguir empleos que las solteras, mientras que en el caso de los hombres sucede lo contrario. Esto es consistente con lo que se ha señalado a lo largo del capítulo, en el sentido de que las mujeres, especialmente las casadas —y con hijos— tienen mayores demandas de su tiempo, lo que las lleva a valorar aspectos de los empleos como la flexibilidad en los horarios y las condiciones generales de trabajo, haciendo más largos y cuidadosos sus procesos de búsqueda de empleo.

Por otro lado, la incidencia es mayor en individuos solteros que en casados y para quienes no son jefes de hogar, independientemente de si son hombres o mujeres.

La existencia de menores de 2 años en el hogar hace que la búsqueda de empleo de las mujeres sea más larga que la de los hombres. Esto, como ya se ha dicho varias veces, es consistente con una situación en la que hombres y mujeres desempeñan roles diferentes en el hogar. La incidencia es mayor donde hay menores, tanto en el caso de los hombres como en el de las mujeres.

También se hizo estimación de la duración y la incidencia del desempleo por ciudades. Los resultados para mujeres en hogares con y sin menores de 2 años se presentan en el Cuadro 3.7¹⁷.

¹⁷ En razón de la brevedad se omiten los resultados para hombres.

Cuadro 3.7
Desempleo femenino, duración e incidencia por ciudades

Ciudades	Tasas de desempleo (porcentaje)				Duración esperada del desempleo (meses)		Tasa mensual de incidencia (porcentaje)	
	Observadas		Predichas ^a		Hogares con menores de 2 años	Hogares sin menores de 2 años	Hogares con menores de 2 años	Hogares sin menores de 2 años
	Hogares con menores de 2 años	Hogares sin menores de 2 años	Hogares con menores de 2 años	Hogares sin menores de 2 años				
Armenia	32,18	18,74	25,28	19,29	9,14	9,04	2,82	2,22
Barranquilla	14,85	10,92	15,21	11,69	9,89	9,64	1,54	1,22
Bogotá D. C.	13,45	10,82	15,30	11,40	5,83	5,66	2,65	2,07
Bucaramanga	15,38	11,37	16,32	11,89	5,11	5,08	3,18	2,42
Cali	20,43	15,59	22,35	16,93	9,13	8,93	2,48	1,95
Cartagena	17,00	12,41	17,27	13,93	13,78	13,38	1,24	1,04
Cúcuta	24,02	18,01	24,51	19,07	6,44	6,20	3,88	3,16
Ibagué	21,39	13,96	20,09	15,18	10,77	10,60	1,92	1,51
Manizales	17,82	13,37	19,46	14,14	9,06	8,82	2,18	1,63
Medellín	20,30	13,39	19,85	14,53	7,67	7,44	2,65	2,01
Montería	18,33	14,44	19,16	14,98	9,13	8,90	2,18	1,77
Pasto	15,62	12,74	17,89	13,20	10,82	10,61	1,71	1,31
Pereira	24,21	17,26	25,49	18,79	11,20	10,99	2,31	1,74
Popayán	23,50	17,59	27,07	21,11	19,81	19,31	1,40	1,11
Santa Marta	15,63	11,42	16,92	12,95	13,85	13,55	1,24	0,99
Villavicencio	18,12	12,42	17,74	13,67	9,39	9,06	1,94	1,56
Total	17,28	12,80	19,50	14,99	10,23	9,81	2,18	1,76

a/ Tasas predichas bajo la condición de que las personas participen en el mercado laboral.

Fuente: DANE (GEIH) y Cuentas Regionales; cálculos de los autores.

Bogotá y Bucaramanga son las ciudades donde la duración esperada del desempleo femenino es menor; no obstante, en estas ciudades las mujeres tienen alta probabilidad de quedar desempleadas (incidencia). Las ciudades de la costa atlántica (Cartagena y Santa Marta, y en menor grado Barranquilla y Montería), donde en general las tasas de desempleo son bajas, las mujeres desempleadas toman bastante tiempo buscando empleo (diez meses o más), pero la incidencia del desempleo femenino es baja.

En todas las ciudades, las mujeres en hogares donde hay menores de 2 años requieren más tiempo para conseguir empleo y quedan desempleadas con mayor frecuencia que aquellas que viven en hogares sin menores; esto refuerza la conclusión de que los roles de proveedoras de cuidado y de responsables por el manejo del hogar hacen que tengan más dificultad en encontrar trabajos que les permitan compatibilizar dichos roles con los requerimientos de la vida laboral.

6. RESUMEN DE RESULTADOS, CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES DE POLÍTICA

En este capítulo se han analizado las diferencias de comportamiento laboral entre hombres y mujeres, con especial énfasis en el desempleo. No obstante sus limitaciones, los ejercicios econométricos presentados arrojan conclusiones sólidas sobre estas diferencias.

Puede concluirse, en primer lugar y de forma general, que hay diferencias importantes en los patrones de comportamiento de hombres y mujeres en el mercado laboral, consistentes con los distintos roles sociales de unos y otras. El manejo del hogar y el cuidado de los hijos restringen las alternativas laborales de las mujeres, lo que se refleja tanto en la decisión de participación laboral como en la probabilidad de desempleo.

En segundo lugar, puede concluirse que la educación tiene efectos diferentes para hombres y mujeres; en ambos casos aumenta la participación laboral, puesto que la relación entre el beneficio y el costo de trabajar se eleva, pero en las mujeres también aumentan las posibilidades de empleo (lo que no es tan claro en el caso de los hombres). Por otro lado, la mayor educación incrementa la duración de los procesos de búsqueda de ambos sexos (aunque el efecto marginal es mayor en el caso de los hombres), posiblemente porque la educación eleva las aspiraciones salariales y de estatus del empleo. Sin diferencias notorias por sexo, tener título de educación técnica o profesional reduce la probabilidad de desempleo y la duración de este, lo cual es evidencia de que en el mercado laboral colombiano opera el “credencialismo” formal (al menos para el acceso al empleo, y posiblemente también para la fijación de salarios, aunque dicho punto no se estudió en este capítulo).

En tercer lugar, el ciclo de vida por sí solo —al margen de la estructura del hogar— opera en forma semejante para hombres y mujeres; en ambos casos la participación laboral aumenta con la edad, hasta llegar a los 43-45 años y a partir de ese momento disminuye (lo cual es sorprendentemente temprano). Hasta más o menos el mismo pico de edad, para ambos sexos, también mejoran las oportunidades laborales, disminuyendo el desempleo, y luego se reducen. En el caso de las mujeres, las que quedan desempleadas después de esa edad posiblemente abandonan la fuerza laboral (efecto del trabajador desalentado). Finalmente, la duración del desempleo aumenta con la edad tanto en hombres como mujeres.

La estructura del hogar tiene efectos diferentes sobre hombres y mujeres. Estar casado o en unión libre aumenta la participación laboral y disminuye el desempleo de los hombres, pero tiene el efecto contrario en el caso de las mujeres. Igual cosa ocurre cuando hay menores de 2 años en el hogar. Estos patrones son consistentes con las diferencias en roles sociales en los hogares estructurados convencionalmente: el hombre es el principal aportante de ingresos y la mujer es la principal responsable del hogar y de los hijos, situación que impone restricciones al papel que pueden desempeñar las mujeres en el mercado laboral, lo cual se refleja no necesariamente en salarios monetarios de reserva más altos, sino en condiciones laborales más flexibles y con características que hagan el trabajo en el mercado compatible con su rol como responsables del cuidado del hogar y de los hijos.

Se evidencia también que hay diferencias importantes entre ciudades que afectan el desempleo tanto femenino como masculino. El tamaño de los mercados locales tiene un efecto importante tanto sobre la probabilidad de desempleo como sobre la duración de la búsqueda de empleo, y esto beneficia en mayor proporción a las mujeres que a los

hombres; sin embargo, también hay otros factores locales que generan efectos diferentes por género, por ejemplo, las ciudades de la costa atlántica, que son de bajo desempleo en general, muestran las brechas de desempleo por género más grandes, mientras que las ciudades de la zona cafetera (Manizales, Pereira y Armenia), que se caracterizan por desempleo alto, tienen brechas mucho menores.

Desde el punto de vista de las metodologías de investigación empírica, deben destacarse dos implicaciones. La primera consiste en que para captar plenamente las diferencias de comportamiento es necesario estimar ecuaciones separadas para hombres y mujeres. Los modelos que incluyen una variable *dummy* a fin de diferenciar hombres y mujeres no son satisfactorios porque las diferencias en comportamiento se reflejan en signos opuestos de los coeficientes de las variables explicativas, no solamente en el intercepto de las ecuaciones. La segunda implicación consiste en que la corrección de la selectividad generada por las decisiones de participar o no en el mercado laboral es muy importante en el caso de las mujeres. Posiblemente se requieren modelos de selectividad más sofisticados que los utilizados en este capítulo para entender mejor la complejidad del proceso de decisión conjunta de participación y empleo de las mujeres.

Posibles implicaciones de política

Si disminuir las diferencias en las tasas de desempleo entre hombres y mujeres es un objetivo de la política económica y social, con base en los resultados de este capítulo pueden plantearse las siguientes opciones de política.

1. Implementar medidas orientadas a reducir el costo que impone a las mujeres participar en el mercado laboral; por ejemplo, medidas que busquen subsidiar y facilitar el cuidado de los niños pequeños (guarderías con horarios extendidos) pueden ayudar a las mujeres a compatibilizar su papel en el hogar con los requerimientos del mercado laboral; campañas educativas para involucrar más a los hombres en el desempeño de las tareas domésticas y en el cuidado de los hijos ayudarían también a reducir el costo que representa para las mujeres formar parte del mercado laboral.
2. Facilitar la contratación por horas y flexibilizar los horarios laborales puede tener un efecto importante en la disminución de las brechas de empleo por género. Una posibilidad es reducir los sobrecostos laborales del empleo por horas o de jornada parcial, por ejemplo (o subsidiar las contribuciones a la seguridad social de las mujeres con hijos menores o en edades de alta fecundidad).
3. Dado que los procesos de búsqueda de empleo de las mujeres son más prolongados que los de los hombres por la mayor dificultad que ellas tienen de obtener información relevante de vacantes, la implementación de programas de asesoría laboral y disseminación de información de vacantes con las características apropiadas tendría un efecto importante sobre el desempleo femenino. Los servicios de empleo¹⁸ deberían implementar módulos especializados en las características

¹⁸ Como las agencias de empleo, los sistemas de intermediación laboral, etcétera.

y necesidades específicas de las mujeres —especialmente las que tienen responsabilidades de cuidado— para facilitarles la consecución de empleos.

4. El hecho de que la mayor educación mejora las oportunidades laborales de las mujeres puede ser argumento para que se den subsidios diferenciales a la educación para mujeres, por ejemplo con descuentos en las matrículas o tasas de interés diferenciales a los préstamos educativos. De hecho las mujeres ya tienen niveles educativos iguales o superiores a los hombres, pero políticas encaminadas a subsidiar la inversión educativa de las mujeres pueden ayudar a disminuir las brechas de desempleo.
5. De la misma manera, dado el valor que el mercado le da a los títulos (técnicos o profesionales), una política dirigida a certificar conocimientos de trabajadores, especialmente mujeres, y a disminuir su deserción en las carreras técnicas y profesionales, seguramente ayudará a mejorar sus oportunidades de empleo y a agilizar sus procesos de búsqueda de empleo.
6. Igualmente, programas de entrenamiento laboral, capacitación en nuevas tecnologías o actualización para mujeres de más de 40 años de edad, que contrarresten la obsolescencia de sus conocimientos, pueden tener trascendencia en aumentar la participación laboral femenina y disminuir los niveles de desempleo disfrazado que parece observarse entre las mujeres mayores. Esto además puede tener un efecto de largo plazo en términos de mejorar el acceso a pensiones por parte de las mujeres.
7. Finalmente, es importante entender mejor los aspectos particulares de los mercados laborales locales, a fin de adecuar las diferentes medidas de políticas de empleo activas y pasivas a dichas condiciones.

REFERENCIAS

- Atal, J. P., Ñopo, H.; Winder, N. (2009). "New Century, Old Disparities: Gender and Ethnic Wage Gaps in Latin America", *IDB Working Paper Series*, núm. 109, Washington, Banco Interamericano de Desarrollo, pp. 1-76.
- Castellar, C.; Uribe, J. (2003). "Capital humano, señalización: evidencia para el área metropolitana de Cali, 1988-2000", *Revista Sociedad y Economía*, núm. 6, pp. 51-79.
- Fallon, P.; Verry, D. (1988). *The Economics of Labour Markets*, Oxford: Philip Allan Publishers.
- Fernández, M. (2006). "Determinantes del diferencial salarial por género en Colombia, 1997-2003", *Desarrollo y Sociedad*, núm. 58, pp. 165-208.
- Greene, W. H. (1993). *Análisis econométrico*, 3.ª edición, Madrid: Pearson Educación.
- Hoyos, A.; Ñopo, H.; Peña, X. (2010). "The Persistent Gender Earnings Gap in Colombia, 1994-2006", *IDB Working Paper Series*, núm. 174, Washington, Banco Interamericano de Desarrollo, pp. 1-31.
- Rosen, S. (1986). "The Theory of Equalizing Differences", en O. Ashenfelter y R. Layard (eds.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 1, Amsterdam, Elsevier Science Publishers, pp. 641-692.
- Tenjo, J.; Ribero, R. (1998). "Participación, desempleo y mercados laborales en Colombia", *Archivos de Macroeconomía*, núm. 81, Bogotá, Departamento Nacional de Planeación.
- Tenjo, J.; Ribero, R.; Bernat, L. F. (2004). "Evolution of Salary Differences Between Men and Women in Six Latin American Countries", en C. Piras (ed.), *Women at Work: Challenges for Latin America*, Washington: Inter-American Development Bank, pp. 139, 185.
- Tenjo, J.; Herrera, P. (2009). "Dos ensayos sobre discriminación: discriminación salarial y discriminación en el acceso al empleo por origen étnico y género", Colección *Documentos de Economía* [en línea], núm. 1, Bogotá, Pontificia Universidad Javeriana, consultado en www.javeriana.edu.co/fcea/area_economia/inv/documents/
- Tenjo, J.; Misas, M.; Contreras, A.; Gaviria, A. (2012). "Modelos de duración del desempleo en Colombia", *Vniversitas Económica*, núm. 12, p. 3, Bogotá, Pontificia Universidad Javeriana, consultado en <http://cea.javeriana.edu.co/investigacion-publicaciones/documentos-trabajo/vniversitas-economica>

- Tenjo, J.; Misas M.; Gaviria, A.; Contreras, A. (2014). “Duración, probabilidad e incidencia del desempleo en Colombia”, *Información Básica en Estadística*, vol. 3, núm. 1, Bogotá, Departamento Administrativo Nacional de Estadística, pp. 5-28.
- Viáfara, A.; Uribe, J. (2009). “Duración del desempleo y canales de búsqueda de empleo en Colombia”, *Revista Economía Institucional*, vol. II, núm. 21, pp. 139-160.

Apéndice

Definición de variables usadas en los modelos

Variables	Definición
Participación	Variable <i>dummy</i> que toma el valor de 1 si la persona tiene más de 12 años de edad —está en edad de trabajar— y pertenece a la fuerza de trabajo —está empleada o buscando empleo— y 0 en caso de que no esté en la fuerza de trabajo.
Desempleo	Variable <i>dummy</i> que toma el valor de 1 si la persona está desempleada y 0 si está empleada.
Duración	Número de semanas que la persona lleva buscando empleo —si está desempleada— o que duró buscando trabajo si lo consiguió en los últimos dos años. La diferencia entre los dos casos se reconoce a través de la variable “censura”, que es igual a 1 si el periodo de búsqueda no se ha concluido y 0 si ya lo terminó.
Años de educación	El número de años de educación aprobados. Se supone que la educación preuniversitaria equivale a 11 años de estudio.
Educación técnica	Variable <i>dummy</i> que toma el valor de 1 si la persona tiene un título de educación técnica y 0 en caso contrario.
Educación Profesional	Variable <i>dummy</i> que toma el valor de 1 si la persona tiene un título profesional y 0 en caso contrario.
Edad	Años de edad de la persona.
Género	Variable <i>dummy</i> que toma el valor de 1 si la observación es una mujer y 0 en caso contrario.
Jefe	Variable <i>dummy</i> que toma el valor de 1 si la persona es jefe de hogar y 0 en caso contrario.
Estado civil	Variable <i>dummy</i> que toma el valor de 1 si la persona es casada o vive en unión libre y 0 si es soltera, viuda o separada.
Menores de 2 años	Variable <i>dummy</i> que toma el valor de 1 si la persona vive en un hogar donde hay niños de 2 años de edad o menos y 0 en caso contrario.
Ingreso per cápita del resto de la familia	Se estima como el acumulado de ingreso del núcleo familiar (personas con relación de parentesco con el jefe de la familia), menos el ingreso laboral de la persona observada, dividido por el número de personas en el núcleo familiar.

4. HETEROGENEIDAD REGIONAL EN LAS DIFERENCIAS POR GÉNERO DE LAS TASAS DE DESEMPLEO

Juan C. Duque
Gustavo A. García
Paula Herrera-Idárraga
Enrique López-Bazo

Las tasas de desempleo en Colombia, aunque altas en comparación con las de otros países de la región, han tendido a disminuir (Ball, De Roux y Hofstetter, 2013). Sin embargo, esta disminución global en los niveles de desempleo no ha estado acompañada por una reducción en las brechas de género en esta variable. De acuerdo con Sabogal (2012), en los últimos veinte años las tasas de desempleo de las mujeres han estado alrededor de cinco puntos porcentuales por encima de las de los hombres. Algo similar cabe decir respecto a las diferencias regionales en las tasas de desempleo. Arango (2011), Merchán (2014) y Cárdenas, Hernández y Torres (2014) han mostrado que ciudades como Pereira y Popayán presentan altas tasas de desempleo de manera persistente, mientras que Barranquilla, Bogotá y Bucaramanga presentan tasas bajas.

Otro fenómeno que se observa en el mercado laboral de Colombia, y que de hecho surge como consecuencia de los dos descritos, aunque ha sido escasamente estudiado, es el relacionado con las disparidades regionales en las brechas por género en el desempleo. Si bien algunas ciudades tienen tasas de desempleo similares, estas pueden diferir cuando se analizan por separado hombres y mujeres. Las diferencias en las estructuras productivas, demográficas y culturales de las ciudades pueden implicar desajustes entre oferta y demanda de trabajo diferentes para hombres y mujeres, y en forma no homogénea a través del territorio, lo que se traduciría en brechas de género en la tasa de desempleo diferentes entre ciudades.

En dicho contexto, este estudio tiene como objetivo analizar las variaciones a través del territorio, de las brechas de desempleo entre hombres y mujeres en Colombia. Para ello, en primer lugar, se cuantifican dichas brechas, y luego se indaga en qué medida se

* Los autores son respectivamente: Profesor Titular. Research in Spatial Economics (RISE-group), Departamento de Economía, Universidad EAFIT, Medellín, Colombia. email: jduque1@eafit.edu.co; Investigador Postdoctoral. Facultad de Economía - CEDE, Universidad de los Andes, Bogotá, Colombia. email: ga.garcia@uniandes.edu.co; Profesora Asistente. Pontificia Universidad Javeriana, Bogotá, Colombia. email: pherrera@javeriana.edu.co; Profesor Catedrático. AQR-IREA, Universidad de Barcelona, Barcelona, España. email: clopez@ub.edu.

explican por las diferencias en características entre hombres y mujeres y por las diferencias en factores de demanda intrínsecos a cada ciudad, como son el grado de competitividad, la dotación de capital humano y la calidad del empleo generado.

El estudio de los factores que determinan las brechas en el desempleo por género se realiza a partir de un análisis de descomposición del diferencial entre hombres y mujeres en la probabilidad de estar desempleado. Un primer paso en esta metodología consiste en estimar modelos de probabilidad de estar desempleado, los cuales permiten determinar si características individuales, tales como la educación, la experiencia y la posición dentro del hogar, afectan de distinta forma a hombres y mujeres en la probabilidad de estar desempleados. Luego se descompone el diferencial de probabilidades de desempleo entre estos dos grupos siguiendo la metodología propuesta por Yun (2004), la cual es una generalización del método de descomposición de Oaxaca (1973), y Blinder (1973) en el caso de modelos no lineales. La descomposición se hace en términos de la contribución que tiene el diferencial entre hombres y mujeres en las características que determinan la probabilidad de que un individuo esté desempleado, y en el efecto de estas características. Adicionalmente, esa técnica permite determinar la repercusión que tiene cada variable o grupo de variables en el diferencial de probabilidades de desempleo entre hombres y mujeres.

El análisis de descomposición permite establecer si, una vez descontadas las diferencias en características entre hombres y mujeres, persisten las brechas por género en el desempleo. La brecha no explicada por las diferencias en las características personales puede estar asociada a factores de demanda, que podrían afectar de forma diferente a hombres y mujeres. En particular, la hipótesis que se espera contrastar en este estudio consiste en que las diferencias entre ciudades en las brechas de género respecto de las tasas de desempleo no se explican en su totalidad por las disimilitudes en características entre hombres y mujeres, sino que buena parte de la brecha obedece a diferencias en el nivel de competitividad entre ciudades, la calidad del empleo generado y desajustes entre oferta y demanda por nivel educativo, las cuales repercuten de manera variada en el desajuste entre oferta y demanda de trabajo para hombres y para mujeres.

Con el fin de ofrecer una visión más general de las brechas en el desempleo por género y la incidencia de los aspectos regionales sobre ellas, se ha construido una serie de macrorregiones a partir de los niveles de competitividad de cada región, las que se calculan utilizando el algoritmo de agregación espacial *p-regiones* propuesto por Duque, Church y Middleton (2011). Esta metodología tiene como objetivo minimizar la heterogeneidad en cada macrorregión y maximizar la heterogeneidad entre ellas.

El capítulo contiene cinco secciones, aparte de esta introducción. En la primera se revisa la literatura colombiana e internacional más relevante sobre el tema. En la segunda se describen los datos usados y se realiza un primer análisis descriptivo de las brechas de desempleo por ciudades y regiones. En la tercera sección se presenta la estrategia empírica utilizada. La cuarta sección está dedicada a presentar y analizar los resultados de las estimaciones econométricas de los modelos de desempleo y de la descomposición. El capítulo termina con una sección de conclusiones y recomendaciones de política.

1. REVISIÓN DE LA LITERATURA

Los estudios recientes más relevantes sobre las diferencias en los resultados laborales entre hombres y mujeres en Colombia son los de Hoyos, Ñopo y Peña (2010), Badel y Peña (2010) y Joumard y Londoño (2013). Según estos trabajos, las mujeres son menos propensas a participar y emplearse, a la vez que reciben menos salarios que los hombres: una mujer gana en promedio entre 13-23% menos que un hombre, sobre todo aquellas con menores productividades, esto es, las que acreditan menor educación, se ocupan en trabajos de tiempo parcial y se encuentran en el sector informal.

Si bien existen muchos estudios interesados en investigar las diferencias salariales entre hombres y mujeres, hay muy pocos enfocados en analizar las brechas por género en el desempleo. Tenjo y Ribero (1998) llevaron a cabo uno de los estudios pioneros que indaga acerca de los determinantes de la participación y del desempleo para hombres y mujeres, por separado, y encontraron que existen diferencias importantes en los determinantes y en la estructura del desempleo entre sexos y estados maritales. Por un lado, las condiciones del mercado afectan la probabilidad de desempleo de los hombres y de las mujeres de distinta manera, siendo más sensible la de las mujeres. Por otro lado, concluyen que el desempleo femenino es más sensible a variaciones en la riqueza familiar.

Por su parte, Sánchez, Salas y Nupia (2003), en su estudio para el periodo 1984-2000, hallaron que el desempleo y la participación laboral de las mujeres con menores niveles de educación son más sensibles a los ciclos económicos; asimismo, que las tasas de desempleo de las mujeres menores de 34 años con bajo nivel educativo responden casi tres veces más a las variaciones cíclicas que las de los hombres entre los 35 y 44 años y con alto nivel educativo.

Si bien los estudios citados brindan información sobre los determinantes del desempleo que parecen afectar más a las mujeres que a los hombres, no se enfocan explícitamente en la brecha de desempleo por género. Amador y Herrera (2009) realizaron el primer estudio sobre este asunto. A partir de un análisis de descomposición de tipo Oaxaca (1973) y Blinder (1973) los autores intentaron determinar qué parte de la brecha del desempleo por género está explicada por las diferencias: i) en las características promedio de hombres y mujeres, y ii) en los coeficientes de las estimaciones de las ecuaciones de desempleo. Estos autores encontraron que la diferencia en coeficientes, entendida como el trato diferencial que se les da a las mujeres, por ejemplo dada la discriminación que sufren en el mercado laboral, explica en gran medida la diferencia de género en las tasas de desempleo. Por el contrario, la contribución de las diferencias en características es notablemente menor. Tenjo y Herrera (2009) hicieron un estudio similar y hallaron que aproximadamente el 60% de la brecha en el desempleo entre géneros está explicada por la diferencia en los coeficientes de las ecuaciones de probabilidad de empleo. Sin embargo, estos estudios no hacen una descomposición detallada, por lo cual no pueden determinar qué características contribuyen en mayor medida a explicar las diferencias observadas en las tasas de desempleo entre hombres y mujeres.

Diversos estudios recientes para países desarrollados han analizado la brecha de desempleo por género (Azmat, Guell y Manning, 2006; Queneau y Sen, 2010). El interés en el tema se explica por la magnitud y persistencia de las diferencias en las tasas de desempleo entre hombres y mujeres. Según Azmat *et al.* (2006), en 1999 dichas diferencias en España,

Grecia, Italia y Francia eran de doce, diez, siete y tres puntos porcentuales, respectivamente, estableciendo que las diferencias en la acumulación del capital humano entre hombres y mujeres y su interacción con varias instituciones del mercado laboral explican en buena parte las brechas en el desempleo por género en los países analizados. Por tanto, todo parece indicar que, además de las diferencias en el capital humano, la dimensión territorial podría dar luces para entender los diversos factores que explican las brechas de desempleo por género.

El análisis del desempleo a nivel regional en Colombia es escaso. Algunos estudios recientes, como los de Arango (2011), Merchán (2014) y Cárdenas *et al.* (2014), analizan el desempleo desde una dimensión regional, pero no incorporan la dimensión de género. La doble dimensión género y regional ha sido recientemente incorporada en varias investigaciones sobre brechas salariales en Colombia, entre las que se tienen los trabajos de Ángel-Urdinola y Wodon (2006), Bernat (2007), Galvis (2010) y Hoyos *et al.* (2010).

Con relación a los determinantes de las desigualdades regionales en el desempleo en otros países, vale la pena destacar el estudio de López-Bazo y Motellón (2013), pues muestran que el capital humano desempeña un papel importante. Con datos para España, estos autores encuentran que, por un lado, la igualación de las dotaciones de capital humano entre regiones reduce las disparidades en las tasas de desempleo, y por otro lado, que la igualación del impacto de dichas dotaciones incrementa las brechas en el desempleo debido a una mayor probabilidad de empleo de individuos con mayores niveles educativos en regiones con las mayores tasas de desempleo, en comparación con individuos en regiones de menor desempleo. En este mismo estudio se introdujo parcialmente la dimensión de género al realizarse el análisis de forma separada para hombres y mujeres. Estos autores hallaron que las mujeres presentan una mayor tasa de desempleo, sin importar cuál sea la región, y que existen diferencias importantes en las tasas de desempleo a través del territorio incluso cuando se analizan hombres y mujeres por separado, siendo las diferencias más acusadas para estas últimas. Al igual que para el análisis general, las características —y en particular el capital humano— dan cuenta de una considerable parte del diferencial regional en las tasa de desempleo cuando el análisis se efectúa separadamente para cada género.

2. DATOS Y ANÁLISIS DESCRIPTIVO

Los datos utilizados en este trabajo corresponden a la información anual a nivel urbano de la gran encuesta integrada de hogares (GEIH). El estudio se centra en la población desempleada entre 15 y 60 años, considerando las veintiuna principales ciudades y áreas metropolitanas de Colombia, a saber (ordenadas por población): Bogotá, Medellín, Cali, Barranquilla, Cartagena, Cúcuta, Ibagué, Bucaramanga, Villavicencio, Santa Marta, Pereira, Valledupar, Montería, Pasto, Manizales, Neiva, Armenia, Popayán, Sincelejo, Riohacha y Tunja¹. Este grupo de ciudades representan más de la mitad de la población del país y un porcentaje muy alto de la población urbana.

¹ La GEIH contiene información sobre Quibdó y Florencia; sin embargo, estas ciudades son excluidas del análisis por no reportarse el índice de competitividad para los departamentos en los que se encuentran.

En el Cuadro 4.1 se reportan las tasas de desempleo totales, distinguiendo por género, para el conjunto de Colombia y cada una de las ciudades analizadas entre 2008 y 2012. Mientras que entre 2008 y 2010 los niveles de desempleo aumentaron ligeramente en el conjunto del país, entre 2010 y 2012 disminuyeron en algo más de un punto porcentual (pp), pasando de 12,7% a 11,5%.

Cuadro 4.1
Tasa de desempleo, 2008-2012
(porcentaje)

Ciudades ordenadas por población	2008			2010			2012		
	Hombres	Mujeres	Total	Hombres	Mujeres	Total	Hombres	Mujeres	Total
Bogotá D. C.	8,80	11,82**	10,23	9,31	12,50**	10,85	7,92	11,55**	9,68
Medellín	12,13	15,97**	13,89	12,09	16,65**	14,26	10,79	14,65**	12,62
Cali	10,49	14,50**	12,38	12,44	15,83**	14,06	12,56	16,89**	14,62
Barranquilla	9,10	14,62**	11,32	7,17	12,88**	9,62	6,10	12,26**	8,79
Cartagena	8,82	17,42**	12,5	8,49	16,36**	11,95	7,21	14,00**	10,22
Cúcuta	7,41	12,22**	9,51	13,00	16,60**	14,61	13,27	19,70**	16,24
Ibagué	14,91	24,40**	19,58	15,70	20,23**	17,92	11,43	15,85**	13,56
Bucaramanga	8,37	11,03**	9,62	9,43	13,10**	11,24	7,68	12,42**	9,98
Villavicencio	9,37	13,31**	11,23	10,23	14,59**	12,26	10,59	13,80**	12,09
Santa Marta	10,49	18,66**	14,14	6,46	13,72**	9,71	6,94	14,66**	10,44
Pereira	12,75	15,94**	14,16	18,08	23,95**	20,84	14,46	18,84**	16,51
Valledupar	11,33	16,18**	13,44	9,44	16,01**	12,51	8,09	13,79**	10,73
Montería	11,06	15,93**	13,43	12,83	19,38**	16,04	9,96	16,02**	12,9
Pasto	14,89	14,30	14,61	14,89	17,92**	16,38	11,77	14,03**	12,88
Manizales	12,76	17,27**	14,8	15,38	18,40**	16,8	10,96	14,33**	12,56
Neiva	12,43	16,09**	14,16	11,92	14,46**	13,14	10,52	14,15**	12,25
Armenia	13,43	19,39**	16,11	15,33	20,99**	17,91	12,24	19,17**	15,48
Popayán	19,41	26,16**	22,65	16,33	21,39**	18,71	14,98	21,80**	18,17
Sincelejo	8,34	16,46**	11,86	8,60	16,43**	11,94	7,47	15,68**	11,18
Riohacha	13,04	24,50**	18,22	7,96	17,67**	12,6	9,02	17,63**	13,13
Tunja	10,86	14,32**	12,57	13,08	13,90	13,48	10,92	13,26**	12,08
Total	10,19	14,29**	12,09	10,76	14,95**	12,74	9,43	13,86**	11,53

*** Se utilizan en el caso en que la diferencia entre la tasa de desempleo de los hombres y la de las mujeres sea significativo al 1%; ** significativo al 5%; * significativo al 10%.

Fuente: DANE (GEIH); cálculos de los autores.

Sin embargo, esta disminución global en los niveles de desempleo en los años más recientes no ha estado acompañada por una reducción en las brechas por género y región en esta variable. Entre 2008 y 2012 las mujeres han presentado persistentemente

una mayor tasa de desempleo que los hombres, siendo la diferencia cercana a cuatro puntos porcentuales y con tendencia a aumentar. Asimismo, la comparación entre ciudades muestra que los niveles y las brechas de desempleo por género no son homogéneas a través del territorio; en 2012 Popayán y Pereira eran las ciudades con las tasas de desempleo más altas: 18,2% y 16,5%, respectivamente. Las diferencias respecto de las ciudades con menores niveles de desempleo, como Bogotá, Barranquilla y Bucaramanga, son del orden de ocho puntos porcentuales.

El Cuadro 4.1 ha servido para describir la evolución del desempleo y de las diferencias entre ciudades y género. A continuación, por cuestiones de espacio, el análisis se centra en la información del año 2012, la cual será igualmente utilizada en el análisis de regresión para determinar el origen de las diferencias territoriales en las brechas de género. Con respecto a la distribución territorial de las brechas en el desempleo entre mujeres y hombres en ese año, se encuentra que las ciudades de la región Caribe presentan las brechas más importantes, alrededor de ocho puntos porcentuales; por el contrario, las menores brechas se observan en Tunja, Villavicencio y Bogotá, siendo estas de 2,3, 3,2 y 3,6 pp respectivamente, valores muy por debajo de la media nacional (4,4 pp).

Un aspecto a destacar es que en aquellas ciudades donde la tasa de desempleo es alta (baja) no se presentan necesariamente brechas de desempleo entre hombres y mujeres igualmente altas (bajas); por ejemplo, Pereira, Cali e Ibagué, que se encuentran entre las ciudades con las tasas de desempleo más altas (alrededor de 14%), presentan brechas de género en el desempleo relativamente bajas; por su parte, en ciudades de la costa Caribe como Barranquilla, Cartagena y Santa Marta, donde se presentan tasas de desempleo bajas (alrededor de 10%), las brechas de género en este fenómeno son las más altas del país. Esa evidencia nos lleva a plantear como hipótesis que diferencias en las características de hombres y mujeres, junto a disparidades entre ciudades en factores de demanda, podrían estar causando un efecto diferente en el desempleo dependiendo del género.

Con el fin de determinar las principales diferencias entre ciudades en las características observadas de hombres y mujeres, a continuación se presentan algunas estadísticas descriptivas de las principales variables que ofrece la GEIH para 2012, las que serán utilizadas en el análisis de descomposición de la brecha de género en el desempleo.

En primer lugar, en el Cuadro 4.2 se reportan los años medios de educación de la población desempleada, así como la distribución porcentual de los desempleados por nivel educativo. Para el conjunto de Colombia se observa que los años medios de la educación para las mujeres desempleadas son 2% mayores que los de los hombres en la misma condición laboral, y que mientras el 10% de las mujeres desempleadas tiene educación universitaria, solo 8% de los hombres desempleados cuenta con ese nivel educativo. Por ciudades resaltan los casos de Tunja, Barranquilla y Cartagena, donde los desempleados tienen los mayores años promedio de educación, sin diferencias significativas entre hombres y mujeres. Como lo han evidenciado Cárdenas *et al.* (2014) y Arango (2011), en estas ciudades se presentan altos niveles de calificación en la fuerza de trabajo así como altas tasas de desempleo en la población más calificada, lo que es señal de un marcado desajuste entre oferta y demanda por nivel educativo en el mercado de trabajo.

Por otro lado, se observa un patrón general que apunta a que en las ciudades más grandes y con mayor desarrollo urbano, como Bogotá, Medellín, Cali, Barranquilla y

Manizales, coexiste entre los desempleados un mayor grado de homogeneidad en los años medios de educación de hombres y mujeres, aunque con una mayor proporción de mujeres con educación superior. La posibilidad de mayor acceso a la educación, la disponibilidad de más oportunidades y una mayor competencia entre trabajadores en estas ciudades, comparadas con aquellas más pequeñas y de menor desarrollo urbano, pueden llevar a que las mujeres busquen educarse para ser más competitivas y lograr superar potenciales barreras de discriminación.

Cuadro 4.2
Descriptivo de las variables de educación para los desempleados, 2012

Ciudades ordenadas por población	Años medios de educación		Primaria o menos		Secundaria básica	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
	(porcentaje)					
Bogotá D. C.	10,80	10,80	13,40	12,10	20,70	20,10
Medellín	10,00	10,50**	16,30	13,50	24,80	20,30**
Cali	9,80	9,80	15,20	17,30	25,70	21,10**
Barranquilla	11,60	11,60	4,90	5,70	11,30	12,50
Cartagena	11,60	11,60	6,60	8,40	11,60	14,30
Cúcuta	8,90	9,60**	26,10	20,80**	27,00	21,30**
Ibagué	10,50	10,60	12,40	13,00	20,90	20,30
Bucaramanga	10,70	10,80	14,50	13,30	17,30	16,00
Villavicencio	9,50	10,00**	18,90	15,40**	23,00	20,00
Santa Marta	11,60	11,00**	4,00	8,60**	15,10	18,20
Pereira	9,50	9,90**	18,90	17,10	26,80	24,70
Valledupar	10,90	11,70**	12,10	8,50**	15,20	13,00
Montería	10,70	10,80	12,40	10,40	18,90	15,60
Pasto	10,70	10,50	17,00	18,80	15,90	13,30
Manizales	10,50	10,70	12,20	12,20	21,20	18,00**
Neiva	10,20	10,70**	16,80	13,40**	20,30	18,80
Armenia	10,10	10,30	18,50	16,00	20,90	21,50
Popayán	11,00	10,90	14,90	15,80	17,00	13,80**
Sincelejo	10,60	10,90	13,90	12,20	17,50	13,70**
Riohacha	10,60	11,30**	15,10	13,00**	19,30	14,80**
Tunja	12,20	12,50	10,90	8,20	12,80	9,60**
Total	10,40	10,60**	14,60	13,30**	21,50	19,10**

*** Se utilizan en el caso en que la diferencia entre las variables de educación de los hombres y las mujeres desempleados sea significativo al 1%; ** significativo al 5%; * significativo al 10%.

Fuente: DANE (GEIH); cálculos de los autores.

Cuadro 4.2 (continuación)
Descriptivo de las variables de educación para los desempleados, 2012

Ciudades ordenadas por población	Secundaria media		Técnico o tecnológico		Universidad y más	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
Bogotá D. C.	45,70	43,30	12,50	13,60	7,70	10,90**
Medellín	40,10	39,90	11,90	18,70**	6,90	7,60
Cali	47,30	46,30	7,90	9,40	3,90	6,00**
Barranquilla	60,00	48,60**	11,00	20,60**	12,70	12,60
Cartagena	50,60	37,40**	19,30	27,70**	11,80	12,40
Cúcuta	36,50	41,40**	6,90	10,40**	3,60	6,10**
Ibagué	50,40	44,80	8,30	11,20	8,00	10,60**
Bucaramanga	49,10	43,80	8,00	15,00**	11,00	11,80
Villavicencio	48,70	52,40	3,60	3,60	5,80	8,60
Santa Marta	62,40	55,60**	5,40	5,30	13,10	12,40
Pereira	40,90	40,40	8,40	9,90	5,10	7,90**
Valledupar	43,00	38,30	15,10	24,40**	14,60	15,80
Montería	54,10	57,10	3,10	3,20	11,70	13,70
Pasto	42,70	41,40	10,80	13,50	13,60	13,00
Manizales	45,70	41,00	11,40	16,40**	9,50	12,30
Neiva	40,20	38,00	12,20	18,40**	10,60	11,30
Armenia	39,70	39,80	11,50	13,00	9,30	9,70
Popayán	37,10	36,70	15,50	19,00**	15,50	14,80
Sincelejo	45,40	41,70	10,30	21,20**	12,90	11,20
Riohacha	39,40	32,10**	11,50	22,60**	14,70	17,50
Tunja	33,80	33,60	10,90	20,40**	31,60	28,20
Total	45,30	43,2**	10,70	14,50**	8,00	10,00**

*** Se utilizan en el caso en que la diferencia entre las variables de educación de los hombres y las mujeres desempleados sea significativo al 1%; ** significativo al 5%; * significativo al 10%.

Fuente: DANE (GEIH); cálculos de los autores.

En el Cuadro 4.3 se muestran las medias de otras características personales, como la edad, ser jefe de hogar y estar casado. En cuanto a la primera variable, se aprecia que la edad promedio de los desempleados, sean hombres o mujeres, es de casi 31 años. Por ciudad se observa que Tunja, Manizales, Armenia y Medellín presentan las mayores edades promedio en la población de hombres desempleados, y a su vez son las que muestran mayores diferencias en edad promedio, siendo mayores las de los hombres. Por su parte, en Santa Marta, Barranquilla y Cartagena las mujeres desempleadas son más jóvenes que los hombres en esta misma condición laboral. Un mayor grado de envejecimiento en un

colectivo de la población desempleada puede implicar dificultades en la acumulación y aprovechamiento del capital humano, lo que puede generar, como ha ocurrido en estas ciudades, menor crecimiento en determinadas actividades intensivas en mano de obra como la construcción y el comercio al por mayor (Cárdenas *et al.*, 2014).

Cuadro 4.3
Descriptivo de otras características personales de los desempleados, 2012

Ciudades ordenadas por población	Edad		Jefe de hogar (porcentaje)		Estado civil casado (porcentaje)	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
Bogotá D. C.	30,60	30,70	28,90	18,60**	30,60	45,00**
Medellín	32,60	31,50	26,40	19,40**	28,50	37,80**
Cali	30,70	31,60	29,30	18,60**	33,30	47,70**
Barranquilla	27,60	28,90**	15,10	9,30**	26,20	45,20**
Cartagena	29,00	30,00	20,20	13,30**	30,00	42,80**
Cúcuta	29,90	30,20	25,80	18,60**	29,30	47,10**
Ibagué	30,60	30,90	25,30	17,60**	31,70	50,20**
Bucaramanga	29,50	30,00	25,70	15,10**	29,40	46,90**
Villavicencio	31,60	31,00	37,50	22,70**	42,00	52,60**
Santa Marta	28,60	30,00**	20,50	12,40**	29,00	48,40**
Pereira	31,70	30,90	27,50	22,00**	30,20	39,50**
Valledupar	30,10	30,00	25,70	19,50**	30,20	48,00**
Montería	29,90	30,70	25,90	14,90**	35,60	48,60**
Pasto	31,80	32,20	31,90	14,50**	34,50	45,90**
Manizales	33,20	31,90**	32,20	17,40**	34,20	40,40
Neiva	31,50	30,10**	30,50	23,70**	38,00	51,90**
Armenia	33,20	32,10	33,00	22,10**	36,30	47,30**
Popayán	32,40	32,10	30,60	20,30**	36,30	49,90**
Sincelejo	29,80	30,00	22,40	13,80**	28,10	46,50**
Riohacha	30,40	31,10	28,30	26,30	39,10	53,80**
Tunja	33,70	31,50**	33,60	20,90**	36,50	46,20
Total	30,90	30,90	27,40	18,00**	31,10	44,80**

*** Se utilizan en el caso en que la diferencia entre otras características personales de los hombres y las mujeres desempleados sea significativo al 1%; ** significativo al 5%; * significativo al 10%.

Fuente: DANE (GEIH); cálculos de los autores.

En la variable de jefatura del hogar se nota que entre los desempleados hay más hombres jefes que mujeres jefes (28% vs. 18%). Esto es cierto en todas las ciudades, pero más notorio en Pasto, Villavicencio y Manizales, y menos en Riohacha, Pereira y Barranquilla. En relación con el estado civil, la proporción de mujeres desempleadas que están casadas es superior a la de hombres desempleados casados (45% y 31%). Por ciudades,

las mayores diferencias se observan en Santa Marta y Barranquilla, donde el porcentaje de mujeres casadas supera el 40% y el de los hombres se encuentra alrededor del 27%.

Con el fin de tener en cuenta potenciales efectos del entorno familiar sobre el desempleo se han construido dos variables del hogar: la educación promedio de sus integrantes y la presencia de niños de varias edades (0-2, 3-5, 6-10 y 11-17 años). En el Cuadro 4.4 se presentan las medias de estas variables para cada ciudad y el conjunto del país. Las estadísticas muestran que los desempleados en Colombia viven en hogares que cuentan con una media de años de educación de 8,6, similar en hombres y mujeres. Entre ciudades, como ya se había notado a nivel personal, se observa que en Tunja, Barranquilla y Cartagena los desempleados viven en hogares con los años medios de educación más altos (9,9, 9,4 y 9,3 años, respectivamente), no apreciándose diferencias sustanciales entre géneros. En relación con la presencia de niños en el hogar, vale la pena destacar que alrededor del 10% de las mujeres desempleadas viven en hogares donde hay niños en edades preescolares (hasta 5 años), mientras que en los hombres desempleados este porcentaje es de 6%; sin embargo, se observa que la brecha por género en estos porcentajes disminuye considerablemente cuando los niños en el hogar tienen mayores edades. Hay bastante heterogeneidad en las diferencias por género entre ciudades en esta variable. En el caso de la presencia de niños en edades preescolares, las diferencias por género más pronunciadas se dan en Neiva, Ibagué y Bucaramanga, mientras que en el caso de niños en edades escolares las mayores diferencias se encuentran en Pasto, Barranquilla y Armenia.

En resumen, el simple análisis descriptivo de las características personales y del hogar para individuos desempleados confirma que las diferencias de género no solamente son notorias, sino muy heterogéneas, entre ciudades. De ahí la hipótesis de que parte de las diferencias espaciales en las brechas de género en las tasas de desempleo pueden deberse a diferencias en las características de los individuos.

No obstante, se puede argumentar que este desajuste también puede deberse a factores de demanda que pueden afectar a hombres y mujeres de manera diferenciada y cuyo efecto varía entre ciudades. Para determinar esos factores de demanda, en este trabajo se utilizan dos fuentes de información: una es la correspondiente a los datos del índice departamental de competitividad (IDC) para el año 2013, y la segunda es la información sobre el empleo total en el sector formal de cada ciudad proveniente de la Planilla integral de liquidación de aportes (PILA), del Ministerio de Protección Social de Colombia para el año 2012².

En cuanto al IDC, esta información proviene del Consejo Privado de Competitividad (CPC) y el Centro de Pensamiento en Estrategias Competitivas (Cepec), de la Universidad del Rosario. Dos cuestiones merecen ser resaltadas respecto al IDC: primero, aunque en su origen la información del índice corresponde al nivel departamental, puede considerarse que representa adecuadamente las estructuras y desempeños de las economías de las ciudades, teniendo en cuenta que las ciudades capitales concentran buena parte de la actividad económica de los departamentos; y segundo, el índice se refiere a 2013, mientras que los datos más recientes de la GEIH son de 2012, pero este desfase es insustancial frente a las variaciones entre ciudades que se quieren captar, las cuales deben ser bastante estables.

² La base de datos con una completa descripción del procedimiento de construcción de las variables se encuentra disponible en el sitio web <http://www.eafit.edu.co/escuelas/economiafinanzas/cief/recursos/Paginas/heterogeneidad-regional-.aspx>

Cuadro 4.4
Descriptivo de características del hogar de los desempleados, 2012

Ciudades ordenadas por población	Educación promedio del hogar		Presencia de niños en el hogar (porcentaje)							
	Hombres	Mujeres	0 a 2 años		3 a 5 años		6 a 10 años		11 a 17 años	
			Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Mujeres	Hombres	Hombres	Mujeres
Bogotá D. C.	9,00	9,00	0,05	0,11	0,08	0,13	0,12	0,20	0,27	0,27
Medellín	8,10	8,30	0,03	0,07	0,06	0,12	0,10	0,18	0,21	0,27
Cali	8,20	8,30	0,05	0,08	0,07	0,12	0,14	0,20	0,24	0,27
Barranquilla	9,50	9,40	0,06	0,11	0,07	0,13	0,11	0,21	0,26	0,30
Cartagena	9,50	9,20	0,06	0,09	0,06	0,12	0,13	0,20	0,27	0,27
Cúcuta	7,60	7,40	0,05	0,11	0,08	0,15	0,16	0,22	0,29	0,29
Ibagué	8,60	8,40	0,07	0,14	0,08	0,13	0,13	0,22	0,31	0,33
Bucaramanga	9,30	8,50	0,05	0,12	0,04	0,12	0,13	0,17	0,25	0,28
Villavicencio	8,10	8,10	0,08	0,12	0,10	0,14	0,18	0,23	0,27	0,27
Santa Marta	9,70	8,90	0,07	0,13	0,08	0,15	0,14	0,23	0,29	0,29
Pereira	7,70	7,80	0,05	0,08	0,05	0,11	0,11	0,18	0,24	0,26
Valledupar	9,00	8,70	0,08	0,14	0,10	0,18	0,17	0,23	0,31	0,31
Montería	9,20	8,80	0,07	0,10	0,07	0,11	0,13	0,17	0,27	0,28
Pasto	8,80	8,50	0,03	0,07	0,07	0,09	0,11	0,24	0,21	0,29
Manizales	8,50	8,50	0,04	0,06	0,04	0,12	0,12	0,16	0,21	0,25
Neiva	8,70	8,20	0,04	0,14	0,06	0,13	0,15	0,20	0,28	0,28
Armenia	8,10	8,00	0,04	0,09	0,08	0,11	0,13	0,21	0,22	0,31
Popayán	8,80	8,60	0,06	0,09	0,05	0,11	0,12	0,18	0,22	0,26
Sincelejo	8,70	8,50	0,05	0,10	0,07	0,13	0,15	0,22	0,26	0,28
Riohacha	9,20	8,80	0,12	0,18	0,14	0,21	0,23	0,32	0,32	0,32
Tunja	9,90	9,90	0,05	0,12	0,05	0,12	0,13	0,22	0,25	0,26
Total	8,60	8,60	0,05	0,10	0,07	0,13	0,12	0,20	0,25	0,27

Fuente: DANE (GEIH).

En su estructura, el IDC está compuesto por 81 variables que se agrupan, de forma anidada, en 28 subpilares, 10 pilares, 3 factores y, por último, en el IDC global. En la versión 2013 el IDC se calculó para veintiún departamentos y Bogotá. Ya que existe información de esta última ciudad, se decidió excluir al departamento de Cundinamarca, y así tener la información del IDC y la GEIH a un mismo nivel territorial para ella. El Cuadro 4.5 presenta los descriptivos básicos para el IDC, sus tres factores y los pilares 4 y 7, que corresponden a capital humano.

El IDC muestra que Bogotá y los departamentos de Antioquia, Santander, Caldas y Boyacá son las regiones con mayor nivel de competitividad. Bogotá aparece como la región líder, ocupa la primera posición en cinco de las seis variables analizadas. Antioquia

es la segunda región mejor posicionada en temas de competitividad, con un desempeño destacado en condiciones básicas (factor 1) y sofisticación e innovación (factor 3). La tercera región con mayor competitividad es Santander, con puntuaciones elevadas en las áreas de eficiencia (factor 2) y educación (pilares 4 y 7), en las que ocupa el segundo lugar. Caldas se posiciona en el cuarto puesto en términos del IDC, eficiencia (factor 2) y educación superior y capacitación (pilar 7). Por último, Boyacá es la quinta región en competitividad, con buen desempeño en condiciones básicas (factor 1) y eficiencia (factor 2); destaca su desempeño en educación básica y media (pilar 4), en el que ocupa el primer lugar en educación superior, y capacitación (pilar 7), en el que ocupa el segundo lugar.

Cuadro 4.5
Descriptivo de las variables de competitividad

Departamentos ordenados por IDC	Capital	Valores de la variables					
		IDC	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Pilar 4	Pilar 7
Bogotá D. C.	Bogotá D. C.	7,54	6,49	7,42	9,40	6,99	7,68
Antioquia	Medellín	5,64	6,25	5,23	5,75	6,99	5,70
Santander	Bucaramanga	5,21	5,69	5,27	4,33	7,72	5,81
Caldas	Manizales	4,94	5,12	4,87	4,67	5,54	5,73
Boyacá	Tunja	4,66	5,30	4,57	3,19	7,85	5,81
Risaralda	Pereira	4,64	5,24	4,44	3,62	5,50	4,64
Valle del Cauca	Cali	4,54	4,48	4,49	4,78	4,64	4,62
Meta	Villavicencio	4,39	5,69	3,18	2,69	7,09	2,68
Atlántico	Barranquilla	4,37	5,14	3,61	5,11	5,87	2,95
Quindío	Armenia	4,24	5,18	4,00	2,43	5,95	3,58
Huila	Neiva	3,87	4,88	3,61	1,97	5,83	3,18
Bolívar	Cartagena	3,85	4,54	3,35	4,08	4,42	2,61
Norte de San- tander	Cúcuta	3,47	4,38	2,80	3,06	6,27	2,73
Cauca	Popayán	3,43	3,73	3,02	3,88	5,18	3,85
Cesar	Valledupar	3,43	4,64	2,25	2,07	5,54	1,44
Tolima	Ibagué	3,42	4,58	2,91	1,85	5,94	1,52
Sucre	Sincelejo	3,34	4,12	2,17	2,07	6,07	1,95
Nariño	Pasto	3,32	3,48	3,17	2,48	4,17	2,85
Magdalena	Santa Marta	3,22	3,71	2,86	2,99	3,85	1,74
Córdoba	Montería	3,00	3,69	2,44	2,85	5,10	2,02
La Guajira	Riohacha	2,38	2,60	2,30	1,64	1,67	0,41
Promedio		4,14	4,73	3,69	3,62	5,67	3,48
Desviación est.		1,09	0,94	1,26	1,75	1,40	1,81

Fuentes: Consejo Privado de Competitividad y Universidad del Rosario (2013). Índice Departamental de Competitividad 2013.

En los departamentos con niveles de competitividad por debajo del promedio global destacan los de la región Caribe (con excepción de Atlántico), Huila, Norte de Santander, Cauca, Tolima y Nariño. Se nota que la costa Caribe presenta el peor desempeño en términos de condiciones básicas (factor 1), eficiencia (factor 2) y educación (pilares 4 y 7). En estas últimas variables el departamento del Atlántico incluso se encuentra por debajo de la media departamental, en especial en lo referente a educación superior (pilar 7).

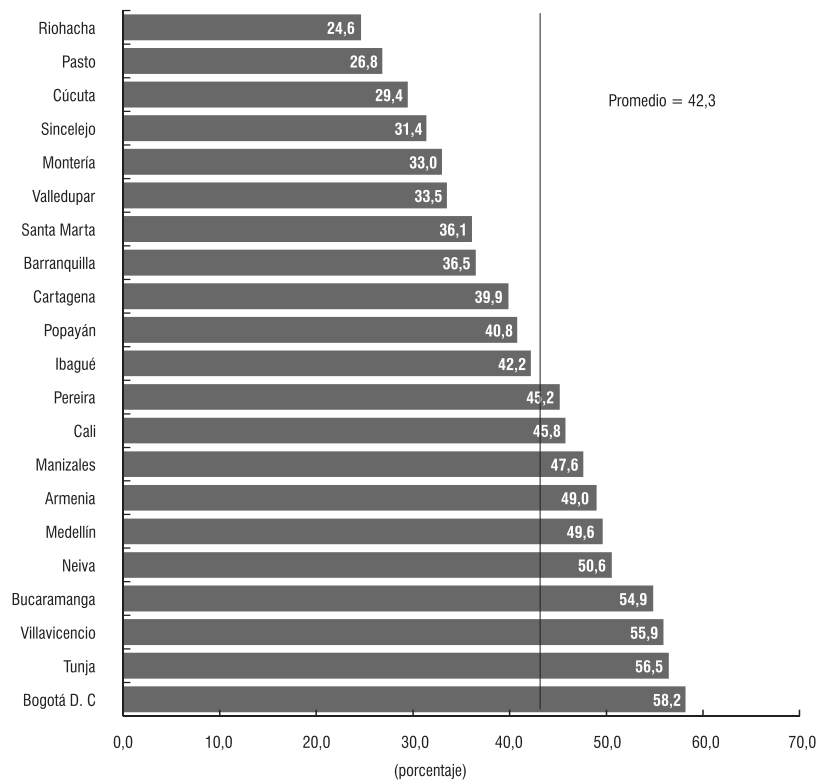
Por su parte, se observa un importante contraste en la región Caribe, en particular en Atlántico y Bolívar, donde existen altos niveles de sofisticación e innovación empresarial junto con unas pobres condiciones básicas y educativas. El énfasis de las actividades turísticas en esta región y la baja capacidad de creación de empleo en los sectores más productivos, debido a que estos están conformados en su mayoría por empresas grandes, intensivas en capital y con vocación exportadora, han generado un proceso de precarización socioeconómica: altos niveles de pobreza y desigualdad, escasez de oportunidades de empleo y educación, y abundancia de empleos de baja calidad (Bonilla, 2008 y 2010; Galvis, 2009; Cepeda, 2011; García, 2014).

Con relación a los datos de la PILA, esta ofrece información sobre los aportes que realizan los trabajadores a la seguridad social —pensión, salud y riesgos profesionales— en cada ciudad de Colombia. A partir de esta información y definiendo la formalidad del trabajo como aquellos trabajadores que tienen seguridad social, se calcula el empleo formal por cada 100 individuos para cada ciudad³. Esta variable mide la demanda de trabajadores en el sector moderno de la economía respecto del tamaño de la ciudad (Gráfico 4.1). Bogotá, seguida por Tunja, Villavicencio y Bucaramanga, presentan las mayores demandas relativas de empleo formal (entre 55 y 60 por cada 100 personas). En el lado opuesto, con menor grado de modernidad se encuentran Riohacha, Pasto y Cúcuta (menos de 30 trabajadores formales por cada 100 individuos).

Con el fin de brindar una visión más general de las brechas en el desempleo por género y la incidencia de aspectos regionales sobre estas, se ha elaborado una serie de macrorregiones a partir del IDC. Estas macrorregiones se calculan utilizando el algoritmo de agregación espacial *p-regiones* propuesto por Duque *et al.* (2011). Dicha metodología tiene como objetivo minimizar la heterogeneidad en cada macrorregión y maximizar la heterogeneidad entre ellas. Este tipo de agregaciones espaciales son de importancia en el diseño de políticas, ya que a través de las mismas pueden derivarse implicaciones de las políticas para ámbitos territoriales más amplios, más allá de las particularidades de cada ciudad. El supuesto que guía la definición de las macrorregiones es que las políticas regionales tienden a presentar un efecto homogéneo en cada macrorregión, y heterogéneo entre estas. De esa forma, no se trataría igual a lo desigual, lo que resultaría en una mayor eficacia de las políticas para disminuir las desigualdades.

³ Agradecemos a Eduardo Lora por suministrar esta información. El número de empleados formales por cada ciudad son cálculos provisionales del Center for International Development (CID), de la Universidad de Harvard, para el Atlas Colombiano de Competitividad.

Gráfico 4.1
Demanda de trabajadores en el sector formal por cada 100 habitantes, 2012



Fuentes: DANE (Proyecciones de población por municipios) e información de la PILA del Ministerio de Protección Social; cálculos de los autores.

El Cuadro 4.6 presenta el perfil de competitividad de cada macrorregión. La macrorregión Bogotá está compuesta únicamente por la ciudad de Bogotá, ya que esta ciudad presenta valores de competitividad significativamente superiores al resto de áreas analizadas. La macrorregión Central —compuesta por los departamentos de Antioquia, Boyacá, Caldas, Risaralda, Santander y Valle del Cauca— es la segunda más competitiva; se separa de las macrorregiones Caribe-nororiental —compuesta por los departamentos de Atlántico, Bolívar, Cesar, Córdoba, La Guajira, Magdalena, Norte de Santander y Sucre— y Periférica (compuesta por los departamentos de Cauca, Huila, Meta, Nariño, Quindío y Tolima), que tienen perfiles más bajos de competitividad. En general, las desviaciones estándar, reportadas en paréntesis, son bajas, lo cual indica alta homogeneidad de características de competitividad en cada región y, por lo tanto, bajo nivel de pérdida de información por agregación espacial (Paelinck y Klaassen, 1979).

Una primera aproximación a la relación entre las brechas brutas en el desempleo por género —aquellas que no descuentan las diferencias en características entre hombres y mu-

jeros, presentadas en el Cuadro 4.1— y las variables de demanda, se presenta en el Gráfico 4.2. En los paneles a) y b) se observa una clara relación negativa y estadísticamente significativa entre las mencionadas brechas y los factores de demanda. Por lo tanto, en aquellas ciudades o regiones donde hay menor capacidad de generación de puestos de trabajo formales y menor grado de competitividad, es donde la brecha en el desempleo entre hombres y mujeres tiende a ser más amplia.

Cuadro 4.6
Perfil de las macroregiones

Macroregión	IDC	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Pilar 4	Pilar 7
Bogotá	7,54 (0,00)	6,49 (0,00)	7,42 (0,00)	9,4 (0,00)	6,99 (0,00)	7,68 (0,00)
Caribe-nororiental	3,38 (0,58)	4,10 (0,78)	2,72 (0,53)	2,98 (1,15)	4,85 (1,53)	1,98 (0,82)
Central	4,94 (0,42)	5,35 (0,59)	4,81 (0,37)	4,39 (0,91)	6,37 (1,33)	5,39 (0,58)
Periférica	3,83 (0,44)	4,68 (0,81)	3,30 (0,38)	2,87 (1,07)	5,83 (0,95)	2,96 (0,75)
Promedio total	4,14	4,73	3,69	3,62	5,67	3,48

Nota: valores promedio de los índices y entre paréntesis las desviaciones estándar.

Fuente: Consejo Privado de Competitividad y Universidad del Rosario (2013). Índice Departamental de Competitividad 2013.

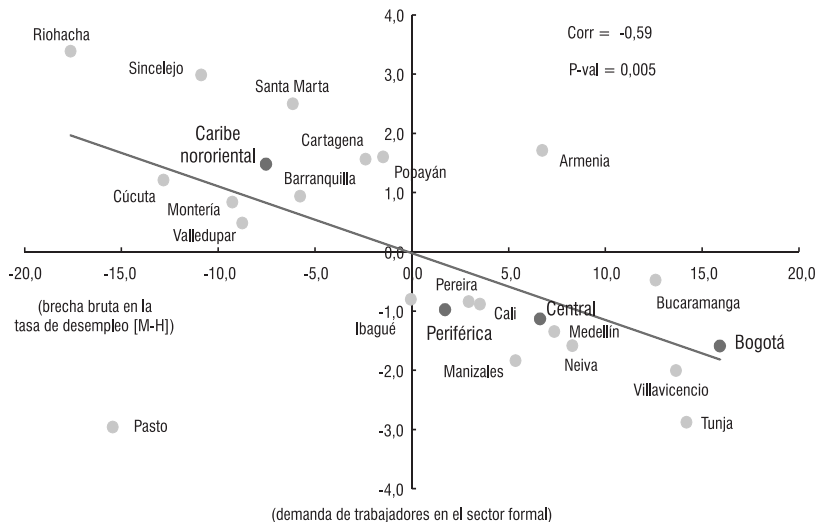
La educación es una variable intermedia importante en esta relación inversa entre desarrollo-competitividad regional y brecha bruta en el desempleo. En los paneles c) y d) del mismo gráfico se observa que en aquellas ciudades con menores niveles de calificación de la población la diferencia en el desempleo entre hombres y mujeres es mayor. Por un lado, en aquellas ciudades menos modernas, desarrolladas y competitivas, la demanda de trabajadores calificados es escasa, y por el otro, aunque en estas regiones haya trabajadores calificados la actividad económica no se desarrolla tan rápido como lo hace el crecimiento del nivel educativo, lo cual actúa como una barrera para la creación de puestos de trabajo adecuados para los más educados. Esto sugiere que el desajuste entre oferta y demanda de trabajadores más calificados estaría afectando con mayor intensidad a las mujeres que a los hombres, ya que ellas presentan mayores niveles de cualificación.

Al valorar los resultados descriptivos de la relación entre las brechas en el desempleo por género y los factores de demanda se debe tener en cuenta que en dichas brechas no se han descontado las diferencias en características entre hombres y mujeres. Es necesario tener en cuenta esta circunstancia para determinar adecuadamente qué parte de la brecha obedece a diferencias en las características individuales y qué parte es posible atribuirla a diferencias entre ciudades en los factores de demanda. En las siguientes secciones se realiza una descomposición de las brechas en el desempleo entre hombres y mujeres, y se calculan las brechas netas descontando el efecto de las características para, posteriormente, relacionar estas brechas netas con los factores de competitividad.

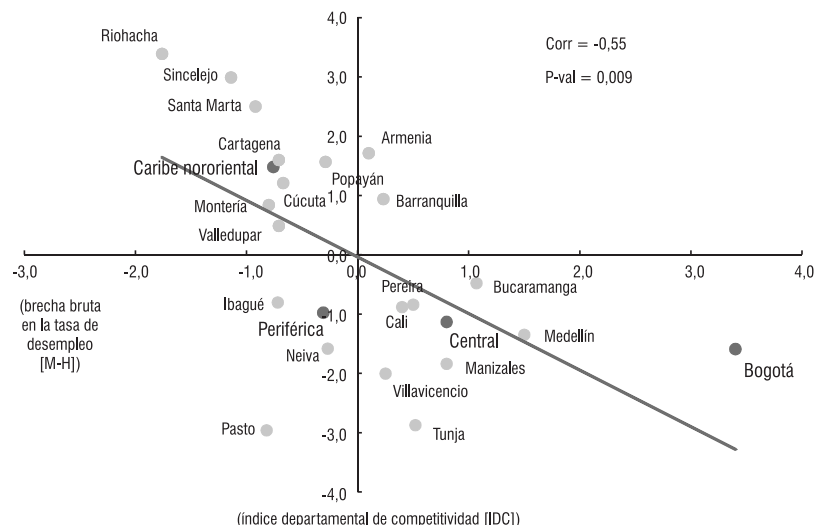
Gráfico 4.2

Relación entre brechas brutas de desempleo por género y factores de demanda

A. Demanda de trabajadores en el sector formal



B. Índice departamental de Competitividad (IDC)

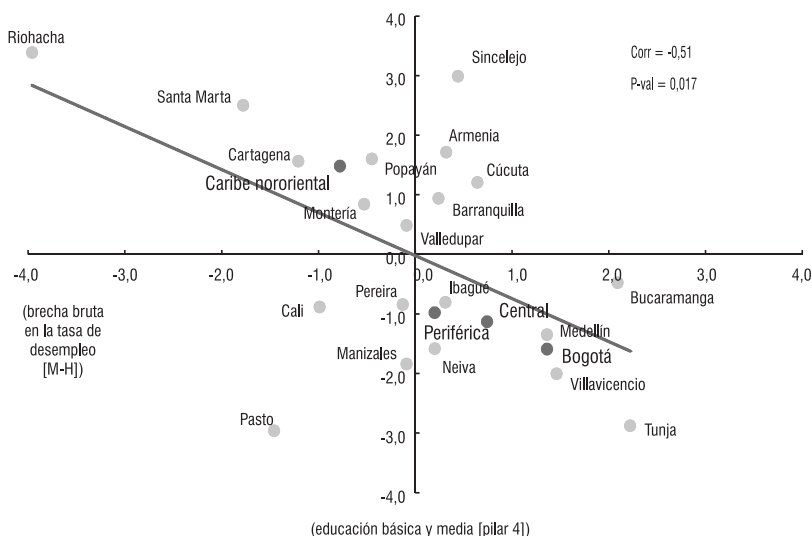


Notas: datos para el 2012. El punto de origen (punto 0,0) es la media de las variables para las ciudades contempladas.

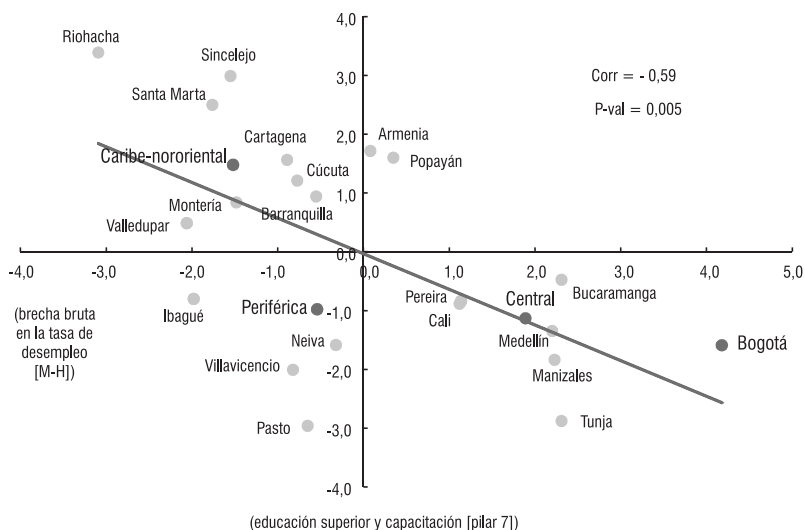
Fuente: cálculos propios a partir de la información de las brechas brutas de desempleo por género reportadas en el cuadro 4.1, información de la PILA y del Índice Departamental de Competitividad.

Gráfico 4.2 (continuación)
Relación entre brechas brutas de desempleo por género y factores de demanda

C. Educación básica y media (pilar 4)



D. Educación superior y capacitación (pilar 7)



Notas: datos para el 2012. El punto de origen (punto 0,0) es la media de las variables para las ciudades contempladas.

Fuente: cálculos propios a partir de la información de las brechas brutas de desempleo por género reportadas en el cuadro 4.1, información de la PILA y del Índice Departamental de Competitividad.

3. MODELO EMPÍRICO

A fin de obtener las brechas netas, es decir, las brechas descontando las diferencias en características, es necesario estimar modelos de probabilidad para hombres y mujeres en cada uno de los territorios. A partir de estas estimaciones se realiza un análisis de descomposición del diferencial de género en la probabilidad de estar desempleado. La descomposición permite cuantificar la contribución que tiene, por un lado, la diferencia entre hombres y mujeres en las características que determinan la probabilidad de que un individuo esté desempleado, y por otro lado, la diferencia en el efecto de estas características. Al segundo componente lo denominaremos “brecha neta de desempleo entre hombres y mujeres”. A continuación se detalla la metodología que se implementó para este análisis [ver López-Bazo y Motellón (2013) para más detalle].

Para la evaluación del impacto de las características observadas se supone que la probabilidad de estar desempleado de un individuo i del grupo j (h para hombres y m para mujeres) en la región r depende de las características de ese individuo, y de sus hogares:

$$prob(U)_i^{j,r} = X_i^{j,r} \beta_i^{j,r} + \varepsilon_i^{j,r} \tag{1}$$

Si ε se distribuye normal estándar, entonces:

$$prob(U = 1)_i^{j,r} = \Phi(X_i^{j,r} \beta_i^{j,r}) \tag{2}$$

donde $prob(U = 1)$ denota la probabilidad de desempleo, Φ la función de distribución normal acumulada, X incluye las características mencionadas anteriormente y β es el vector de coeficientes correspondiente.

La probabilidad media de desempleo del grupo j en la región r es:

$$\overline{prob(U = 1)^{j,r}} = \overline{\Phi(X^{j,r} \beta^{j,r})} \tag{3}$$

donde la barra denota la media de la muestra de individuos. Esta media es una estimación de la tasa de desempleo del grupo j en la región r (el porcentaje de desempleados entre todo el conjunto de personas que participan en el mercado laboral). Se pueden calcular probabilidades promedio contrafactuales de desempleo del grupo j , por ejemplo $j = m$, en la región r ; mediante la imposición ya sea del vector de valores medios de X o del vector de coeficientes β del otro grupo, $j = h$. En el caso de este estudio, para cada una de las regiones r es posible calcular las siguientes probabilidades contrafactuales (con la finalidad de simplificar la notación las expresiones no incluyen los superíndices de las regiones):

$$\overline{prob(U = 1)_m^h} = \overline{\Phi(X^m \beta^h)} \tag{4}$$

$$\overline{prob(U = 1)_h^m} = \overline{\Phi(X^h \beta^m)} \tag{5}$$

Si el efecto de las características observadas fuese la misma del grupo h , la tasa de desempleo del grupo m se deriva de la ecuación (4). Del mismo modo, la tasa de desempleo

contrafactual en la ecuación (5) corresponde con la del grupo m si tuvieran la misma dotación de características observadas en el grupo h .

A partir de la especificación en (1), y de las probabilidades contrafactuales, la diferencia en $prob(U = 1)$ en el primer momento de la distribución entre los grupos h y m puede ser descompuesta como:

$$\overline{prob(U = 1)^m} - \overline{prob(U = 1)^h} = [\overline{\Phi(X^m \beta^m)} - \overline{\Phi(X^h \beta^m)}] + [\overline{\Phi(X^h \beta^m)} - \overline{\Phi(X^h \beta^h)}] \quad (6)$$

El primer término en el lado derecho de (6) corresponde a las diferencias en las características de los individuos en los dos grupos en la región r . Sería la brecha en la tasa de desempleo que se apreciaría si el impacto de las características observadas fuese homogéneo entre los dos grupos. La contribución de las diferencias en los coeficientes, que captan los efectos de las características observadas, es recopilada por el segundo término en el lado derecho de la ecuación (6); este puede ser visto como la diferencia en la tasa de desempleo que se observaría si los grupos no se diferenciaban en las características individuales y del hogar.

Los dos términos en el lado derecho de la ecuación (6) pueden ser positivos o negativos. Una contribución positiva se obtendrá cuando las diferencias en las características, o en los efectos de las características entre los dos grupos, amplían la brecha en las tasas de desempleo, es decir, cuando dichas diferencias producen una mayor tasa de desempleo para el grupo de m . Por el contrario, una contribución negativa indica que la diferencia en las características, o en sus efectos, favorece el grupo m , es decir, resulta en una menor tasa de desempleo en el grupo m que en sus contrapartes en h .

Por lo tanto, la descomposición general en (6) presenta la misma forma que la descomposición tradicional en Blinder (1973) y Oaxaca (1973). Sin embargo, la no linealidad en $\Phi(\cdot)$ impide el cálculo de la contribución particular de cada una de las características. En nuestro caso estamos particularmente interesados, por un lado, en desentrañar la contribución de las características individuales y las de los hogares, y por otro, en evaluar el papel de las diferencias en la educación (tanto en su dotación como en su efecto). Por esta razón adoptaremos el enfoque sugerido por Yun (2004). En el caso de la especificación probabilística, la descomposición detallada se puede obtener a partir de:

$$\overline{prob(U = 1)^m} - \overline{prob(U = 1)^h} = \sum_{n=1}^k W_{\Delta X}^n [\overline{\Phi(X^m \beta^m)} - \overline{\Phi(X^h \beta^m)}] + \sum_{n=1}^k W_{\Delta \beta}^n [\overline{\Phi(X^h \beta^m)} - \overline{\Phi(X^h \beta^h)}] \quad (7)$$

donde $W_{\Delta X}^n$ y $W_{\Delta \beta}^n$ nos permiten ponderar adecuadamente la contribución de cada variable, n , a los efectos de las características y de los coeficientes. Estos pesos se calculan utilizando el promedio de las características de hombres y mujeres, y la estimación de los β para cada grupo a partir del modelo *probit* en (2) según la expresión derivada en Yun (2004).

Es importante señalar que estimar el modelo para las probabilidades de desempleo ignorando el potencial sesgo de selección asociado a la decisión de participar o no en el mercado laboral podría llevar a estimaciones sesgadas de los parámetros. A pesar de que existen métodos para corregir el sesgo de selección, por ejemplo a través de la estimación de un modelo *heckprobit*, encontrar restricciones de exclusión válidas es una tarea difícil, dado que es complicado argumentar que una variable que afecta a la probabilidad de

participación no afecta la probabilidad de desempleo. Más importante aún, las descomposiciones que toman en cuenta la corrección por selección no están exentas de críticas.

Sin embargo, es posible que las diferencias en las características no observables puedan explicar las diferencias en las brechas de desempleo por género, en particular en las regiones donde la tasa de participación femenina es baja y por consiguiente el sesgo de selección puede resultar importante. Como argumentan Azmat *et al.* (2006), parece plausible pensar que estas características no observables relacionadas con la participación exacerben la brecha de género en las tasas de desempleo, y no explicarlas en su totalidad, simplemente porque las mujeres en la fuerza de trabajo se seleccionan de forma más positiva que los hombres en términos de sus posibilidades de empleo. Adicionalmente, los resultados son muy sensibles a restricciones de exclusión débiles; por ejemplo, en el caso de brechas salariales por género, Galvis (2010) encuentra que estas cambian de signo según la especificación adoptada cuando se incluye la corrección por selectividad y los resultados son incluso más sensibles a nivel de ciudad.

Finalmente, cabe señalar que en otros trabajos se ha implementado la estrategia propuesta por Klein y Vella (2009, 2010), con la que se aprovecha la heterocedasticidad presente en los datos como instrumento válido para corregir el problema de endogeneidad [ver, por ejemplo, Betancur y Robano (2014)]. Aunque también es posible aplicar esta metodología para corregir problemas de selección muestral, hasta donde alcanza nuestro conocimiento su aplicación se limita al caso de variables de interés continuas, por lo que en el caso que nos ocupa, al tratarse de una variable dicótoma (estar o no desempleado), su aplicación no resulta factible.

Por las anteriores razones, en este estudio no se corrige por la selección en participación, pero se intenta atenuar el posible sesgo incorporando al listado de variables explicativas aquellas que de manera indirecta afectan la probabilidad de desempleo a través de su efecto sobre la propensión a participar en el mercado laboral. En concreto, se han considerado características de los hogares tales como el número de niños presentes en el mismo y la educación en promedio de los otros miembros del hogar. El razonamiento para su inclusión entre los determinantes de la probabilidad de desempleo es que ambos factores podrían estar afectando el costo de oportunidad de no participar en el mercado laboral, así como el salario de reserva. Como es bien sabido, tal efecto indirecto es probable que sea más acentuado para las mujeres.

4. RESULTADOS

4.1 Estimación de los modelos de probabilidad de desempleo

El Cuadro 4.7 resume los resultados de los modelos de probabilidad de desempleo para cada una de las macrorregiones⁴. La primera fila presenta los resultados de un modelo de la probabilidad de desempleo introduciendo únicamente una variable *dummy* que es igual

⁴ Los resultados para cada ciudad se encuentran en el Anexo 1, que puede ser descargado del sitio web: <http://www.eafit.edu.co/escuelas/economiayfinanzas/cief/recursos/Paginas/heterogeneidad-regional-.aspx>

Cuadro 4.7
Efectos marginales de las características sobre las brechas de desempleo por género en las macroregiones

	Bogotá	Central	Caribe nororiental	Periferia
A. Mujer	0,0374*** (0,004)	0,0396*** (0,002)	0,0700*** (0,002)	0,0420*** (0,003)
B. Mujer	0,0291*** (0,004)	0,0302*** (0,002)	0,0560*** (0,002)	0,0255*** (0,003)
C. Mujer	0,0456*** (0,017)	0,0665*** (0,009)	0,1003*** (0,007)	0,0580*** (0,009)
Secundaria básica	-0,0085 (0,011)	0,0124** (0,006)	-0,007 (0,005)	-0,0159** (0,006)
Secundaria media	-0,007 (0,010)	-0,001 (0,005)	0,0236*** (0,005)	0,001 (0,006)
Técnico o tecnológico	-0,016 (0,013)	-0,0224*** (0,007)	0,0262*** (0,006)	0,010 (0,008)
Universitario	-0,0544*** (0,014)	-0,011 (0,007)	0,0261*** (0,006)	-0,010 (0,008)
M x Secundaria básica	0,0312** (0,015)	0,003 (0,008)	0,0126* (0,007)	0,013 (0,009)
M x Secundaria media	0,017 (0,014)	-0,008 (0,007)	0,006 (0,006)	0,000 (0,008)
M x Técnico o tecnológico	-0,007 (0,017)	-0,007 (0,009)	0,0139* (0,008)	-0,0174* (0,010)
M x Universitario	0,0357** (0,018)	-0,0222** (0,009)	-0,007 (0,008)	-0,014 (0,010)
Edad (35-44)	-0,0557*** (0,008)	-0,0736*** (0,004)	-0,0618*** (0,004)	-0,0695*** (0,005)
Edad (45-60)	-0,0396*** (0,010)	-0,0529*** (0,005)	-0,0666*** (0,005)	-0,0593*** (0,006)
M x Edad (35-44)	-0,0313*** (0,011)	-0,0232*** (0,006)	-0,0196*** (0,005)	-0,0180*** (0,007)
M x Edad (45-60)	-0,0626*** (0,014)	-0,0858*** (0,007)	-0,0742*** (0,006)	-0,0855*** (0,008)
Jefe de hogar	-0,0536*** (0,008)	-0,0754*** (0,004)	-0,0489*** (0,004)	-0,0747*** (0,005)
M x jefe de hogar	0,0220** (0,011)	0,0233*** (0,006)	0,0088* (0,005)	0,0246*** (0,007)
Casado	-0,0462*** (0,008)	-0,0481*** (0,005)	-0,0757*** (0,004)	-0,0479*** (0,005)
M x casado	0,0351*** (0,011)	0,0261*** (0,006)	0,0658*** (0,005)	0,0446*** (0,006)
Niños (0-2)	-0,0267** (0,012)	-0,0170** (0,007)	-0,0129*** (0,005)	-0,0254*** (0,008)
M x Niños (0-2)	0,0289* (0,016)	0,0218** (0,009)	0,0111* (0,006)	0,0417*** (0,010)

Cuadro 4.7 (continuación)
Efectos marginales de las características sobre las brechas de desempleo por género en las macroregiones

	Bogotá	Central	Caribe nororiental	Periferia
Niños (3-5)	-0,002 (0,010)	-0,0213*** (0,007)	-0,0098** (0,005)	-0,008 (0,007)
M x Niños (3-5)	0,009 (0,013)	0,0265*** (0,008)	0,0140** (0,006)	0,002 (0,008)
Niños (6-10)	-0,0131* (0,008)	-0,006 (0,004)	-0,0075** (0,003)	-0,0099** (0,005)
M x Niños (6-10)	0,0242** (0,010)	0,007 (0,006)	0,0094** (0,004)	0,0127** (0,006)
Niños (11-17)	0,0105** (0,005)	-0,001 (0,003)	0,001 (0,002)	(0,003) (0,003)
M x Niños (11-17)	-0,0180*** (0,007)	0,001 (0,004)	-0,0057** (0,003)	-0,002 (0,004)
N	19.566	83.789	109.047	73.465

Nota: M es la *dummy* igual a 1 si es mujer. La variable dependiente es si el individuo está desempleado condicional a estar en la fuerza de trabajo. Los valores reportados son los efectos marginales. El efecto marginal reportado en la fila A corresponde a la variable *dummy* de mujer en un modelo en donde la única variable es la de género. El efecto marginal reportado en la fila B corresponde a la variable *dummy* de mujer controlando por: edad, educación, posición en el hogar, estado civil, presencia de niños en el hogar y años promedio de educación de los otros miembros del hogar. Los efectos marginales reportados en la fila C son los correspondientes a la variable *dummy* de mujer, todas sus interacciones y las demás variables de control. Desviaciones estándar entre paréntesis.

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

Fuente: DANE (GEIH; 2012); cálculos de los autores.

a 1 para las mujeres. Por su parte, la segunda fila presenta el efecto marginal de la variable *dummy* de mujer controlando por una serie de características individuales como el nivel educativo alcanzado (ninguno y primaria, secundaria básica, secundaria media, técnico y tecnológico, universitario), la edad por rangos (entre 15 y 34, 35 y 44, y más de 45 años), el ser jefe de hogar y el estado civil. Adicionalmente, se incluyó una serie de variables del hogar como la presencia de niños según rangos de edad y la educación promedio de otros miembros del hogar. De esta manera, la información contenida en la segunda fila nos indica hasta qué punto las brechas observadas en el desempleo entre hombres y mujeres se explican por las diferencias en características. Se aprecia que, a pesar de incluir una serie de controles de características observables, la brecha en el desempleo entre hombres y mujeres sigue siendo estadísticamente significativa.

Finalmente, se han examinado las diferencias en los efectos de las características observables entre hombres y mujeres, dado que estas diferencias podrían explicar una parte de las brechas de género en el desempleo. La tercera fila del cuadro presenta los efectos marginales calculados a partir de los coeficientes obtenidos de la estimación de un modelo de probabilidad de desempleo en el que se incluyen todas las interacciones de las variables de control con la variable *dummy* de mujer; se puede ver que esta variable sigue siendo estadísticamente significativa en todas las regiones.

De los resultados del cuadro también se deduce que los efectos marginales de algunas características individuales y del hogar, interactuadas por la variable mujer, son estadísticamente significativas, mostrando que su efecto es diferente en hombres y mujeres. Adicional a ello, los efectos marginales de estas interacciones presentan magnitudes y signos diferenciados en los territorios; por ejemplo, el efecto de algunos niveles educativos interactuados por la variable *dummy* de mujer presenta signo positivo en unas regiones y negativo en otras, tal es el caso del nivel educativo universitario o más, que en el caso de Bogotá presenta signo positivo, mientras que en la región Central es negativo. En cuanto a la edad, el efecto es negativo y significativo en todas las unidades espaciales, lo cual revela que la edad tiene un efecto negativo más acusado en las mujeres. Por su parte, el estar casado, el ser jefe de hogar y la presencia de niños menores de 10 años, tienen un efecto positivo al ser interactuadas con la *dummy* de mujer; en particular, estos efectos son mayores en las macrorregiones Caribe-nororiental y Periférica, donde es posible que los factores culturales incidan en mayor medida en las brechas de desempleo por género.

Del análisis anterior se deriva que las diferencias por género en las tasas de desempleo son importantes y estadísticamente significativas y que no se explican en su mayoría por diferencias en las características observables. Por su parte, los efectos de dichas características tienen un efecto diferencial entre hombres y mujeres.

4.2 Descomposición de la brecha de género en desempleo

A fin de estimar con precisión cuál es la contribución de las características y de los efectos de las características para explicar las brechas de desempleo por género, se realizaron diversas descomposiciones (ecuaciones 6 y 7). Los modelos *probit* se estimaron mediante la inclusión de la normalización propuesta por Yun (2005, 2008) con el propósito de garantizar la robustez de la descomposición a la categoría omitida para las variables discretas. Los resultados de la descomposición se resumen en el Cuadro 4.8 para las macrorregiones⁵. La primera fila muestra la brecha bruta por género en cada macrorregión, esto es, la diferencia en la probabilidad media de desempleo entre hombres y mujeres. En las filas subsiguientes se indican los resultados de la descomposición global, a saber, la parte de la brecha atribuible a diferencias en el conjunto de características y a diferencias en el efecto de las mismas. La parte de la brecha atribuible a la diferencia en el efecto de las características es la ya mencionada “brecha neta”, es decir, la diferencia en la tasa de desempleo que se observaría si los hombres y mujeres de un territorio no se diferenciaron en las características individuales y del hogar. También se muestra la contribución detallada de cada una de las características.

⁵ Los resultados para cada ciudad se encuentran en el Anexo 2, disponible en el sitio web <http://www.eafit.edu.co/escuelas/economiayfinanzas/cief/recursos/Paginas/heterogeneidad-regional-.aspx>

Cuadro 4.8
Descomposiciones de la probabilidad de desempleo por género en las macroregiones

	Bogotá	Central	Caribe	Periferia
Diferencia	0,037***	0,042***	0,070***	0,039***
Características	-0,006***	0,004***	0,008***	0,005***
Primaria o menos	0,000	-0,0001***	0,0001***	-0,0001*
Secundaria básica	-0,001***	-0,001***	0,0001***	0,000
Secundaria Media	-0,001**	0,000	-0,0001***	0,000
Técnico y tecnológico	-0,001***	-0,001***	0,001***	0,000
Universitario	-0,001**	-0,001***	0,000	-0,0001***
Edad	-0,003***	-0,0001***	-0,001***	-0,002***
Casado	0,000	0,001***	0,001*	-0,001
Jefe de hogar	-	0,006***	0,007***	0,008***
Niños	0,000	0,000	0,0001***	-0,0001*
Educación promedio	0,000	-0,0001*	-0,0001***	0,000
Coefficientes	0,043***	0,038***	0,063***	0,033***
Primaria o menos	-0,002	0,003***	0,001	0,001
Secundaria básica	0,004**	0,003***	0,002***	0,002*
Secundaria Media	0,000	-0,001	-0,001	0,000
Técnico y tecnológico	-0,003**	-0,001*	0,000	-0,001*
Universitario	0,002	-0,003***	-0,002***	-0,001
Edad	-0,046	-0,023	0,031*	-0,009
Casado	0,035***	0,016***	0,038***	0,028***
Jefe de hogar	-	0,018***	0,007***	0,014***
Niños	0,002	0,005***	0,002	0,004
Educación promedio	-0,027***	-0,020***	-0,050***	-0,027***
Constante	0,079*	0,041*	0,034*	0,021
N	19.566	83.789	109.047	73.465

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

Fuente: DANE -GEIH; 2012); cálculos de los autores.

Los resultados de la descomposición general confirman que la brecha por género en las tasas de desempleo no se puede explicar únicamente por las diferencias en las características observables. En otras palabras, si las características observadas de las mujeres hubieran sido las mismas que las de los hombres, la brecha por género en las tasas de desempleo no habría desaparecido, incluso en algunos casos habría aumentado dado que la contribución de las características a la brecha presenta signo negativo. Es decir, para algunas regiones la brecha neta es mayor a la bruta, lo cual indica que en estas regiones las características de las mujeres las hacen menos propensas al desempleo que los hombres (tal es el caso, por ejemplo, de Bogotá). Por lo tanto, la diferencia en los coeficientes es el componente que explica en mayor medida las brechas de género en el desempleo. En consecuencia, el análisis confirma que las brechas netas en el desempleo por género son sustanciales, lo que justifica el análisis de la relación entre estas y los factores de competitividad y demanda que se efectúa en este trabajo.

En cuanto a la descomposición detallada, es posible concluir que los efectos de las características que más inciden sobre las brechas son el estar casado y el ser jefe de hogar⁶. Dichos efectos tienden a aumentar las brechas, mientras que la diferencia del efecto asociado a los años promedio de educación de otros miembros del hogar las reduce. Ahora bien, aunque para algunos casos los coeficientes de los niveles educativos son estadísticamente significativos, el efecto es pequeño. No obstante, presentan un comportamiento interesante, los efectos de los niveles bajos —menos de secundaria media— aumentan la brecha, mientras que los efectos de los niveles altos —técnico y tecnológico y universitario— la reducen. Esto apunta a que mayores niveles educativos podrían reducir las brechas, aunque el efecto positivo de secundaria básica es mayor que el de primaria o menos, por lo que el efecto de la educación sobre la brecha presenta un comportamiento de U invertida.

4.3 Relación entre brechas netas y factores de demanda

Ahora pasamos a corroborar si realmente existe relación entre la magnitud de la brecha en el desempleo entre géneros en cada territorio y los factores de demanda en los mismos, una vez descontado el efecto distorsionador asociado a las diferencias en las características de los individuos. Para ello, se repite el análisis de la sección 4.2, pero ahora con las brechas netas en lugar de las brutas. Los resultados se sintetizan en el Gráfico 4.3. En todos los casos se sigue observando una relación inversa entre la brecha de género y los diversos indicadores considerados, aunque su intensidad disminuye en algunos casos. En concreto, la relación con la demanda de trabajadores en el sector formal, medida a través del coeficiente de correlación, pasa de -0,59 cuando se utilizan las tasas brutas, a -0,47 cuando se emplean las tasas netas, como se aprecia en el panel a) del Gráfico 4.3. A pesar de ese descenso, la relación resulta estadísticamente significativa al 5%.

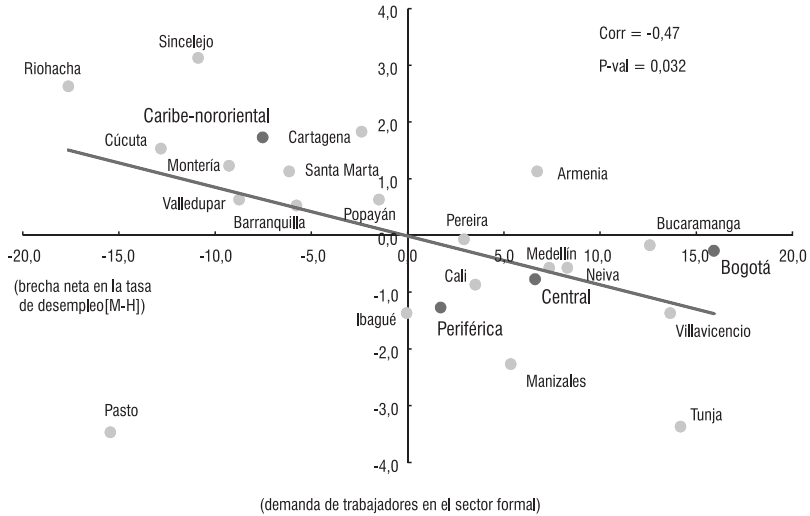
El efecto de la eliminación de las diferencias en características sobre la relación parece ser mayor en el caso del IDC; mientras que con las brechas brutas [panel b) del Gráfico 4.2] la correlación era de -0,55 y altamente significativa, la intensidad de la relación en el caso de las brechas netas [panel b) del Gráfico 4.3.] desciende hasta -0,37, resultando únicamente significativa de forma marginal. Ello nos permite concluir que parte de la intensa relación entre la brecha bruta y el IDC, descrita en la sección 4.2, podría en realidad deberse a variaciones espaciales en las diferencias de características entre hombres y mujeres, que, a su vez, estarían relacionadas con el nivel de desarrollo de cada territorio. Este resultado es interesante pues sugiere que, a pesar de que la diferencia en las características entre hombres y mujeres solo explica una parte menor de la brecha de género en la tasa de desempleo en la mayoría de ciudades, sí resulta fundamental para explicar la relación inversa entre esta y el IDC.

⁶ En el caso de Bogotá, debido a la alta multicolinealidad entre las variables jefe de hogar y el estar casado, fue necesario excluir una de las variables. En todo caso la exclusión de una u otra variable no modifica significativamente los resultados.

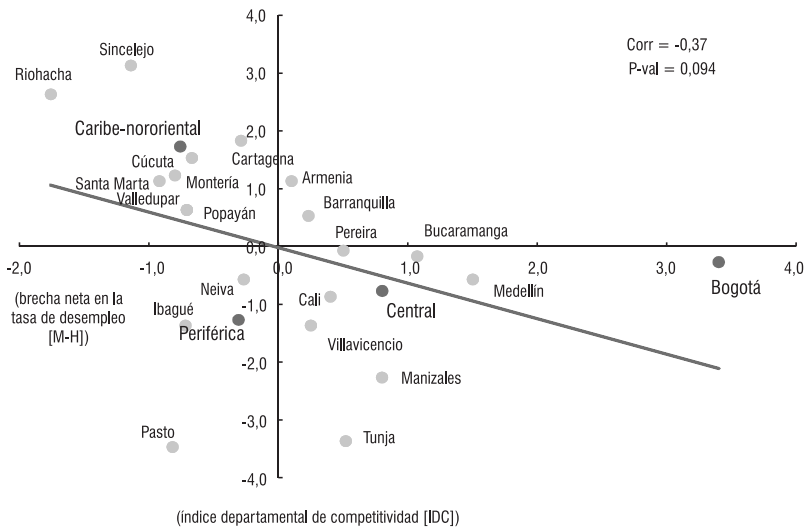
Gráfico 4.3

Relación entre brechas netas de desempleo por género y factores de demanda

A. Demanda de trabajadores en el sector formal



B. Índice Departamental de Competitividad (IDC)



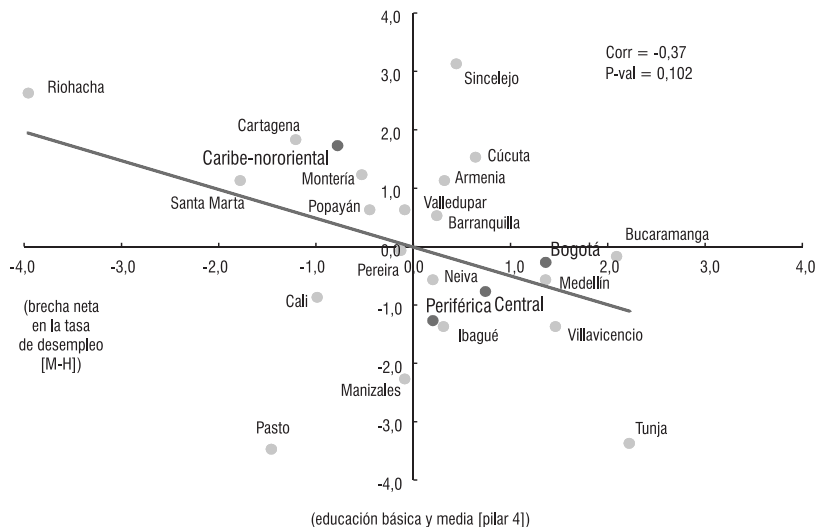
Nota: datos para el 2012. El punto de origen (punto 0,0) es la media de las variables para las ciudades contempladas.

Fuente: cálculos propios a partir de la información de las brechas netas de desempleo por género reportadas en el cuadro 4.8 y anexo 2, información de la PILA y del Índice Departamental de Competitividad.

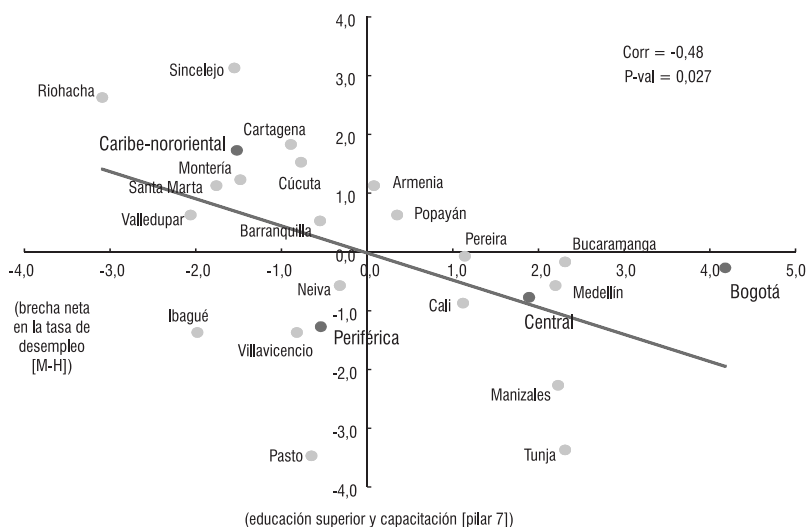
Gráfico 4.3

Relación entre brechas netas de desempleo por género y factores de demanda

C. Educación básica y media (pilar 4)



D. Educación superior y capacitación (pilar 7)



Nota: datos para el 2012. El punto de origen (punto 0,0) es la media de las variables para las ciudades contempladas.

Fuente: cálculos propios a partir de la información de las brechas netas de desempleo por género reportadas en el cuadro 4.8 y anexo 2, información de la PILA y del Índice Departamental de Competitividad.

Los resultados en la relación entre la brecha neta y los factores de educación se sintetizan en los paneles c) y d) del Gráfico 4.3. Se observa que en el caso de la educación básica y media no existe una relación significativa con la brecha neta (correlación de $-0,37$ y no estadísticamente significativa), por lo que los resultados del Gráfico 4.2.c para la brecha bruta —correlación de $-0,51$ y significativa a los niveles habituales— parecen deberse a la contribución de la citada diferencia en características entre hombres y mujeres. Sin embargo, esta circunstancia no parece darse en el caso de la educación superior y capacitación, en el que la relación con la brecha neta resulta estadísticamente significativa y de intensidad considerable, $-0,48$ frente a $-0,59$ en la brecha bruta (Gráficos 4.3d y 4.2d respectivamente).

En resumidas cuentas, la eliminación del efecto de las diferencias de género en las características observables nos lleva a concluir que no existe una relación significativa entre las brechas de género en el desempleo en los distintos territorios y su nivel de competitividad. De todas formas, el que tal relación sí se observe en el caso de la brecha bruta sugiere que las diferencias de competitividad en el territorio tienen un efecto simultáneo sobre, por una parte, la distribución espacial de las características de hombres y mujeres que participan en el mercado laboral, y por otra, sobre la probabilidad de desempleo de hombres y mujeres con similares características. Así, una mejora en la competitividad de una ciudad podría afectar a la brecha de género en la tasa de desempleo por medio de dos canales: en primer lugar, alterando la composición de la fuerza de trabajo masculina y femenina (mediante variaciones en las decisiones de participación y de migración interregional de ambos géneros); y en segundo lugar, afectando el efecto que tienen las características de hombres por un lado y mujeres por otro, en la probabilidad de estar desempleado. Mientras este último mecanismo podría ser más inmediato, cabe suponer que el primero sería más lento al afectar decisiones vitales de los individuos, en las que intervienen elementos más allá de los estrictamente económicos.

Por su parte, la relación significativa entre brechas netas y demanda de trabajadores en el sector formal y educación superior y capacitación nos llevan a plantear que una mejora en estas dos magnitudes en una ciudad contribuiría a disminuir la diferencia entre hombres y mujeres en la incidencia del desempleo.

5. CONCLUSIONES

En Colombia son persistentes las brechas por género en los principales indicadores del mercado laboral. De acuerdo con los resultados de este trabajo para el período 2008-2012, en términos de desempleo las brechas entre mujeres y hombres son de cuatro puntos porcentuales, lo que representa 47% más de desempleo para las mujeres en comparación con los hombres. Estas diferencias se mantienen a pesar de que las mujeres tienen en promedio 0,23 años más de educación y de que una mayor proporción de ellas cuentan con estudios superiores.

A nivel regional se ha observado que las tasas de desempleo y las brechas por género en el desempleo no son homogéneas a través del territorio. Las ciudades de la región Caribe-nororiental exhiben las brechas más altas, en torno a seis puntos porcentuales,

mientras que en Bogotá se observan las menores brechas, alrededor de cuatro puntos porcentuales. Se observa además que no necesariamente aquellas ciudades con mayores tasas de desempleo son las que presentan mayores brechas de género en esta variable; esto es evidente en el caso de las ciudades de la región Caribe-nororiental, donde las tasas de desempleo son las más bajas (alrededor de 10%), pero presentan las mayores brechas de género. Esta baja asociación entre las tasas de desempleo y las brechas de género a través del territorio sugiere que los factores de oferta y demanda de trabajo en el seno de cada territorio afectan de manera diferente a hombres y mujeres. Por ello, en este trabajo hemos investigado si existe relación entre la magnitud de la brecha y los factores de demanda en cada territorio; en particular, se buscó establecer si hay relación entre la citada brecha y dos medidas de demanda de trabajo. Por un lado, evaluamos la relación que la brecha tiene con el índice departamental de competitividad (IDC), y por otro, con el número de empleos formales generados por cada territorio. Además se exploró la relación que tienen las brechas en el desempleo con el desempeño de los territorios en materia de cobertura y calidad de la educación básica, al igual que de la educación superior y capacitación.

En primer lugar los resultados permiten concluir que las brechas de género en el desempleo no se explican por diferencias en las características entre los hombres y mujeres que participan en cada uno de los mercados laborales de los territorios analizados. En consecuencia, el análisis confirma que las brechas de género netas de las diferencias en las características observables son sustanciales. En este sentido, los resultados de la descomposición detallada apuntan a que los efectos de las características que más inciden sobre las brechas son el estado civil —estar casado— y el ser jefe de hogar, por lo cual es posible que algunos aspectos culturales de ciertos territorios estén desempeñando un papel importante en la configuración de sus brechas.

También encontramos que existe estrecha relación entre las brechas y los factores de la demanda de trabajo por el lado de la competitividad. No obstante, esta relación estrecha desaparece una vez descontamos las diferencias en las características entre hombres y mujeres. Este resultado es importante, pues apunta a que las diferencias en la distribución de las características de hombres y mujeres podría estar moldeando la competitividad de cada uno de los territorios; o viceversa, también es posible que las diferencias en competitividad estén afectando la forma como las características de los hombres y de las mujeres se distribuyen en las ciudades. Discernir la causalidad en esa relación va más allá de los objetivos de este trabajo, aunque bien merece un análisis específico en el futuro.

Los resultados muestran que existe una fuerte relación de las brechas observadas y las brechas netas con la cantidad de empleos formales generados por los territorios y el desempeño en términos de educación superior y capacitación. Por lo tanto, en términos de implicaciones de política, los resultados sugieren que las políticas orientadas a reducir la brecha por género en el desempleo necesitan enfocarse en disminuir las disparidades regionales en el tipo de empleo generado, sobre todo en fomentar la creación de empleos formales, y los factores asociados con la calidad y pertinencia de la educación superior. Es necesario intentar ajustar la oferta y demanda de educación en el mercado de trabajo en cada territorio para mitigar los efectos del desempleo sobre los más educados, en general, y las mujeres con mayor nivel educativo, en particular.

Por último, debe señalarse que en este trabajo no se ha corregido por la selección en participación, de ahí que las brechas de desempleo analizadas en el documento muy posiblemente son menores a las que se obtendrían si se corrige por dicho tipo de selección muestral, dado que se esperaría que en aquellas regiones donde la participación laboral femenina es baja, fuesen las mujeres con mayor probabilidad de conseguir empleo las que mostrasen mayor probabilidad de participar. En ese sentido, nuestros resultados deben ser vistos como una cota inferior de las brechas por género en el desempleo.

REFERENCIAS

- Amador, M.; Herrera, P. (2009). “Diferencias en el desempleo por género. ¿Hay discriminación en el acceso al trabajo?”, *Documentos de Economía*, Bogotá, Universidad Javeriana.
- Ángel-Urdinola, D.; Wodon, Q. (2006). “The Gender Wage Gap and Poverty in Colombia”, *Labour*, vol. 20, núm. 4, pp. 721-739.
- Arango, L. E. (2011). “Mercado de trabajo de Colombia: suma de partes heterogéneas”, *Borradores de Economía*, núm. 671, Bogotá, Banco de la República.
- Azmat, G.; Guell, M.; Manning, A. (2006). “Gender Gaps in Unemployment Rates in OECD Countries”, *Journal of Labor Economics*, vol. 24, núm. 1, pp. 1-36.
- Badel, A.; Peña, X. (2010). “Decomposing the Gender Wage Gap with Sample Selection Adjustment: Evidence from Colombia”, *Revista de Análisis Económico*, vol. 25, núm. 2, pp. 169-191.
- Ball, L.; De Roux, N.; Hofstetter, M. (2013). “Unemployment in Latin America and The Caribbean”, *Open Economies Review*, vol. 24, núm. 3, pp. 397-424.
- Bentancur, A.; Robano, V. (2014). “The Part-Time Premium Enigma: An Assessment of the Chilean Case”, *Economía*, vol. 14, núm. 2, pp. 29-54.
- Bernat, L. (2007). “¿Quiénes son las mujeres discriminadas?: enfoque distributivo de las diferencias salariales por género”, *Borradores de Economía y Finanzas*, Cali, Universidad Icesi.
- Blinder, A. S. (1973). “Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates”, *Journal of Human Resources*, núm. 8, pp. 436-455.
- Bonilla, L. (2008). “Diferencias regionales en la distribución del ingreso en Colombia”, *Documentos de Trabajo sobre Economía Regional*, núm. 108, Cartagena, Banco de la República.
- Bonilla, L. (2010). “El sector industrial de Barranquilla en el siglo XXI: ¿cambian finalmente las tendencias?”, *Documentos de Trabajo sobre Economía Regional*, núm. 136, Cartagena, Banco de la República.
- Cárdenas, C.; Hernández, M.; Torres, J. (2014). “An Exploratory Analysis of Heterogeneity on Regional Labour Markets and Unemployment Rates in Colombia: An MFACT approach”, *Borradores de Economía*, núm. 802, Bogotá, Banco de la República.

- Cepeda, L. (2011). “Los sures de Barranquilla: la distribución espacial de la pobreza”, *Documentos de Trabajo sobre Economía Regional*, núm. 142, Cartagena, Banco de la República.
- Consejo Privado de Competitividad; Universidad del Rosario (2013). Índice departamental de competitividad, 2013, Bogotá: Zetta Comunicadores.
- Duque, J. C.; Church, R. L.; Middleton, R. S. (2011). “The p-regions problem”, *Geographical Analysis*, vol. 43, núm. 1, pp. 104-126.
- Galvis, L. (2009). “Geografía económica del Caribe continental”, *Documentos de Trabajo sobre Economía Regional*, núm. 119, Cartagena, Banco de la República.
- Galvis, L. (2010). “Diferenciales salariales por género y región en Colombia: una aproximación con regresión por cuantiles”, *Revista de Economía del Rosario*, vol. 13, núm. 2, pp. 235-277.
- García, G. (2014). “Labor Informality: Choice or Sign of Segmentation? A Quantile Regression Approach at the Regional Level for Colombia”, *Archivos de Economía*, núm. 412, Bogotá, Departamento Nacional de Planeación, Dirección de Estudios Económicos.
- Hoyos, A.; Ñopo, H.; Peña, X. (2010). “The Persistent Gender Earnings Gap in Colombia, 1994-2006”, *Working Papers Series*, IDB-WP-174, BID, Washington, D. C.
- Joumard, I.; Londoño, J. (2013). “Income Inequality and Poverty in Colombia - Part 1. The Role of the Labour Market”, *OECD Economics Department Working Papers*, núm. 1036.
- Klein, R.; Vella, F. (2009). “A Semiparametric Model for Binary Response and Continuous Outcomes Under Index Heteroscedasticity”, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 24, núm. 5, pp. 735-762.
- Klein, R.; Vella, F. (2010). “Estimating a Class of Triangular Simultaneous Equations Models Without Exclusion Restrictions”, *Journal of Econometrics*, vol. 154, núm. 2, pp. 154-164.
- López, H. (2008). “¿Por qué el desempleo en Ibagué ha sido tan alto?”, Borradores de Economía, núm. 494, Bogotá, Banco de la República.
- López-Bazo, E.; Motellón, E. (2013). “The Regional Distribution of Unemployment: What do Micro-data Tell us”, *Papers in Regional Science*, vol. 92, núm. 2, pp. 383-406.
- Merchán, C. A. (2014). “Desempleo y ocupación en las ciudades colombianas. Un ejercicio con datos panel”, *Archivos de Economía*, núm. 411.

- Oaxaca, R. L. (1973). "Male-female Wage Differentials in Urban Labor Markets", *International Economic Review*, vol. 14, núm. 3, pp. 693-709.
- Paelinck, J. H. P.; Klaassen, H. (1979). *Spatial Econometrics*, Farnborough, UK: Saxon House.
- Queneau, H.; Sen, A. (2010). "On the Persistence of the Gender Unemployment Gap: evidence from eight OECD countries", *Applied Economics Letters*, vol. 17, núm. 2, pp. 141-145.
- Sabogal, A. (2012). "Brecha salarial entre hombres y mujeres y ciclo económico", *Coyuntura Económica*, vol. 42, núm. 2, pp. 53-91.
- Sánchez, F.; Salas, L. M.; Nupia, O. (2003). "Ciclos económicos y mercados laborales: ¿quién gana más, quién pierde más?, 1984-2000" *Archivos de Macroeconomía*, núm. 228, Bogotá, Departamento Nacional de Planeación, Dirección de Estudios Económicos.
- Tenjo, J.; Ribero, R. (1998). "Participación, desempleo y mercados laborales en Colombia", *Archivos de Macroeconomía*, núm. 81, Bogotá, Departamento Nacional de Planeación, Dirección de Estudios Económicos.
- Tenjo, J.; Herrera, P. (2009). "Dos ensayos sobre discriminación: discriminación salarial y discriminación en acceso al empleo por origen étnico y por género", *Documentos de Economía*, Bogotá, Universidad Javeriana.
- Yun, M. (2004). "Decomposing Differences in the First Moment", *Economics Letters*, vol. 82, núm. 2, pp. 275-280.

5. DURACIÓN DEL DESEMPLEO EN COLOMBIA: GÉNERO, INTENSIDAD DE BÚSQUEDA Y ANUNCIOS DE VACANTES

Luis Eduardo Arango
Ana María Ríos*

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

del desempleo². No obstante, hasta donde llega nuestro conocimiento, es la primera vez que en Colombia se realiza un estudio sobre la duración del desempleo que incorpore los anteriores elementos con interpretaciones amparadas explícitamente en la teoría.

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

1. ANTECEDENTES

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

Otros estudios han analizado los efectos del seguro de desempleo (véanse, entre otros, Lancaster, 1979; Meyer, 1990; Katz y Meyer, 1990; Hunt, 1995). Solon (1985) encontró que la duración media del desempleo aumentó entre media y una semana ante un aumento de diez puntos porcentuales en la tasa de reemplazo del seguro de desempleo, mientras que Lalive, Ours y Zweimûler (2006) muestran que sistemas de desempleo más generosos (en términos de beneficios y subsidios al desempleo³) afectan la duración de él⁴.

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

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

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

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

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

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

Las razones para el despido también han sido exploradas como determinantes de la duración del desempleo. Okatenko (2010) diferencia entre razones personales y económicas para el despido y encuentra que la duración es significativamente menor después de un despido por razones económicas, especialmente para los trabajadores no supervisados con un nivel de educación máximo de bachillerato. El autor interpreta estos hallazgos como evidencia de que el tipo de despido es utilizado como señal de la productividad del trabajador⁵. Otros estudios han encontrado relación entre la personalidad de los individuos y la duración del desempleo. Uysal y Pohlmeier (2010) centran su investigación en el papel que desempeñan los rasgos de la personalidad de un individuo en la duración de los períodos de desempleo que enfrenta, específicamente mediante la intensidad en la búsqueda de empleo y la probabilidad de recibir y aceptar ofertas laborales. En este sentido, las personas con personalidad extrovertida y diligente tienen mayor probabilidad de encontrar empleo que las introvertidas.

En Colombia se han efectuado estimaciones paramétricas (que varían en la forma funcional utilizada para la distribución de la duración del desempleo), y no paramétricas (que sirven como método de contraste o validación de los resultados paramétricos) de la duración del desempleo. El Cuadro 5.1 reseña algunos de los estudios más relevantes.

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

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

Cuadro 5.1
Estudios de duración en Colombia

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

a/ Algunas de estas especificaciones se aplican más adelante, en la sección 5.

Fuente: elaboración de los autores.

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

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

2. HECHOS E HIPÓTESIS

De acuerdo con los capítulos 2 y 3 de este volumen, la tasa de desempleo de las mujeres es persistentemente más alta que la de los hombres. La diferencia promedio es superior en cuatro puntos porcentuales, lo cual es un fenómeno generalizado a nivel urbano, aunque en Cúcuta, Pereira y Cartagena las diferencias son mayores y persistentes⁶.

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

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

Estimador de Kaplan-Meier⁷

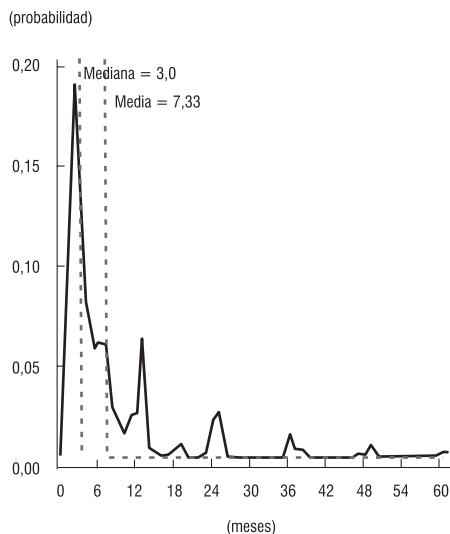
En ocasiones es difícil determinar la distribución que sigue alguna variable aleatoria de interés, como por ejemplo, la duración del desempleo, T_u , por lo que se emplean las estadísticas no paramétricas o métodos de distribución libre.

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

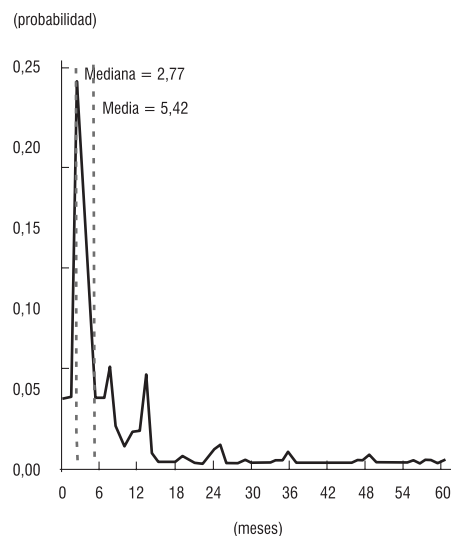
⁷ Véase Cameron y Trivedi (2005, capítulo 17).

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

A. Mujeres



B. Hombres



Fuente: DANE-GEIH; cálculos propios.

Los desempleados están en riesgo de cambiar de estado (riesgo de fallo) si aún no han conseguido un empleo o no han pasado a la inactividad. En este caso se dice que sus episodios de desempleo están censurados⁸. La probabilidad de que un individuo seleccionado al azar tenga un período de desempleo T_u menor que un tiempo específico t se define como $F(t) = Pr(T_u < t)$. Por consiguiente, la función de supervivencia determina la probabilidad de observar una duración del desempleo mayor a dicho tiempo específico t , es decir: $S(t) = Pr(T_u > t) = 1 - F(t)$.

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

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

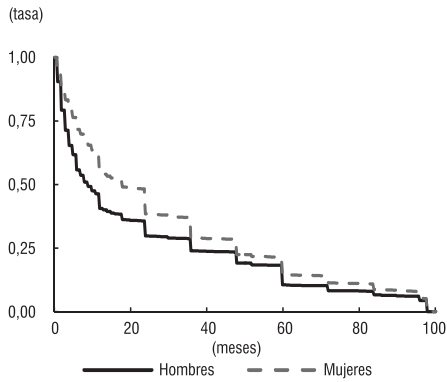
manera, sobre los tiempos de duración se construye la siguiente estadística de orden t (1) $< t(2) < \dots < t(N)$:

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

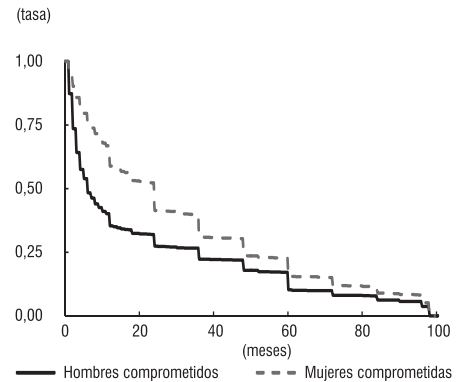
En el caso en que $t < t(1)$ se define $\hat{S}(t) = 1$. El Gráfico 5.2 muestra la estimación por género de la probabilidad de sobrevivir en la condición de desempleado. Se observa, en el panel A, que esta decrece más rápido para los hombres que para las mujeres. La

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

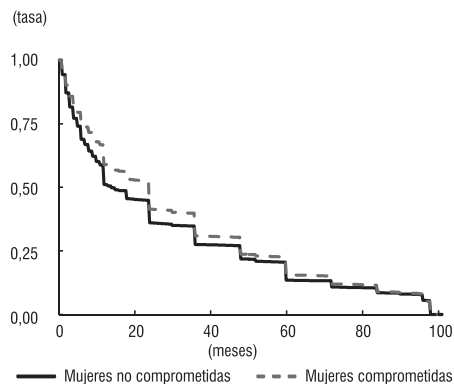
A. Mujeres y hombres



B. Mujeres y hombres comprometidos



C. Mujeres comprometidas y no comprometidas



Fuente: DANE-GEIH; cálculos de los autores.

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

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

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

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

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

Nota: los cálculos corresponden a la diferencia de las tasas de supervivencia de hombres y mujeres estimadas utilizando el estadístico de Kaplan-Meier.

Fuente: DANE-GEIH; cálculo de los autores.

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

Cuadro 5.3
Tasa de desempleo estructural y supervivencia en el desempleo

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

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

Es probable que la duración del desempleo de las mujeres comprometidas se vea afectada por la presencia de niños en el hogar, por el número de horas que están dispuestas a trabajar o por otros aspectos como la escolaridad, la edad, etc. Sin embargo, una primera hipótesis basada en los hechos anteriores es la de que las mujeres comprometidas podrían estar realizando un menor esfuerzo de búsqueda y, en consecuencia, la duración de su desempleo sería mayor, así como su tasa de desempleo¹⁰. Si bien este capítulo no cuenta con ninguna variable que mida directamente el esfuerzo de búsqueda de las personas, el modelo teórico planteado más adelante permite dar esa interpretación.

⁹ Con excepción del total de las mujeres no comprometidas. Los datos que aparecen allí para la tasa de desempleo estructural corresponden a actualizaciones basadas en Arango *et al.* (2013).

¹⁰ Debe tenerse en cuenta que las mujeres comprometidas que no son jefes de hogar son mucho más numerosas que los hombres no jefes de hogar, de allí que su tasa de desempleo se vea más afectada. Además, las mujeres para quienes los ingresos de la pareja son altos (o mayores que cero) son muchas más que los hombres con ingresos de la pareja altos (o mayores que cero).

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

Para quienes no están comprometidos, jefes¹¹ y no jefes, la probabilidad de permanecer desempleados después de un año no es baja. No obstante, la diferencia en sus tasas de desempleo es menor que las que se presentan entre hombres y mujeres comprometidas.

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

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

En primer lugar, de acuerdo con los resultados de Arango, Escobar y Monsalve (2013), las mujeres son tan subempleadas por ingresos como los hombres. Es decir, al menos en esta dimensión, no utilizan el mayor tiempo que duran desempleadas para buscar un empleo cuya remuneración les satisfaga y, en tal sentido, no ser catalogadas como subempleadas por 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 (2013:133) presenta evidencia según la cual las mujeres desempleadas pasan con mayor probabilidad del desempleo a la inactividad, mientras que los hombres lo hacen del desempleo al empleo formal o cuenta propia^{13, 14}. Una posible interpretación de este resultado es que el menor esfuerzo de búsqueda lleva a las mujeres a ubicarse en la inactividad con mayor probabilidad. Las mujeres superan a los hombres en su transición del desempleo a una ocupación en el sector informal.

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

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

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

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

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

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

3. DATOS

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

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

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

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

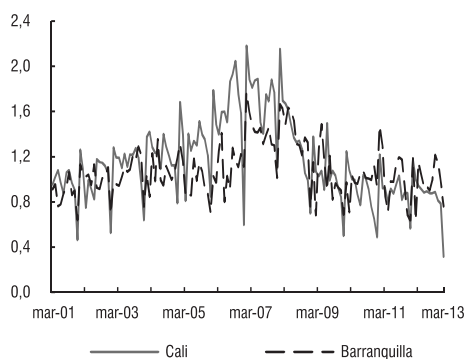
Fuente: DANE-GEIH; cálculos de los autores.

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

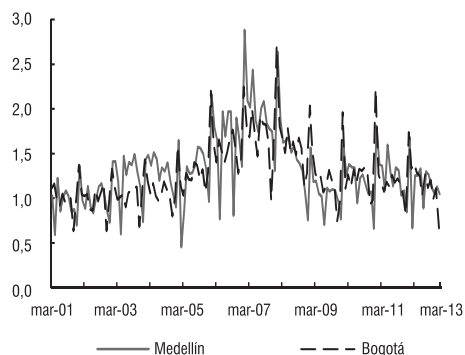
En Colombia no es habitual contar con información sobre vacantes. Este capítulo utiliza los datos sobre vacantes generados por Álvarez y Hofstetter (2013a y b) y Arango (2013a) a fin de documentar la hipótesis de que la duración del desempleo está determinada por la información sobre vacantes. El Gráfico 5.3 presenta la evolución de las tasas de 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 completas de desempleo. En un modelo de duración parametrizado la hipótesis de que la mayor tasa de vacantes explica una menor duración del desempleo por ciudad se

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

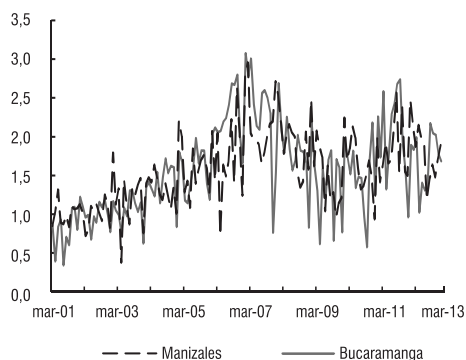
A. Cali y Barranquilla



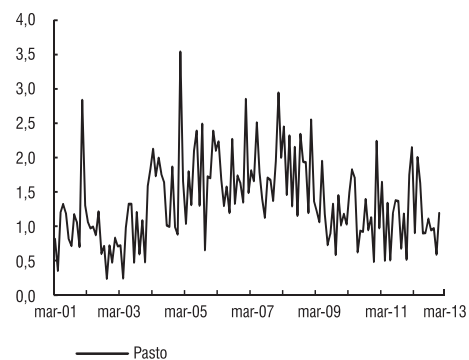
B. Medellín y Bogotá



C. Manizales y Bucaramanga



D. Pasto



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

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

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

4. ESFUERZO DE BÚSQUEDA, TASA DE VACANTES Y DURACIÓN DEL DES-EMPLEO¹⁶

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

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

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

Si la tasa de interés real instantánea r es constante y exógena, el valor descontado de un peso en el momento t que estará disponible en el momento $t + dt$ es igual a $1/1 + r dt$ 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 reexpresar como:

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

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

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

De esta forma, en cada momento el flujo esperado de ingresos descontado de un trabajo, rW , es igual al salario w más el ingreso 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.

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

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

$$w \geq rU \Rightarrow x = rU \quad (4)$$

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

Con tal propósito, se define la tasa a la que llegan las ofertas laborales, θ , como la tasa que identifica las dificultades enfrentadas al buscar empleo¹⁹, así como las características personales y el nivel de esfuerzo que hace la persona en dicha búsqueda. En el modelo básico se considera que θ es una constante exógena. La búsqueda de trabajo supone la existencia tanto de costos financieros y de oportunidad, $c^b > 0$, como de beneficios, $b > 0$, tales como el seguro de desempleo, producción doméstica, ocio, etc. De esta forma, las ganancias netas de buscar empleo en cada momento del tiempo estarán dadas por: $z = b - c^b$. En este contexto, la utilidad descontada W_θ esperada al recibir una oferta laboral es igual a:

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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:

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

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:

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

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

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

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

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

con la evidencia empírica, parece ser 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 capítulo entre la tasa a la cual llegan las ofertas laborales, el esfuerzo y el salario de la pareja, modificarían marginalmente la presentación anterior, sin impacto en las predicciones cualitativas del modelo: dado el ingreso de la pareja, las mujeres hacen un menor esfuerzo que los hombres y, por lo tanto, tendrán un menor θ y mayor duración de los episodios de desempleo.

4.1 Estimación de los modelos paramétricos de duración

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

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

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

Al aplicar la definición de probabilidad condicional se obtiene:

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

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

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

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

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

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

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

4.2 Función de verosimilitud con observaciones 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 de todos los individuos encuestados en la muestra se hallan en un intervalo τ_0 y τ_1 , la función de verosimilitud de la muestra es $\prod_{i=1}^n f(t_i, \psi)$. 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_{ui} 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 $\ln f(t, \psi) = \ln \varphi(t, \psi) + \ln \bar{F}(t, \psi)$ con $\Phi(t, \psi) = -\ln \bar{F}(t, \psi)$; por consiguiente, la función de verosimilitud es:

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

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

La estimación paramétrica de la duración se puede hacer considerando una distribución específica de la variable aleatoria correspondiente a la duración. Tres de dichas distribuciones son la exponencial, la Weibull y la log-logística (Cuadro 5.5). La primera depende solo de un parámetro $\gamma (> 0)$ y, en consecuencia, la función de riesgo es constante (γ). 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

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

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

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

Cuadro 5.5
Funciones de riesgo y supervivencia

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

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

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

4.2.1 Modelo de riesgo proporcional

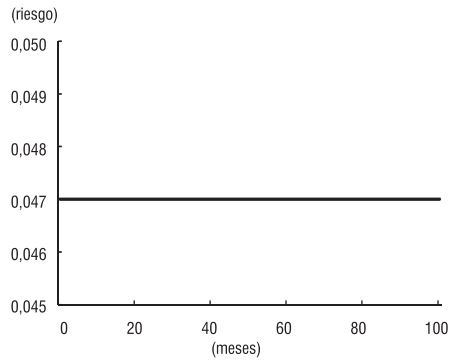
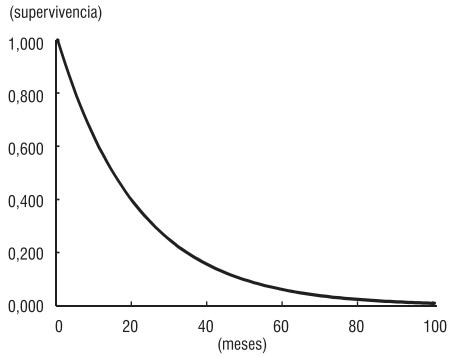
Con este modelo se supone que el vector de parámetros ψ se compone de dos subconjuntos: ψ_0 y ψ_y ; y la función de riesgo toma la forma:

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

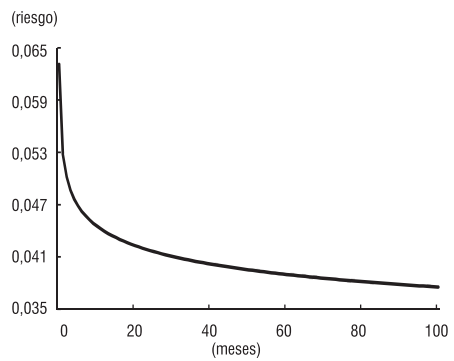
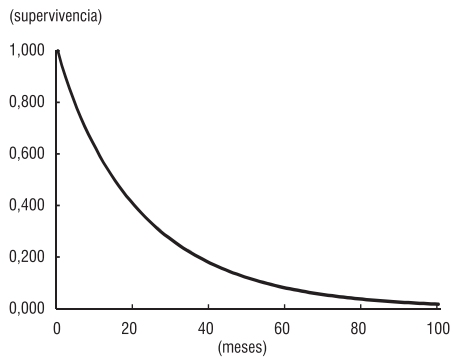
La función φ_0 se conoce como riesgo base porque es idéntico para todos los individuos. En este caso las covariantes multiplican el riesgo base por un factor de escala $\rho(y, \psi_y)$ independiente de la duración del desempleo. La especificación más utilizada de este

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

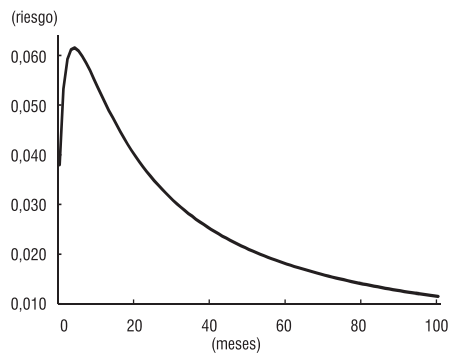
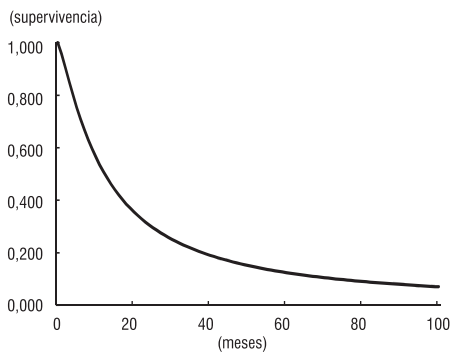
A. Exponencial



B. Weibull



C. Log-Logística



Fuente: DANE-GEIH; cálculos de los autores.

factor de escala es $\rho(y, \psi_y) = \exp(y\psi_y)$, ya que tiene algunas ventajas, como arrojar siempre valores positivos y ofrecer una interpretación simple de los componentes del vector ψ_y . Si denominamos y_k al k -ésimo componente del vector de variables explicativas²² la función del modelo de riesgo proporcional muestra que $\left(\frac{\partial \ln \rho}{\partial y_k}\right) = \psi_{yk}$, 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:

$$L(\psi_y, \psi_0) = \sum_{i=1}^n c_i^e [\ln \rho(y_i, \psi_y) + \ln \phi_0(t_i, \psi_0)] - \sum_{i=1}^n \Phi_0(t_i, \psi_0) \exp(y_i \psi_y)$$

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

Modelo de tiempo de fallo acelerado

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

$$L(\psi) = \sum_{i=1}^n c_i^e \{ \ln \rho(y_i, \psi) + \ln \phi_0 [t_i \rho(y_i, \psi)] \} - \sum_{i=1}^n \rho(y_i, \psi) \Phi_0 [t_i \rho(y_i, \psi)]$$

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

5. RESULTADOS

5.1 Modelos de riesgo proporcional

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

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

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

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

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

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

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

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

Finalmente, el modelo 5, estimado únicamente para el dominio de siete ciudades con información de vacantes²⁴, sugiere que en la medida en que se cuenta con una dinámica de

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

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

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

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

Nota: la hipótesis nula es que el coeficiente es igual a uno y la hipótesis alternativa que es diferente de uno.

*** Significativo al 1 por ciento; ** significativo al 5 por ciento; * significativo al 10 por ciento.

Fuente: DANE (GEIH); cálculos de los autores.

demanda agregada importante el riesgo de salir del desempleo aumenta. Acá hay dos aspectos complementarios que se deben tener en cuenta. En primer lugar está la divulgación de la información sobre vacantes (demanda de trabajo insatisfecha); cuanto más y mejor sea dicha información, mayor será el riesgo de salir del desempleo²⁵ y mejor será también el desempeño del mercado laboral. El coeficiente estimado está en línea con lo esperado y da validez a la segunda hipótesis del capítulo. En segundo lugar, la demanda de trabajo de las firmas, que se recoge no solo por medio de la tasa de vacantes sino también por medio de la variable “índice de difusión”, opera como indicador de actividad económica global para dar cuenta de manera explícita del ciclo económico del país (véanse detalles en Alfonso *et al.*, 2013). Según el coeficiente estimado, cuanto más favorable es la fase del ciclo económico, mayor es la tasa de riesgo de abandonar el desempleo.

Con el propósito de examinar la hipótesis de que el ingreso de la pareja afecta el esfuerzo de búsqueda y, por ende, la duración del desempleo, pero con más fuerza el de las mujeres que el de los hombres, creamos la variable ingreso de la pareja para personas casadas o en unión libre. Con tal fin el ingreso, en pesos constantes de diciembre de 2008, se clasifica en los siguientes rangos: 1) menos de \$500.000; 2) de \$500.001 a \$1.500.000; 3) de \$1.500.001 a \$3.500.000; 4) de \$3.500.001 a \$5.500.000; y 5) de \$5.000.001 en adelante. En consecuencia, se crea una variable discreta que toma el valor de uno si el ingreso de la pareja corresponde a dicho rango y cero en otro caso²⁶.

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

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

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

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

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

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

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

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

5.2 Modelos de tiempo de fallo acelerado

Los resultados siguientes corresponden al modelo de tiempo de fallo acelerado en el que los coeficientes se interpretan directamente; es decir, en términos de duración del desempleo. Un signo positivo en un parámetro indica que la variable aumenta la duración del desempleo, mientras que uno negativo la reduce. El propósito de usar este enfoque es verificar si la dependencia es estrictamente negativa en el caso de Colombia, como sugiere el modelo de riesgo proporcional²⁸.

Según los resultados de los modelos de riesgo proporcional, el ingreso de la pareja tiene como consecuencia una mayor duración de los episodios de desempleo de las mujeres que de los hombres, para quienes esta es, a su vez, menor que la de las mujeres no comprometidas²⁹. Lo anterior se sostiene cuando los modelos 4 y 5 se estiman, con una distribución log-logística, para mujeres en cuyos hogares hay niños de seis años de edad o menos y cuando no los hay (Cuadro 5.8). Sin embargo, el efecto del ingreso de la pareja es claramente mayor para las mujeres en cuyos hogares hay niños en la primera infancia (que con una alta probabilidad deben ser sus hijos) en relación con las mujeres no comprometidas. Un resultado de la mayor importancia es que, ante la presencia de niños en el hogar, el efecto del ingreso de la pareja sobre la duración del desempleo tiende a aumentar en la medida en que lo hace la variable³⁰. Esto es más claro con el modelo 4 para el dominio de trece áreas, el cual, aunque incorpora *dummies* para las ciudades, no tiene las variables de vacantes ni de ciclo económico.

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

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

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

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

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

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

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

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

Es interesante el cambio de signo del coeficiente de la educación que se observa entre hombres y mujeres: cuanto mayor es la escolaridad de los hombres, mayor es la duración del desempleo; para las mujeres la situación es la contraria. Pareciera entonces que la mayor educación permite a las mujeres optar con mayor facilidad por un puesto de trabajo que a los hombres³¹. El ciclo económico afecta más la duración del desempleo de los hombres y desde el punto de vista geográfico persiste una heterogeneidad, sobre todo en el caso de las mujeres; en efecto, ciudades como Cúcuta, Pereira, Ibagué y Pasto son particularmente difíciles para las mujeres en materia de duración del desempleo; Cartagena lo es para hombres y mujeres.

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

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

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

6. CONCLUSIONES

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Fuente: DANE-GEIH; cálculos de los autores.

Cuadro 5.9 (continuación)

Modelos de duración por ciudad de mujeres con y sin niños menores de 6 años en el hogar.

Modelo 5: Tiempo de fallo acelerado con distribución log-logística

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

Fuente: DANE-GEIH; cálculos de los autores.

REFERENCIAS

- Alfonso, V.; Arango, L. E.; Arias, F.; Cangrejo, G.; Pulido, J. (2013). “Ciclos de negocios en Colombia, 1975-2011”, *Lecturas de Economía*, núm. 78, pp. 115-149.
- Álvarez, A.; Hofstetter, M. (2013a). “Cincuenta años de vacantes en Colombia. El caso de Bogotá (1960-2010)”, *El Trimestre Económico*, vol. LXXX, núm. 2, pp. 427-453, abril-junio.
- Álvarez, A.; Hofstetter, M. (2013b). “Job Vacancies in Colombia: 1976-2012, Universidad de los Andes”, Borradores de Economía, núm. 797, Banco de la República.
- Arango, L. E. (2013a). “Puestos de trabajo vacantes según anuncios de la prensa escrita de las siete principales ciudades de Colombia”, Borradores de Economía, núm. 793, Banco de la República.
- Arango, L. E. (2013b). “Mercado de trabajo de Colombia: suma de partes heterogéneas”, en L. E. Arango y F. Hamann (eds.), *Mercado de trabajo en Colombia: hechos, tendencias e instituciones*, capítulo 4, Banco de la República.
- Arango, L. E.; Escobar, D.; Monsalve, E. (2013). “Subempleo por ingresos y funcionamiento del mercado de trabajo en Colombia”, *Desarrollo y Sociedad*, núm. 72, pp. 157-203.
- Arango, L. E.; García, A.; Posada, C. E. (2013). “Inflación y desempleo en Colombia: Nairu y tasa de desempleo compatible con la meta de inflación, 1984-2010”, en L. E. Arango y F. Hamann (eds.), *Mercado de trabajo en Colombia: hechos, tendencias e instituciones*, capítulo 8, Banco de la República.
- Arango, L. E.; Ríos, A. M. (2015). “Duración del desempleo en Colombia: género, intensidad de búsqueda y anuncios de vacantes”, Documento de trabajo del BID, núm. IDB-WP-582.
- Arntz, M.; Wilke, R. A. (2006). “Unemployment Duration in Germany: Individual and Regional Determinantes of Local Job Finding, Migration and Subsidized Employment”, Centre for European Economic Research, Discussion Paper, núm. 06-092.
- Azmat, G.; Güell, M.; Manning, A. (2006). “Gender Gaps in Unemployment Rates in OECD Countries”, *Journal of Labor Economics*, vol. 24, núm. 1, pp. 1-38, University of Chicago Press, enero.
- Bry, G.; Boschan, C. (1971). *Cyclical analysis of time series: Selected procedures and computer programs*, New York: National Bureau of Economic Research.
- Cahuc, P.; Zylberberg, A. (2004). *Labor economics*, Cambridge: MIT Press.

- Cárdenas, C.; Hernández, A.; Torres, J. E. (2014). “An Exploratory Analysis of Heterogeneity on Regional Labour Markets and Unemployment Rates in Colombia: An MFACT approach”, *Borradores de Economía*, núm. 802, Banco de la República.
- Cameron, A. C.; Trivedi, P. K. (2005). *Microeconometrics methods and applications*, Cambridge: University Press.
- Castellar, C.; Uribe, J. I. (2003). “Determinantes de la duración del desempleo en el Área Metropolitana de Cali, 1988-2000”, *Archivos de Economía*, núm. 218, Departamento Nacional de Planeación.
- Elhorst, J. P. (2003). “The mystery of regional unemployment differentials: Theoretical and empirical explanations”, *Journal of Economic Surveys*, vol. 17, núm. 5, pp. 709-748.
- Foley, M. C. (1997). “Determinants of Unemployment Duration in Russia”, *Economic Growth Paper*; núm. 779, Yale University.
- Fuentelsaz, L.; Gómez J.; Polo, Y. (2004). “Aplicación del análisis de supervivencia a la investigación en economía de la empresa”, *Cuadernos de Economía y Dirección de la Empresa*, núm. 19, pp. 81-114.
- Goñi, E. (2013). “Endemic Informality, Assessing Labor Informality”, *Unemployment, and Income Risk in the Andes*, IDB.
- Harding, D.; Adrian, P. (2002). “Dissecting the cycle: a methodological investigation”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 49, núm. 2, pp. 365-381.
- Haurin, D. R.; Sridhar, K. S. (2003). “The Impact of Local Unemployment Rates on Reservation Wages and the Duration of Search for a Job”, *Applied Economics*, núm. 35, pp. 1469-1476.
- Haynes, M. A.; Higginson, A.; Probert, W. J.; Boreham, P. (2011). “Social determinants and regional disparity of Unemployment Duration in Australia: A multilevel approach”, *Institute for Social Science Research*, The University of Queensland.
- Hunt, J. (1995). “The effect of unemployment compensation on unemployment duration in Germany”, *Journal of Labor Economics*, núm. 13, pp. 88-120.
- Katz, L. F.; Meyer, B. D. (1990). “The Impact of the Potential Duration of Unemployment Benefits on the Duration of Unemployment”, *Journal of Public Economics*, vol. 41, núm. 1, pp. 45-72.
- Lalive, R., Van Ours, J.; Zweimüller, J. (2006). “How Changes in Financial Incentives Affect the Duration of Unemployment”, *The Review of Economic Studies*, vol. 73, núm. 4, pp. 1009-1038.

- Lancaster, T. (1979). "Econometric Methods for the Duration of Unemployment", *Econometrica*, vol. 47, núm. 4, pp. 939-956.
- Layard, R.; Nickell, S.; Jackman, R. (1991). *Unemployment: Macroeconomic performance and the labour market*, New York: Oxford University Press.
- Lindeboom, M.; Van Ours, J. C.; Renes, G. (1994). "Matching Employers and Workers: An Empirical Analysis on the Effectiveness of Search", *Oxford Economic Papers*, núm. 46, pp. 45-67.
- Martínez, H. (2003). "Cuánto duran los colombianos en el desempleo y en el empleo: un análisis de supervivencia", *Archivos de Economía*, núm. 236.
- Meyer, B. (1990). "Unemployment Insurance and Unemployment Spells", *Econometrica*, vol. 58, núm. 4, pp. 757-782.
- Núñez, J.; Bernal, R. (1998). "El desempleo en Colombia: tasa natural, desempleo cíclico y estructural y la duración del desempleo (1976-1998)", DNP, *Archivos de Macroeconomía*, documento núm. 97.
- Okatenko, A. (2010). "The impact of the reason of layoff on the subsequent unemployment duration", *Annals of Economics and Statistics*, núm. 99/100.
- Oviedo, Y. M. (2007). "Canales de búsqueda de empleo y duración del desempleo en el mercado laboral colombiano, 2003", *Sociedad y Economía*, núm. 13, pp. 153-173.
- Petrongolo, B. (2001). "Re-employment probabilities and returns to matching", *Journal of Labour Economics*, núm. 19, pp. 716-741.
- Sánchez F.; Duque, V.; Ruiz, M. (2009). "Costos laborales y no laborales y su impacto sobre el desempleo, la duración del desempleo y la informalidad en Colombia, 1980-2007", *Centro de Estudios sobre Desarrollo Económico*.
- Scarpetta, S. (1996). "Assessing the Role of Labour Market Policies and Institutional Settings on Unemployment: A Cross-Country Study", *OECD Economic Studies*, núm. 26, pp. 43-98.
- Shimer, R. (2005). "The Cyclical Behavior of Equilibrium Unemployment and Vacancies", *American Economic Review*, vol. 95, núm. 1, pp. 25-49.
- Solon, G. (1985). "Work Incentive Effects of Taxing Unemployment Benefits", *Econometrica*, núm. 53, pp. 295-306.
- Tenjo, J. (1998). "La duración y la incidencia del desempleo en Colombia: una nueva aproximación", *Indicadores de Mercado Laboral*, núm. 27, pp. 9-26.

- Tenjo, J.; Ribero, R. (1998). "Participación, desempleo y mercados laborales en Colombia", DNP, *Archivos de Macroeconomía*, documento núm. 81.
- Tenjo, J.; Misas, M.; Contreras, A.; Gaviria, A. (2013). "Modelos de duración del desempleo en Colombia", *IB*, vol. 3, núm. 1, pp. 5-28, DANE.
- Thirlwall, A. P. (1966). "Regional Unemployment as a Cyclical Phenomenon", *Scottish Journal of Political Economy*, vol. 13, núm. 2, pp. 205-219.
- Uysal, S. D.; Pohlmeier, W. (2010). "Unemployment Duration and Personality", *Journal of Economic Psychology*.
- Van den Berg, G. J. (1990). "Nonstationarity in job search theory", *Review of Economic Studies*, núm. 57, pp. 255-277.
- Viáfara C.; Uribe, I. (2008). "Duración del desempleo y canales de búsqueda de empleo en Colombia, 2006", *Revista de Economía Institucional*, vol. 11, núm. 21, pp. 2009, Universidad Externado de Colombia.

6. CALIDAD DE LOS VECINDARIOS Y OFERTA LABORAL FEMENINA EN UN CONTEXTO URBANO: UN CASO APLICADO A LA CIUDAD DE MEDELLÍN*

Leonardo Fabio Morales
Lina Cardona-Sosa

La separación espacial excesiva entre los individuos y los lugares de trabajo puede tener un efecto importante en la oferta laboral y el desempleo. Con base en esta premisa, el espacio es una característica a considerar al momento de estudiar el mercado laboral. En economía, sociología y planeación urbana varios estudios han planteado principalmente dos hipótesis para explicar cómo las características del vecindario pueden afectar los resultados laborales. La hipótesis más importante es la de desajuste espacial (*spatial mismatch*), y la segunda, también muy estudiada en las ciencias sociales, es la de interacciones sociales.

La hipótesis del desajuste espacial sostiene que resultados laborales pobres son parcialmente el resultado de la separación espacial excesiva entre la residencia de las personas y los lugares de trabajo (Brueckner y Zenou, 2003). De esta afirmación se desprende que la segregación espacial de los individuos puede estar relacionada con el desempleo y la baja participación laboral en la medida en que algunos individuos aislados queden excluidos de oportunidades laborales y redes de información acerca de ellas; además, al estar aislados, los costos de participar en el mercado laboral se incrementan por la lejanía de sus hogares a los demandantes de trabajo potenciales (Weinberg *et al.*, 2004).

* Se agradece a Luis Eduardo Arango Thomas, Francesca Castellani, Marcela Eslava, Eduardo Lora y Hugo Ñopo por sus comentarios en varias etapas de la investigación, así como a los revisores anónimos consultados por el BID. También se agradece a los asistentes al Seminario de desempleo estructural femenino que se llevó a cabo en noviembre de 2014 en el Banco de la República de Medellín, en especial a Gustavo Canavire y Carlos Medina. Se agradece también la valiosa ayuda de Laura Poveda y Johan Montoya en diversas etapas del documento.

Los autores son, en su orden, investigador junior e investigadora del Banco de la República, sucursal Medellín. Las opiniones expresadas en este documento no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva. Cualquier error es responsabilidad de los autores.

La segregación residencial implica heterogeneidad en la calidad de los vecindarios y por tanto la existencia de grandes conglomerados de vecindarios de baja calidad, caracterizados por la carencia de servicios sociales u otras características deseables. La calidad puede definirse en términos de una serie de características de los vecindarios. El objetivo primordial de esta investigación es identificar el efecto de la calidad de los vecindarios sobre el empleo, la participación y la oferta laboral en Medellín, con un enfoque de género que profundiza el análisis para las mujeres.

El foco en las mujeres se justifica porque muchas de las características que definen la calidad de vecindario las afectan primordialmente a ellas. Esta afirmación se fundamenta en evidencia previa (Compton y Pollak, 2014; Black *et al.*, 2014) y se comprueba de manera empírica al analizar los resultados de las estimaciones. Adicionalmente, la investigación está encaminada a encontrar un efecto diferenciado por género en la calidad del vecindario. Los resultados de nuestras estimaciones identifican este tipo de asimetrías, por lo tanto la evidencia presentada en este trabajo permite argumentar que la segregación residencial es una de las posibles causas de las brechas de género que afectan los indicadores laborales más importantes en Colombia.

Nuestra hipótesis de trasfondo consiste en que la calidad del vecindario afecta los resultados laborales en la medida en que la ausencia o presencia de algunas de sus características incrementa los costos económicos asociados a la participación y oferta laboral. En este sentido, se tienen en cuenta cuatro características de los vecindarios: la densidad de servicios de guarderías y cuidado infantil, la disponibilidad de medios de transporte eficientes, los niveles de criminalidad y la densidad de establecimientos generadores de empleo en el vecindario.

Para determinar el efecto de estas variables en el empleo, la participación y la oferta laboral, se usa información georreferenciada —que permite conocer la ubicación residencial de cada individuo entrevistado— en la encuesta de calidad de vida de Medellín (ECVM), realizada por el Departamento de Planeación Municipal. Adicionalmente se utiliza información también georreferenciada sobre equipamientos, sistemas de transporte masivo, planes de ordenamiento territorial, características por sectores censales, etc. Con este cúmulo de información se pueden generar mediciones de características de todos los vecindarios en la ciudad.

Entre los principales resultados encontrados se observa que, en presencia de mayor densidad de actividad económica en el vecindario, las mujeres que habitan barrios de bajos ingresos tienen mayor probabilidad de ingresar al mercado laboral, y, las que ya trabajan, de tener jornadas más largas. De manera opuesta, se halló que, en presencia de mayor densidad económica, la participación laboral femenina se ve disminuida en los vecindarios de ingresos altos. No obstante, la presencia de centros de cuidado infantil favorece la probabilidad de tener un trabajo para las mujeres en vecindarios de ingresos altos y medios. También se aprecia que el efecto de las características de los vecindarios es diferente según las condiciones maritales y la presencia de hijos en el hogar; en vecindarios de ingresos medios, las madres casadas participan más cuando tienen cerca centros de cuidado infantil, mientras que las madres sin cónyuge participan más si hay mayor densidad de actividad económica cerca a sus viviendas, sin embargo, las madres sin cónyuge tienen menos probabilidad de emplearse cuando tienen cerca centros de cuidado infantil, lo que evidencia la desventaja de este grupo poblacional. Para las mujeres

sin hijos, la distancia a medios de transporte como el metro aumenta su probabilidad de ingreso al mercado laboral, al igual que las que viven en vecindarios de mayor actividad económica. Extendiendo el ejercicio a los hombres, la principal característica que afecta su estatus en el mercado laboral es la densidad de homicidios en el vecindario: cuando esta aumenta, no solo disminuyen las horas trabajadas de los hombres, sino también su probabilidad de emplearse.

El trabajo se compone de las siguientes seis secciones, aparte de esta introducción: la primera hace una revisión de la literatura; la segunda describe el marco teórico y la tercera las fuentes de información usadas; la cuarta sección esboza la metodología; la quinta presenta los resultados, y la última sección las conclusiones e implicaciones.

1. REVISIÓN DE LA LITERATURA

Uno de los primeros trabajos en esbozar la hipótesis del desajuste espacial (DE) fue Kain (1968), quien encontró una relación negativa entre el nivel de segregación del mercado de vivienda y los niveles de empleo para los afroamericanos en Detroit (Estados Unidos). Evidencia adicional de esta hipótesis del DE ha sido documentada ampliamente en la literatura de estudios sobre el tema desde diversas disciplinas de las ciencias sociales (consultar Holzer [1991] e Ihlanfeldt [1998] para revisiones de la literatura sobre el tema).

En la literatura de economía laboral hay desarrollos teóricos estilizados que parten del planteamiento original de la hipótesis del desajuste espacial de Kain (1968). Un ejemplo es el estudio de Brueckner y Zenou (2003), que utiliza un modelo teórico de oferta y demanda laboral en el que los efectos de la segregación en el mercado de la vivienda sobre indicadores laborales de minorías étnicas son endógenamente resultado de la concentración de estas minorías en áreas remotas de las principales fuentes de empleo.

En el campo de la economía laboral aplicada, uno de los trabajos más relacionados con la presente investigación es el de Weinberg *et al.* (2004); en él, estiman una función de oferta laboral con el fin de identificar el efecto de algunas características del vecindario en la cantidad de horas de trabajo ofrecidas por participantes del mercado laboral en Estados Unidos. Los autores encuentran efectos positivos pronunciados sobre la oferta laboral de la proximidad a fuentes de empleos.

Otro trabajo muy relacionado con nuestra presente investigación es el de Dujardin y Goffete (2010), en el cual se cuantifica el efecto en el desempleo de vivir en un vecindario de baja calidad.

El interés primordial de esta investigación es medir el efecto sobre resultados laborales femeninos de cuatro variables: 1) un indicador del nivel de crimen, 2) un indicador de la concentración de establecimientos generadores de empleo, 3) un indicador de la distancia al sistema de transporte masivo, y 4) un indicador de la densidad de centros de cuidado infantil, en el vecindario. A nivel local, no existe literatura que indague los efectos de la calidad del vecindario sobre indicadores laborales en Colombia; hay algunos trabajos para Colombia que miden efectos del contexto en el que viven los individuos en variables no laborales, como la fecundidad o la actividad criminal (Morales, 2013; Medina *et al.*, 2013), pero están más relacionados con la hipótesis de interacciones sociales que con la del desajuste espacial.

2. MARCO TEÓRICO

2.1 Un modelo tradicional de oferta laboral con demanda por localización

El análisis de cómo las características del entorno de la residencia de un individuo afectan sus resultados laborales puede situarse en un modelo estático de oferta laboral, en el que el individuo determina la cantidad de horas de trabajo óptimas a ofrecer, dadas sus preferencias de consumo y ocio. Adicionalmente, el individuo representativo en estos modelos puede tener preferencias con respecto a la calidad del vecindario donde vive.

Para facilitar la modelación de las preferencias sobre el vecindario se supone que este puede describirse perfectamente mediante un vector $z = \{z_1, z_2, \dots, z_n\}$, donde cada z_i , $i = 1, 2, \dots, n$, representa una característica del vecindario como la disponibilidad de estaciones del sistema de transporte masivo, la tasa de homicidio, la oferta de servicios sociales, etc. Por simplicidad se supone que un escalar z recoge la variación de todas las características z_i . Este escalar, que puede normalizarse de tal forma que $z \in [0;1]$, es un índice de calidad del vecindario, donde $z = 0$ representa el nivel de calidad más bajo y $z = 1$ el máximo nivel de calidad. Se considera que todas las características que componen z mejoran cuando z se aproxima a uno, supuesto que no es muy realista dado que un vecindario puede tener una combinación de buenos y malos atributos al mismo tiempo; sin embargo, para los propósitos de esta investigación las implicaciones de la modelación no cambian si se acepta que, en términos generales, “buenos vecindarios” tienen buenos niveles de cada característica z_i .

El individuo obtiene utilidad de su nivel de ocio l , de la calidad de su vecindario z y de un bien de consumo genérico c . La calidad del vecindario se incluye en la función de utilidad porque la persona obtiene satisfacción de una mejor calidad del vecindario en el que vive y porque puede alterar la utilidad marginal del “ocio” (cualquier actividad no laboral, incluso el trabajo en el hogar). Considérese, por ejemplo, el caso de mujeres con hijos en vecindarios de baja calidad y altos niveles de criminalidad: el valor del “ocio” puede ser mayor para ellas que para el promedio de la población. La intuición detrás de lo anterior tiene que ver con que el tiempo dedicado al cuidado de los hijos adquiere más importancia si las mujeres deben dejar a sus hijos en vecindarios donde ellos pueden ser más vulnerables. Además, la calidad del vecindario puede alterar los costos laborales (asociados a estar empleado), por eso desempeña un papel importante en la restricción presupuestal del individuo. De esta manera, la función de utilidad puede representarse como:

$$u(c; l; z) \tag{1}$$

La restricción presupuestal es estándar en este tipo de modelos, incluye un parámetro de costos laborales para los individuos que trabajan, los cuales están en función de la calidad del vecindario; esto representa el hecho de que la disponibilidad de medios de transporte más eficientes o la cercanía del vecindario a un conglomerado económico reducen los costos de desplazamiento al trabajo. La restricción presupuestal puede ser representada como:

$$1_{\{h > 0\}}[wh - a(z)h] + v = c + p_z z \tag{2}$$

donde w representa el salario y $a(z)$ los costos laborales por hora para quienes trabajan, los cuales a su vez están en función de la calidad del vecindario. Se supone que a mayor calidad del vecindario, menores los costos de ir al trabajo por la disponibilidad de mayores facilidades para el transporte, la ausencia de gastos adicionales en seguridad, etc. Por lo tanto, se supone que $\partial a / \partial z < 0$ y $\partial^2 a / \partial z^2 > 0$. Adicionalmente, p_z es el precio promedio de una unidad de calidad del vecindario y v representa los ingresos no laborales. Todos los precios son relativos al precio del bien de consumo genérico c . El individuo puede distribuir su tiempo total T , en trabajo (h) y “ocio” (l), de tal forma que $T = h + l$. El problema del individuo es maximizar la ecuación (1) sujeto a la restricción representada en la ecuación (2) y a la restricción de tiempo descrita. De este proceso de optimización el individuo obtiene la cantidad óptima de “ocio” (l), la demanda de consumo (c) y calidad del vecindario en el que escoge vivir (z).

2.2 La relación entre la calidad del vecindario, el desempleo y la participación laboral

La idea de que las variables asociadas a la calidad del vecindario inciden en las decisiones de los individuos puede extenderse a la participación laboral, que es el margen extensivo de la decisión de ofrecer la fuerza laboral. Todos los argumentos ofrecidos en los párrafos anteriores para justificar el efecto de la calidad del vecindario sobre la oferta laboral aplican a la decisión de participar laboralmente, bien sea con el trabajo o con algún esfuerzo por encontrar empleo.

Dado que las mujeres desempeñan un papel más preponderante en el cuidado de los hijos, es posible que aspectos como la carencia de servicios de cuidado infantil o de transporte influyan sobre todo en la participación laboral o el desempleo femenino. Por razones del mismo tipo, la criminalidad podría resaltar el valor del “ocio”, en especial para las mujeres. Por lo tanto, todo lo demás constante, la calidad del vecindario puede incrementar los costos de ir al trabajo y el costo de oportunidad de trabajar para las mujeres de Medellín.

De estas premisas se desprende la conclusión de que (todo lo demás constante), en un modelo de búsqueda secuencial de empleo, las mujeres en vecindarios malos podrían tener una petición de salario (salario de reserva, si se quiere) mayor que otras mujeres con iguales características en mejores vecindarios, esto es porque los costos económicos de trabajar, incluido el costo de oportunidad, son mayores para vecindarios con niveles de calidad inferiores. Por lo tanto, dada una distribución de salarios para la ciudad, en promedio, la duración en el desempleo de las mujeres estará afectada parcialmente por la calidad del vecindario, puesto que, condicional a las características individuales, la probabilidad de recibir ofertas de empleo es decreciente en la petición de salario. De esta forma, en cada periodo la observación de la tasa de desempleo variará también con la calidad del vecindario.

3. FUENTES DE INFORMACIÓN

En este trabajo se utilizan cuatro fuentes de información: 1) la encuesta de calidad de vida de Medellín para el año 2012, 2) la cartografía de Medellín actualizada por la Secretaría

de Planeación, 3) la base de datos sobre homicidios y lesiones, de la Policía Nacional, y 4) la base de instituciones prestadoras de cuidado infantil del Programa Buen Comienzo (PBC). La ECVM es una encuesta desarrollada por el municipio de Medellín, en consorcio con la Universidad de Antioquia, que se aplica anualmente. La encuesta recoge gran cantidad de información sobre condiciones de vida en la ciudad, de veinte mil hogares que representan estadísticamente dieciséis comunas y cinco corregimientos. Los módulos de empleo son prácticamente los mismos de las encuestas de empleo del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE), razón por la cual se puede construir toda una gama de indicadores laborales para los entrevistados.

Una de las ventajas de este trabajo es la de contar con la georreferenciación de los hogares entrevistados en la ECVM; así, podemos saber, de la gran mayoría de los entrevistados, su localización espacial exacta, elemento de vital importancia porque la localización exacta de la mujer es esencial para asignarle una caracterización de vecindario. En este trabajo un vecindario es entendido como un área relativamente pequeña de la ciudad que agrupa a una población no muy numerosa. Para determinar los vecindarios se usan los sectores censales, los que, según el censo de 2005, suman 243 en la ciudad, cada uno con aproximadamente 9.090 habitantes en promedio; estos sectores censales son áreas relativamente pequeñas (muy similares a las de un barrio regular) y constituyen la base cartográfica del censo, razón por la cual se cuenta con bastante información para caracterizarlos. Otra división que vale la pena mencionar son las comunas, áreas mucho más grandes, que agrupan varios sectores censales. A manera de ilustración, el Mapa 6.1 señala los hogares de la ECVM 2012, donde los polígonos son los vecindarios, las comunas son delimitadas con líneas rojas, los sectores con líneas negras y los hogares se representan con puntos.

Este estudio hace uso de la cartografía oficial de Medellín. Las variables geográficas que se usan son: las estaciones del sistema de transporte masivo, la ubicación de los establecimientos que generan empleo en la ciudad (cualquier equipamiento dedicado a una actividad económica privada o pública), y en general los mapas de los polígonos mencionados. La información de jardines infantiles públicos tiene como fuente los registros administrativos del PBC, que actualmente concentra la gran mayoría de la oferta de cuidado infantil público en la ciudad¹; por último, la información sobre homicidios tiene como fuente la información de la Seccional de Investigación Criminal de la Policía (Sijín), base que compendia los asesinatos acumulados en un año y registra la localización donde sucedieron.

Las variables de efecto han sido construidas con metodologías que incluyen la localización espacial del individuo en relación con la ubicación de la característica que se quiere medir. Para medir el acceso al sistema de transporte masivo se utiliza la distancia a la estación del sistema Metro más cercana a la localización del individuo. Para las demás variables se usan índices basados en ponderaciones construidas, como el inverso de la distancia entre el individuo y la característica. Estas mediciones se conocen en la literatura usualmente como índices gravitacionales. En general, para un tipo de equipamiento

¹ Buen Comienzo es el programa de la Alcaldía de Medellín que atiende integralmente a los infantes —y a sus familias— durante los primeros 5 años de vida. Para más información sobre él, el lector puede consultar Morales y Cardona (2014).

Mapa 6.1.

Encuesta calidad de vida, hogares, sectores y comunas, 2012



Fuente: Planeación Municipal de Medellín; elaboración de los autores.

determinado, un índice de densidad del equipamiento con respecto a la ubicación del individuo puede representarse como:

$$I_i = \sum_{j=1}^J 1_{\{d(i,j) \leq D\}} \cdot \frac{1}{d(i,j)}$$

Donde I_i es el indicador, para el individuo i , de la densidad de equipamientos en un tipo determinado y se interpreta como el total de equipamientos que se hallan en un área con radio D alrededor del individuo i . Nótese que la expresión $1_{\{d(i,j) \leq D\}}$ es un indicador de función que toma el valor de 1 si la distancia entre el individuo i de la característica j es menor que D . Se asume que hay un total de J equipamientos de ese tipo en la ciudad. Dado que para distancias mayores a D los equipamientos no suman para calcular el índice, el parámetro D representa una distancia mínima a partir de la cual un equipamiento en la ciudad recibe algún peso para la construcción del índice del i -ésimo individuo. En la sumatoria de equipamientos, aquellos que están más cerca del individuo reciben una ponderación mayor, como lo indican las ponderaciones $1/d(i,j)$ en la fórmula. El lector puede notar que estos índices gravitacionales tienen en cuenta el contagio espacial de una

característica entre vecindarios, pues el efecto de un equipamiento no se circunscribe a las fronteras de un sector censal, sino que decae hasta volverse cero para distancias mayores a D . En el análisis empírico se estiman modelos con un conjunto amplio de parámetros D , de los cuales se escogen los de mayor contribución al ajuste del modelo².

En el caso de la variable ‘crimen’, el indicador es un índice de densidad de asesinatos ponderado por el inverso de la distancia entre el individuo y el lugar de los hechos, así como por el inverso del tiempo en años desde 2002 hasta 2011.

$$I_{i,t} = \sum_{t=2002}^{T=2011} \left[\sum_{j=1}^J 1_{\{d(i,j) \leq D\}} \cdot \left(\frac{1}{d(i,j)} \right) \left(\frac{1}{T+1-t} \right) \right]$$

Para finalizar esta sección, el Mapa 6.2 ilustra la distribución geográfica de las características de vecindario más relevantes que aquí se estudian. Las convenciones individuales para cada mapa se presentan en el Apéndice A. En el primer mapa de la primera fila se ilustra el área de influencia del sistema de transporte masivo en la ciudad, esto es, el conjunto de estaciones de Metro, Metroplús (buses articulados) y Metrocable (corredor de cable aéreo). La influencia es definida como un área de un kilómetro de radio con centro en cada estación. Este mapa muestra que el sistema de transporte masivo de Medellín abarca gran parte de la ciudad, y el lector puede hacerse una idea de las características de las áreas a las que llega o no el transporte masivo al compararlo con el tercer mapa de la segunda columna, en el cual se representa el valor promedio del arriendo en cada vecindario, con áreas más oscuras asociadas a mayores valores promedio de arriendo. El lector puede notar, por ejemplo, que en el suroriente hay una área de avalúo alto que se encuentra fuera de la influencia del metro de Medellín.

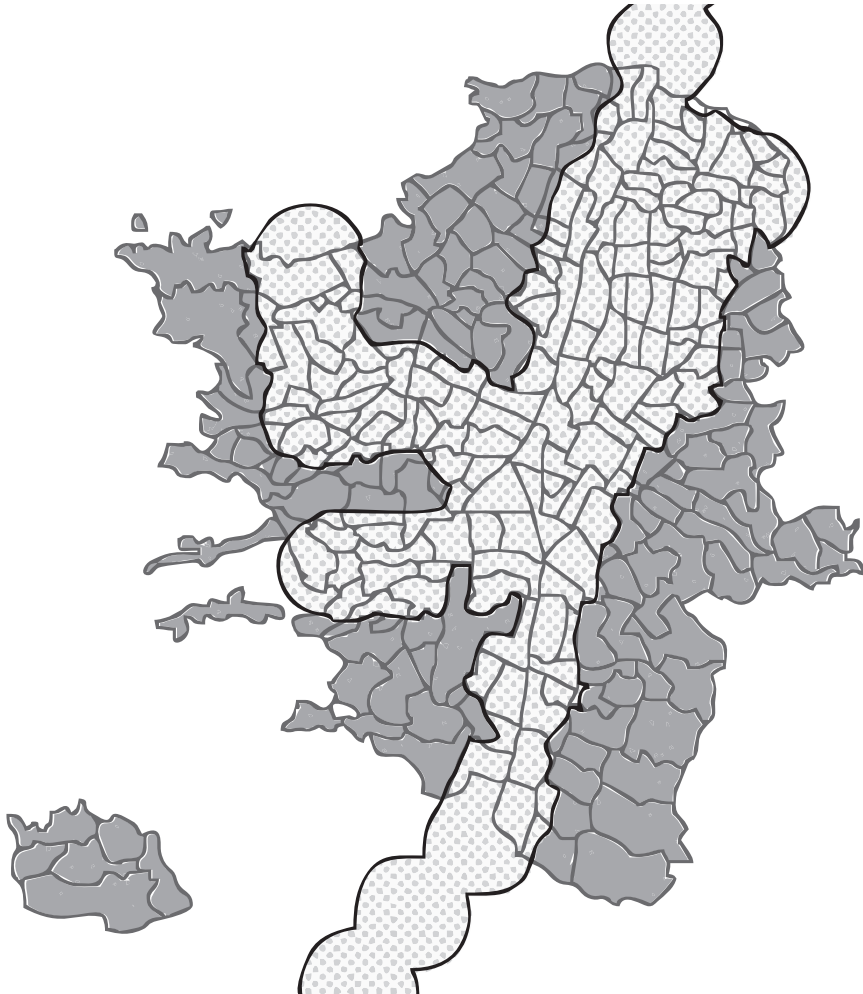
El segundo mapa presenta mediante puntos la localización de equipamientos destinados a alguna actividad económica, es decir, los establecimientos de negocios privados y oficinas públicas. Esta variable es la mejor *proxy* con la que contamos para representar la distribución espacial de la demanda de empleo en la ciudad. En el trasfondo del mapa se representa la distribución geográfica de un índice de densidad en este tipo de equipamientos, el cual se construyó como se indicó al inicio de esta sección, sin embargo como representamos características del vecindario la unidad de observación es el centroide de este. En el mapa puede verse que la mayor densidad de equipamientos para actividades económicas está en el centro y el sur de la ciudad.

En el tercer mapa se representan con puntos los proveedores públicos de cuidado infantil, que comprenden los hogares infantiles y comunitarios del Instituto Colombiano de Bienestar Familiar (ICBF) y los jardines infantiles de Buen Comienzo.

² Los modelos con mejor ajuste resultaron ser los que utilizan un parámetro $D = 2$ km para asesinatos, $D = 2$ km para equipamientos de actividad económica y $D = 600$ m para jardines infantiles públicos. En el caso de asesinatos y equipamientos de actividad económica en distancias menores a 1 km el peso que recibe cada equipamiento para el cálculo del índice se hace igual a uno. En el caso de jardines infantiles públicos, en distancias menores a 300 m el peso que recibe cada equipamiento para el cálculo del índice se hace igual a uno.

Mapa 6.2.
Características del vecindario

A. Transporte masivo



Distancia a estación	Suma ponderada	Suma ponderada	Tasa de homicidio	Tasa de desempleo	Arriendo promedio
110,75 - 650,48	379,52 - 515,45	79,55 - 127,18	0,00 - 1,26	0,00 - 0,04	1,33 - 2,50
650,48 - 1229,58	515,45 - 633,02	127,18 - 166,36	1,26 - 3,30	0,04 - 0,06	2,50 - 3,19
1229,58 - 2010,20	633,02 - 764,97	166,36 - 199,21	3,30 - 7,04	0,06 - 0,08	3,19 - 5,00
2010,20 - 3264,68	764,97 - 956,49	199,21 - 231,14	7,04 - 12,38	0,08 - 0,10	5,00 - 7,50
3264,68 - 6208,89	956,49 - 1184,56	231,14 - 270,98	12,38 - 909,09	0,10 - 0,15	7,50 - 20,00

Fuente: Planeación Municipal de Medellín; elaboración de los autores.

Mapa 6.2 (continuación)
Características del vecindario

B. Establecimientos generadores de empleo

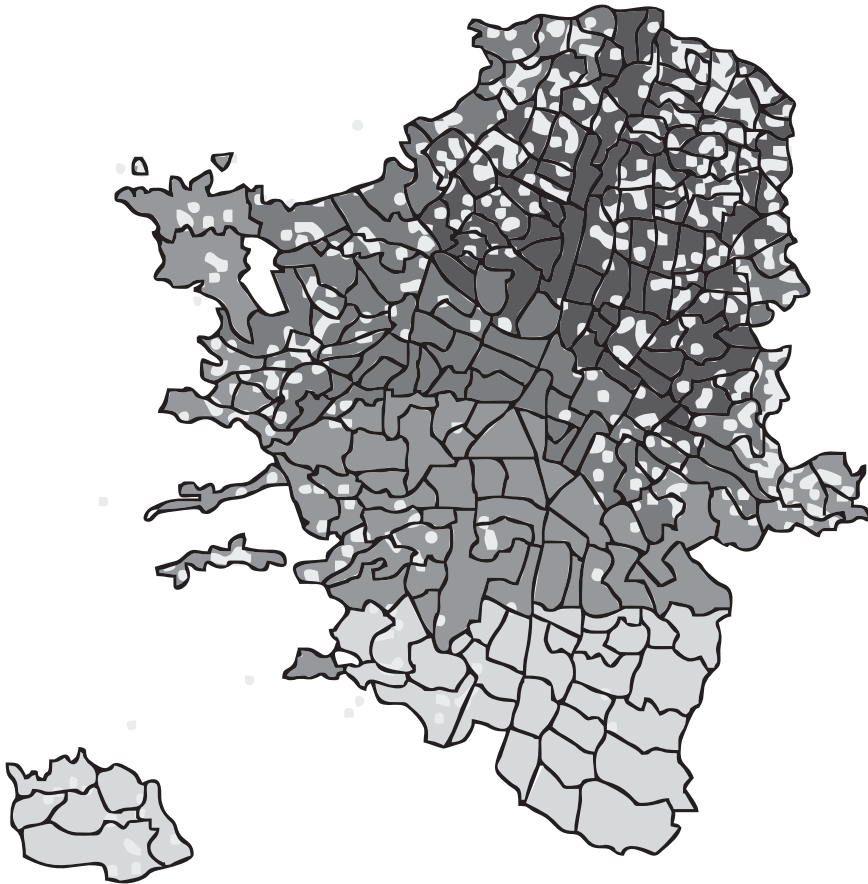


□ Sector	○ Actividad económica	○ Cuidado				
▨ Influencia metro 1k						
Distancia a estación	Suma ponderada	Suma ponderada	Tasa de homicidio	Tasa de desempleo	Arriendo promedio	
110,75 - 650,48	379,52 - 515,45	79,55 - 127,18	0,00 - 1,26	0,00 - 0,04	1,33 - 2,50	
650,48 - 1229,58	515,45 - 633,02	127,18 - 166,36	1,26 - 3,30	0,04 - 0,06	2,50 - 3,19	
1229,58 - 2010,20	633,02 - 764,97	166,36 - 199,21	3,30 - 7,04	0,06 - 0,08	3,19 - 5,00	
2010,20 - 3264,68	764,97 - 956,49	199,21 - 231,14	7,04 - 12,38	0,08 - 0,10	5,00 - 7,50	
3264,68 - 6208,89	956,49 - 1184,56	231,14 - 270,98	12,38 - 909,09	0,10 - 0,15	7,50 - 20,00	

Fuente: Planeación Municipal de Medellín; elaboración de los autores.

Mapa 6.2 (continuación)
Características del vecindario

C. Cuidado infantil público

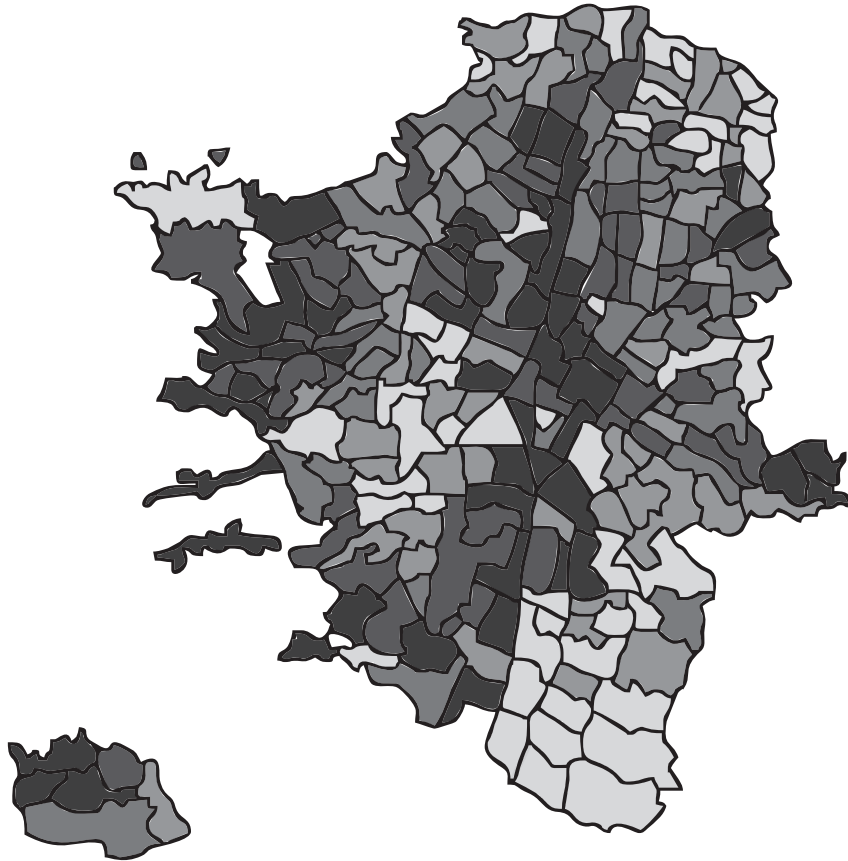


□ Sector	○ Actividad económica	○ Cuidado				
▣ Influencia metro 1k						
Distancia a estación	Suma ponderada	Suma ponderada	Tasa de homicidio	Tasa de desempleo	Arriendo promedio	
110,75 - 650,48	379,52 - 515,45	79,55 - 127,18	0,00 - 1,26	0,00 - 0,04	1,33 - 2,50	
650,48 - 1229,58	515,45 - 633,02	127,18 - 166,36	1,26 - 3,30	0,04 - 0,06	2,50 - 3,19	
1229,58 - 2010,20	633,02 - 764,97	166,36 - 199,21	3,30 - 7,04	0,06 - 0,08	3,19 - 5,00	
2010,20 - 3264,68	764,97 - 956,49	199,21 - 231,14	7,04 - 12,38	0,08 - 0,10	5,00 - 7,50	
3264,68 - 6208,89	956,49 - 1184,56	231,14 - 270,98	12,38 - 909,09	0,10 - 0,15	7,50 - 20,00	

Fuente: Planeación Municipal de Medellín; elaboración de los autores.

Mapa 6.2 (continuación)
Características del vecindario

D. Tasa de homicidio

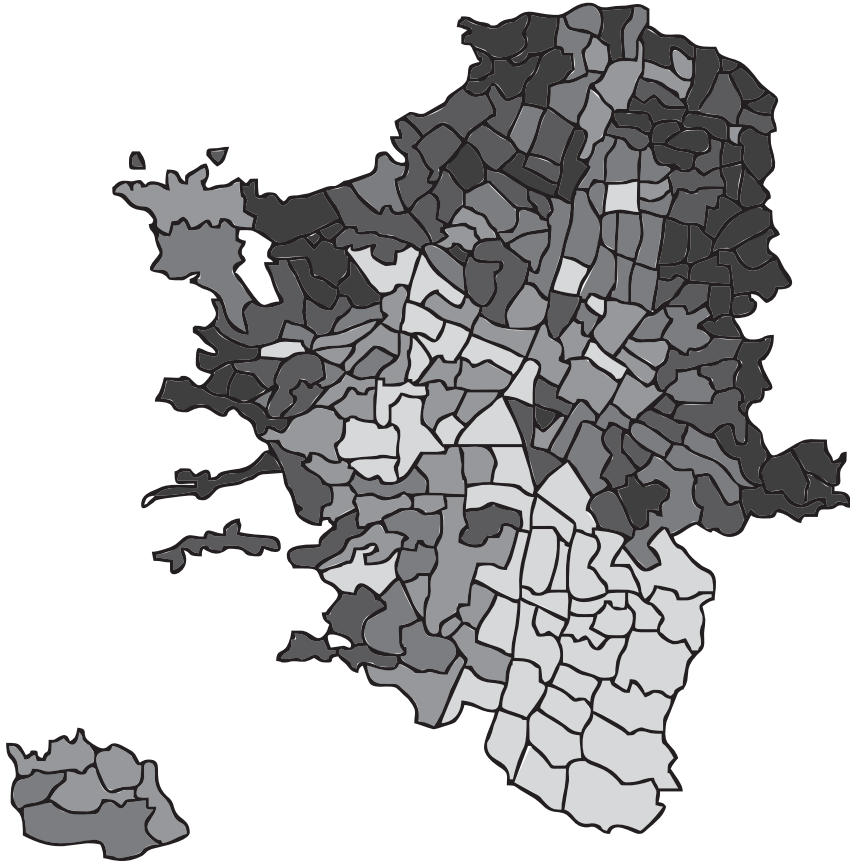


Sector		Actividad económica		Cuidado	
Influencia metro 1k					
Distancia a estación	Suma ponderada	Suma ponderada	Tasa de homicidio	Tasa de desempleo	Arriendo promedio
110,75 - 650,48	379,52 - 515,45	79,55 - 127,18	0,00 - 1,26	0,00 - 0,04	1,33 - 2,50
650,48 - 1229,58	515,45 - 633,02	127,18 - 166,36	1,26 - 3,30	0,04 - 0,06	2,50 - 3,19
1229,58 - 2010,20	633,02 - 764,97	166,36 - 199,21	3,30 - 7,04	0,06 - 0,08	3,19 - 5,00
2010,20 - 3264,68	764,97 - 956,49	199,21 - 231,14	7,04 - 12,38	0,08 - 0,10	5,00 - 7,50
3264,68 - 6208,89	956,49 - 1184,56	231,14 - 270,98	12,38 - 909,09	0,10 - 0,15	7,50 - 20,00

Fuente: Planeación Municipal de Medellín; elaboración de los autores.

Mapa 6.2 (continuación)
Características del vecindario

E. Tasa de desempleo

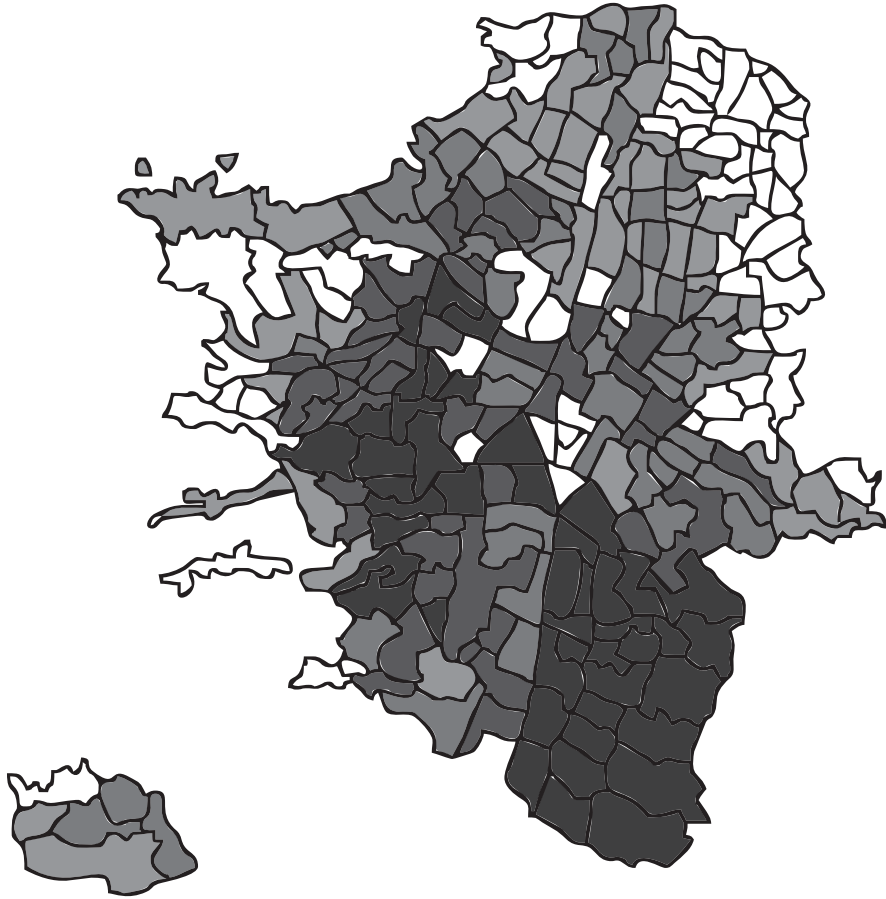


□ Sector	○ Actividad económica	○ Cuidado				
▣ Influencia metro 1k						
Distancia a estación	Suma ponderada	Suma ponderada	Tasa de homicidio	Tasa de desempleo	Arriendo promedio	
110,75 - 650,48	379,52 - 515,45	79,55 - 127,18	0,00 - 1,26	0,00 - 0,04	1,33 - 2,50	
650,48 - 1229,58	515,45 - 633,02	127,18 - 166,36	1,26 - 3,30	0,04 - 0,06	2,50 - 3,19	
1229,58 - 2010,20	633,02 - 764,97	166,36 - 199,21	3,30 - 7,04	0,06 - 0,08	3,19 - 5,00	
2010,20 - 3264,68	764,97 - 956,49	199,21 - 231,14	7,04 - 12,38	0,08 - 0,10	5,00 - 7,50	
3264,68 - 6208,89	956,49 - 1184,56	231,14 - 270,98	12,38 - 909,09	0,10 - 0,15	7,50 - 20,00	

Fuente: Planeación Municipal de Medellín; elaboración de los autores.

Mapa 6.2 (continuación)
Características del vecindario

F. Arriendo promedio



Distancia a estación	Suma ponderada	Suma ponderada	Tasa de homicidio	Tasa de desempleo	Arriendo promedio
110,75 - 650,48	379,52 - 515,45	79,55 - 127,18	0,00 - 1,26	0,00 - 0,04	1,33 - 2,50
650,48 - 1229,58	515,45 - 633,02	127,18 - 166,36	1,26 - 3,30	0,04 - 0,06	2,50 - 3,19
1229,58 - 2010,20	633,02 - 764,97	166,36 - 199,21	3,30 - 7,04	0,06 - 0,08	3,19 - 5,00
2010,20 - 3264,68	764,97 - 956,49	199,21 - 231,14	7,04 - 12,38	0,08 - 0,10	5,00 - 7,50
3264,68 - 6208,89	956,49 - 1184,56	231,14 - 270,98	12,38 - 909,09	0,10 - 0,15	7,50 - 20,00

Fuente: Planeación Municipal de Medellín; elaboración de los autores.

Al igual que en el mapa anterior, el trasfondo representa la distribución de un índice de densidad de suma ponderada para este equipamiento. El lector puede comprobar que la densidad de jardines infantiles públicos es mayor en el norte y en los extremos oriental y occidental de Medellín, que son zonas con viviendas de relativo bajo precio. La tasa de homicidio por sector censal se ilustra en el cuarto panel para el 2011, que es el año inmediatamente anterior al momento en el que las mujeres de nuestra muestra fueron observadas. El quinto mapa representa la tasa de desempleo calculada con información del censo de 2005. Por último, como ya se mencionó, el sexto mapa representa el promedio por sector censal del arriendo pagado o declarado³.

4. METODOLOGÍA EMPÍRICA

4.1 Efectos de la calidad del vecindario en la oferta de horas de trabajo

Del proceso de optimización descrito en la sección 2.1 se deriva una función de demanda de “ocio” del individuo representativo, la cual, junto con la restricción de tiempo, ofrece una expresión para la oferta laboral óptima, y uno de los objetivos de esta investigación es la estimación de dicha expresión. Así, la oferta laboral de la mujer i que reside en el vecindario s , (h_{is}) dependerá, entre otros factores, de la calidad del vecindario s , (Z_s) . Se trata entonces de estimar la siguiente función de oferta laboral:

$$\ln(h_{is}) = \alpha + x_i'\beta + z_i^s\gamma + \varepsilon_{is} \quad (3)$$

En la ecuación (3), (h_{is}) representa las horas trabajadas por el individuo i en el vecindario s . El vector x_i' está compuesto por características individuales, mientras que el vector z_i^s recoge características del vecindario en el que se encuentra la mujer i . El interés principal de este trabajo es la estimación del vector de coeficientes γ , que dan cuenta del efecto de las características del vecindario en la oferta laboral, lo que permite evaluar y medir el alcance de la hipótesis de desajuste espacial en la ciudad.

4.2 Efectos de la calidad del vecindario en el empleo y la participación

Como se explicó en la sección 2. 2, se puede plantear la hipótesis de que existe una relación causal entre la calidad de vecindario y el empleo y entre la calidad de vecindario y la participación laboral. Esta hipótesis se puede evaluar mediante la estimación de ecuaciones similares a la ecuación (3), pero sustituyendo la oferta laboral por variable dicótomas que indiquen participación y empleo. Aunque los modelos de probabilidad lineal pueden ser en ciertos aspectos superados por modelos no lineales de probabilidad, para las aspiraciones

³ Como esta variable no puede obtenerse del censo, se agrupó la información de tres encuestas de calidad de vida (ECV 2009, 2011, 2012) para incrementar el número de observaciones por cada sector censal, dado que la ECV no es representativa a nivel de sector censal.

de este trabajo se adecúan muy bien porque la corrección del sesgo de selección requiere una ecuación principal lineal. Las respectivas ecuaciones estimadas para este trabajo para empleo y participación son las siguientes:

$$1_{\{i \in PEA\}} = \alpha + x_i' \beta + z_i^S \gamma + \varepsilon_{is} \quad (4)$$

$$1_{\{h_{is} > 0 \mid \{i \in PEA\}\}} = \alpha + x_i' \beta + z_i^S \gamma + \varepsilon_{is} \quad (5)$$

La expresión $1_{\{i \in PEA\}}$ en el lado derecho de la ecuación (4), es un indicador de función que toma el valor de 1 cuando el individuo pertenece a la PEA (participa en el mercado laboral) y cero en otro caso. La expresión $1_{\{h_{is} > 0 \mid \{i \in PEA\}\}}$ en el lado derecho de la ecuación (4), es un indicador de función que toma el valor de 1 cuando el individuo es observado participando en el mercado laboral y trabajando horas positivas (está ocupado) y cero en otro caso. El vector x_i' está compuesto por características individuales, mientras que el vector z_i^S recoge características del vecindario en el que se encuentra la mujer i .

4.3 Corrección de posible sesgo debido a la auto-selección en vecindarios

Las características de los vecindarios, que son las variables de interés en este estudio, pueden ser endógenas para los individuos porque están determinadas por sus decisiones de localización residencial. Técnicamente, los coeficientes de estas variables pueden ser sesgados por el hecho que los individuos pueden autoseleccionarse en vecindarios de acuerdo a factores no observados y que están correlacionados con el error ε_i de las ecuaciones (3), (4) y (5). Para controlar por este posible factor de sesgo, en esta investigación estimaremos una ecuación de selección usando una versión generalizada del modelo de selección. Los modelos generalizados de selección tienen su origen en el estudio de Heckman (1974), adaptados para situaciones en las cuales el proceso de selección es de carácter multinomial. En Bourguignon *et al.* (2007) el lector puede encontrar un recuento de las metodologías disponibles en la literatura para estimar modelos de selección generalizados.

La idea básica de un modelo de corrección de selección multivariado es especificar una ecuación lineal principal, conjuntamente con una ecuación de selección multinomial. Esta última se especifica a través de un modelo probabilístico multinomial de elección discreta. En términos generales los modelos estimados en este trabajo son estimaciones en dos etapas, en la primera se estima un modelo discreto de elección donde las mujeres pueden escoger entre vecindarios en la ciudad. En la segunda se estiman ecuaciones lineales de oferta, participación y empleo incorporando factores de corrección generados de las probabilidades estimadas en la primera etapa. A continuación se ofrece una descripción más detallada de esta metodología.

4.3.1 Descripción de la metodología para controlar por selección

Una hipótesis razonable es que algún componente del error en la ecuaciones (3), (4) y (5) esté correlacionado con las decisiones de localización residencial de las mujeres en la ciudad. Por ejemplo, puede ser el caso que mujeres más productivas o más motivadas se localicen en puntos específicos que sean más convenientes dada su situación laboral,

bien sea que estén trabajando o que estén buscando trabajo. De igual manera, puede ser también que mujeres más hábiles y motivadas soporten mejor las circunstancias adversas de los ambientes en los que viven. Teniendo en cuenta las situaciones descritas anteriormente, es importante controlar por la posibilidad de sesgo de selección en el vecindario en el cual vive la mujer. Esta es una práctica que ha venido tomando fuerza en la literatura en varios contextos, por ejemplo para estudiar las decisiones de localización de las empresas (Lall y Mengistae, 2005).

Nuestra estrategia para controlar por el sesgo de selección de vecindario consiste en estimar el modelo de localización conjuntamente con las ecuaciones que explican los resultados laborales. La elección de localización residencial es en sí misma un modelo de demanda discreto de localización residencial en donde los individuos eligen el vecindario que maximiza su nivel de utilidad. El nivel de utilidad es la variable latente de un modelo multinomial discreto, en nuestro caso un modelo *logit* condicional.

Este trabajo supone que la mujer representativa i elige una alternativa de localización en la ciudad de un conjunto $S = \{S_1, S_2, \dots, S_K\}$, donde cada uno de los elementos de este conjunto representa un vecindario en la ciudad. Particularmente, cada uno de los vecindarios es definido como un sector censal de la ciudad. Asumiendo que cada individuo i deriva un nivel de utilidad y_{is}^* de la elección de vecindario s , este nivel de utilidad es modelado como una función lineal en parámetros:

$$Y_{is}^* = z_s' \theta + \sum_l [x_{i,l} \times z_s'] \theta^l + u_{is}, \quad s=1, \dots, K \quad (6)$$

La variable $x_{i,l}$ representa la l -ésima característica individual que es interactuada con cada elemento de vector z_s' , todo el término $\sum_l [x_{i,l} \times z_s']$ representa las interacciones de las características de la alternativa s con las variables individuales x_l del individuo i , y el vector θ' contiene los coeficientes de dichas interacciones. Este detalle es relevante porque es una forma de incrementar la heterogeneidad de la utilidad asociada a cada alternativa, de forma tal que la utilidad marginal de una característica particular depende de las características individuales i . Nótese por ejemplo que la disponibilidad de transporte público o de algún otro servicio público puede reportar diferentes niveles de utilidad a hogares en distintos quintiles de ingreso, hogares con o sin hijos, o alguna otra característica del hogar.

Del supuesto que el término de error u_{is} sigue una distribución Gumbel se deriva que nuestro modelo de demanda por localización se especifica como un *logit* condicional (McFadden, 1978), un modelo multinomial discreto bastante conveniente pues, dado que las características varían por alternativa, se estima solamente un parámetro por alternativa (más las respectivas interacciones según el caso). Simplificando en extremo la notación, vamos a representar por ω_{is} cualquiera de los resultados laborales que se modelan (logaritmo de horas, variable *dummy* de participación, variable *dummy* de empleo). Es importante notar que ω_{is} solo es observado cuando el individuo elige la categoría s . El comportamiento laboral de la mujer en el caso de haber elegido otro vecindario es contrafactual, no observable. El vecindario s es el elegido solamente en el caso en que:

$$y_s > \max_{s \neq s'} \{y_{s'}\}$$

Como se dijo, la probabilidad asociada a cada alternativa tiene una forma logística que, de modo conveniente, es cerrada y fácilmente computable. En otras palabras, la especificación (4) deriva en un modelo *logit* condicional de la forma:

$$P(s) = \frac{\exp(z_s' \theta + \sum_l [x_{i,l} \times z_s'] \theta^l)}{\sum_{j \neq s} \exp(z_s' \theta + \sum_l [x_{i,l} \times z_s'] \theta^l)} \tag{7}$$

Se han propuesto varias metodologías para estimar las ecuaciones (3), (4) y (5) de forma insesgada (Bourguignon *et al.*, 2007); en este estudio adoptamos la desarrollada por Dubin y McFadden (1984), que consiste en incluir la expectativa condicionada del error en las ecuaciones (3) y (4), dadas diversas alternativas de localización residencial. Los citados autores encuentran que, bajo ciertos supuestos estándar, la expectativa condicionada del error ε_i está dada por la siguiente expresión:

$$E[\varepsilon_{is} | u_{i1}, u_{i2}, \dots, u_{iK}] = \sum_{s \neq j} \gamma_j \left[\frac{P_{ij} \ln(P_{ij})}{1 - P_{ij}} + \ln(P_{is'}) \right] \tag{8}$$

Donde P_{ij} es la probabilidad de observar al individuo i en el vecindario j .

En Bourguignon *et al.* (2007) se evalúan los diferentes modelos de corrección de sesgo de selección cuando la ecuación de selección es especificada como un *logit* multinomial; para este fin, evalúan la precisión e insesgabilidad de los mismos mediante experimentos Montecarlo y concluyen que en la mayoría de los casos la metodología de Dubin y MacFadden (1984) supera otras, como la propuesta por Lee (1983).

La selección multinomial no está restringida al uso del *logit* multinomial; otros modelos comparten los supuestos de distribución de los errores en la ecuación de selección. Para la elección de localización, el modelo *logit* condicional es muy conveniente, pues permite modelar la utilidad de cada alternativa de una forma bastante realista. Como puede deducirse de la ecuación la utilidad asociada a cada alternativa depende de sus características y, además, la utilidad marginal de cada atributo puede ser diferente para distintos tipos de individuos. Existen relativamente pocos trabajos que controlen por el posible sesgo de selección que involucra la decisión de localización espacial; en el contexto de modelos de selección, los autores de este trabajo solo tenemos conocimiento del trabajo citado de Lall y Mengistae (2005).

La especificación de las ecuaciones a estimar para cada uno de los resultados laborales está dada por la siguiente expresión:

$$\omega_{is} = \alpha + X_i \beta + Z_s \gamma + \sum_{s \neq j} \gamma_j \left[\frac{\hat{P}_{ij} \ln(\hat{P}_{ij})}{1 - \hat{P}_{ij}} + \ln(\hat{P}_{is'}) \right] + \eta_{is} \tag{9}$$

Donde las probabilidades \hat{P}_{ij} de cada individuo i son las probabilidades predichas para cada alternativa por el modelo *logit* condicional, una vez se han estimado los parámetros de la ecuación (6).

Aunque es posible estimar un modelo *logit* condicional para todas las alternativas posibles de vecindario en Medellín (243 sectores censales en total), un modelo con tantas

alternativas puede tornarse computacionalmente difícil de manejar. En este trabajo hacemos uso de un resultado muy conocido en la literatura sobre modelos de elección discreta, inicialmente planteado en McFadden (1978), quien demuestra que bajo ciertas condiciones la función de verosimilitud de un modelo estimado para todas las alternativas será equivalente a la de un modelo en el que el conjunto de alternativas es construido a través de un proceso de muestreo aleatorio.

Se cuenta con muchas alternativas de muestreo aleatorio del conjunto de elección; una de las más utilizadas es dividir el conjunto de alternativas en un conjunto reducido de particiones y seleccionar aleatoriamente una alternativa en cada partición; el subconjunto aleatorio de elección estará formado por una categoría aleatoria en cada partición junto con la alternativa que el individuo seleccionó en la muestra. En la literatura se observan variadas formas de hacer estas particiones del conjunto de elección; en este trabajo elegimos como particiones para el proceso de muestreo las comunas que agrupan varios sectores censales en su interior, de esta forma el número de alternativas para la estimación del *logit* condicional es veinte (el subconjunto de elección es conformado por el vecindario que el individuo escogió) y otros diecinueve, uno por cada comuna o corregimiento de Medellín (escogido aleatoriamente entre todos los sectores censales de la comuna).

5. RESULTADOS

En esta sección se presentan los resultados de las estimaciones de las ecuaciones (3), (4) y (5), que representan la oferta laboral, la participación laboral y la probabilidad de empleo respectivamente. Cada una de estas ecuaciones se estima para cuatro muestras de mujeres y para la muestra de hombres. Esta división permite identificar efectos diferenciados de las variables de interés sobre estas muestras porque se presume, con base en literatura previa, que en el caso de las mujeres el hecho de tener o no hijos y el estado marital modifican de manera sustancial el efecto de la calidad del vecindario sobre resultados laborales. En general, hay cierto consenso en la literatura acerca de que las preferencias por el ocio cambian con la edad (MaCurdy, 1980); este es un cambio que se da en paralelo con la maternidad/paternidad y el matrimonio.

Más relacionado con los intereses de esta investigación, en un trabajo reciente Black *et al.* (2014), encuentran evidencia robusta de que las mujeres con hijos son las más sensibles a los tiempos de transporte al trabajo cuando toman sus decisiones de participación laboral, y mayor evidencia sobre el efecto diferenciado de características de los vecindarios (cercanía a centros de trabajo y acceso a cuidado infantil) sobre decisiones laborales se presenta en Compton y Pollak (2014), al igual que en Rosenthal y Strange (2012).

En la versión electrónica de este trabajo⁴ se presentan los resultados de la estimación del modelo de elección residencial; como el lector puede recordar, estas estimaciones constituyen la primera etapa de los modelos estimados. De igual manera, en dicha versión se encuentra una tabla con las estadísticas descriptivas de la muestra. Los cuadros de esta

⁴ La cual puede encontrarse en <http://www.banrep.gov.co/es/borrador-868>

sección presentan las estimaciones de cada especificación con la corrección de selección en los vecindarios⁵; las estimaciones sin esta corrección no se presentan en el trabajo a fin de reducir la extensión del capítulo. Algo importante de mencionar es que, dado el carácter multietápico de las estimaciones, los errores estándar de la segunda etapa no son válidos; para superar este inconveniente, calculamos todas las matrices de varianzas-covarianzas de los coeficientes a través de un proceso de *bootstrap* (remuestreo estadístico) con cien repeticiones.

5.1 Estimación del efecto sobre la participación laboral

Para homogeneizar la muestra con la que se estima la ecuación de participación se tienen en cuenta mujeres y hombres con 25 años o más; de esta forma, la participación no estará tan influenciada por decisiones de educación. En las estimaciones que se presentan a continuación las variables de política interactúan con una medida del estatus socioeconómico del vecindario, en este caso, variables *dummy* de cuartiles del ingreso mediano a nivel de sector censal; estas interacciones incrementan considerablemente el poder explicativo de los modelos y contribuyen a su interpretación, en la medida en que las características evaluadas pueden ser heterogéneas según el tipo de vecindario que se considere. Por lo tanto, a través de interacciones las estimaciones permiten que las características de los vecindarios tengan un efecto diferenciado de acuerdo con el tipo de vecindario en el que viva la mujer, categorización basada, como se mencionó, en el ingreso del hogar a nivel de vecindario. El Cuadro 6.1 muestra los efectos asociados al incremento de una desviación estándar (DE, de ahora en adelante) en la variable de política, así como los efectos para cada nivel de ingresos medios del vecindario y el estadístico *p* de un test de significancia conjunta de los coeficientes involucrados en el efecto (coeficiente a nivel más interacciones)⁶. Dado el interés de nuestro trabajo, en esta sección solo se analizan los efectos de las variables de interés⁷.

Total de mujeres. Se encuentran efectos significativos de la densidad de actividad económica y la de homicidios alrededor de la localización del individuo en la muestra total de mujeres (véase el panel 1 del cuadro). En cuanto a la densidad de actividad económica, los efectos son positivos para las mujeres en los primeros cuartiles de ingreso del vecindario, al incrementar su probabilidad de participación laboral en un rango que va desde 0,3 puntos porcentuales (pp) hasta 2,3 pp, el más grande de las mujeres en vecindarios de ingresos bajos. Para mujeres en vecindarios ricos (último cuartil de ingresos) este efecto es negativo, pero, aunque de magnitud muy escasa, es significativo, reduce la probabilidad de participación en 0,1 pp. Una posible explicación de este patrón es la sustitución de la participación femenina por la de otros miembros del hogar, sobre todo

⁵ En un trabajo similar a este, pero más enfocado en la metodología econométrica y el estudio de otros resultados del mercado laboral, Morales y Cardona (2014) muestran cómo los efectos de características del vecindario pueden estar sobreestimados cuando no se controla por la endogeneidad de la decisión residencial.

⁶ Los resultados de la estimación general de la ecuación de participación son presentados en el Anexo B1 de la versión electrónica de este trabajo, disponible en <http://www.banrep.gov.co/es/borrador-868>

⁷ Una interpretación general de la regresión se ofrece en el Apéndice B1 (Tabla B1) de la versión electrónica.

del cónyuge; esta hipótesis cobra fuerza al observar que dicho patrón se origina en la submuestra de madres casadas y no se repite en ninguna otra submuestra de mujeres.

Cuadro 6.1
Estimación de la función de participación (análisis de interacciones)

Variable	Muestra total mujeres								
	Tasa de homicidio		Actividad económica			Distancia metro		Cuidado infantil	
	$\Delta y/\Delta x$	$(\Delta y/\Delta x) \times$ sd(x)	$\Delta y/\Delta x$	$(\Delta y/\Delta x) \times$ sd(x)	$\Delta y/\Delta x$	$(\Delta y/\Delta x) \times$ sd(x)	$\Delta y/\Delta x$	$(\Delta y/\Delta x) \times$ sd(x)	
Primer cuartil de ingreso	-0,00015	-0,021 **	0,00016	0,023 ***	-0,00000	-0,004	0,00098	0,006	
<i>P</i> -valor	0,01636		0,00761		0,60811		0,43921		
Segundo cuartil de ingreso	-0,00002	-0,003 **	0,00002	0,003 **	0,00001	0,005	0,00162	0,009	
<i>P</i> -valor	0,04893		0,02803		0,67794		0,40136		
Tercer cuartil de ingreso	0,00006	0,008 **	0,00005	0,007 **	0,00001	0,007	0,00200	0,012	
<i>P</i> -valor	0,01466		0,01602		0,56715		0,34107		
Cuarto cuartil de ingreso	-0,00012	-0,018 ***	-0,00001	-0,001 **	0,00000	0,001	0,00135	0,008	
<i>P</i> -valor	0,00130		0,02812		0,86939		0,59136		
	Madres casadas								
	$\Delta y/\Delta x$	$-\Delta y/\Delta x \times$ sd-x	$\Delta y/\Delta x$	$-\Delta y/\Delta x \times$ sd-x	$\Delta y/\Delta x$	$-\Delta y/\Delta x \times$ sd-x	$\Delta y/\Delta x$	$-\Delta y/\Delta x \times$ sd-x	
Primer cuartil de ingreso	-0,00008	-0,011	0,00034	0,050 ***	-0,00001	-0,006	0,00054	0,000	
<i>P</i> -valor	0,35729		0,00162		0,59545		0,80511		
Segundo cuartil de ingreso	0,00000	0,000	0,00003	0,005 ***	0,00001	0,014	0,00167	0,010	
<i>P</i> -valor	0,65368		0,00617		0,29636		0,71708		
Tercer cuartil de ingreso	0,00003	0,004	0,00002	0,003 ***	0,00000	0,004	0,00481	0,028	
<i>P</i> -valor	0,61055		0,00680		0,76896		0,08435		
Cuarto cuartil de ingreso	-0,00007	-0,011	-0,00005	-0,007 ***	0,00000	0,001	-0,00106	-0,006	
<i>P</i> -valor	0,55078		0,00583		0,85621		0,92378		

Cuadro 6.1 (continuación)
Estimación de la función de participación (análisis de interacciones)

	Madres solteras							
	$\Delta y/\Delta x$	$-\Delta y/\Delta x \times$ sd-x	$\Delta y/\Delta x$	$-\Delta y/\Delta x \times$ sd-x	$\Delta y/\Delta x$	$-\Delta y/\Delta x \times$ sd-x	$\Delta y/\Delta x$	$-\Delta y/\Delta x \times$ sd-x
Primer cuartil de ingreso	-0,00007	-0,010	0,00005	0,007	0,00002	0,015	0,00055	0,003
P-valor	0,34800		0,66061		0,15798		0,80877	
Segundo cuartil de ingreso	0,00008	0,012	0,00004	0,005	0,00001	0,007	-0,00036	-0,002
P-valor	0,45528		0,84596		0,32184		0,95088	
Tercer cuartil de ingreso	0,00013	0,019	0,00011	0,016	0,00001	0,012	-0,00174	-0,010
P-valor	0,18567		0,41330		0,27411		0,76649	
Cuarto cuartil de ingreso	-0,00011	-0,016	-0,00010	-0,015	0,00002	0,015	0,00001	0,000
P-valor	0,31344		0,53905		0,21580		0,97095	
	Mujeres sin hijos							
	$\Delta y/\Delta x$	$-\Delta y/\Delta x \times$ sd-x	$\Delta y/\Delta x$	$-\Delta y/\Delta x \times$ sd-x	$\Delta y/\Delta x$	$-\Delta y/\Delta x \times$ sd-x	$\Delta y/\Delta x$	$-\Delta y/\Delta x \times$ sd-x
Primer cuartil de ingreso	-0,00032	-0,045	0,00011	0,017	-0,00004	-0,040 **	-0,00041	-0,002
P-valor	0,06003		0,52043		0,03721		0,92996	
Segundo cuartil de ingreso	-0,00041	-0,058 ***	-0,00007	-0,010	-0,00003	-0,029 **	0,00706	0,041
P-valor	0,00176		0,69906		0,04315		0,23982	
Tercer cuartil de ingreso	-0,00003	-0,004	-0,00002	-0,003	0,00000	0,004	0,00201	0,012
P-valor	0,15612		0,78819		0,10039		0,88325	
Cuarto cuartil de ingreso	-0,00017	-0,025 **	-0,00002	-0,003	-0,00002	-0,023 **	0,00265	0,015
P-valor	0,02138		0,78712		0,03486		0,78578	
	Muestra total hombres							
	$\Delta y/\Delta x$	$-\Delta y/\Delta x \times$ sd-x	$\Delta y/\Delta x$	$-\Delta y/\Delta x \times$ sd-x	$\Delta y/\Delta x$	$-\Delta y/\Delta x \times$ sd-x	$\Delta y/\Delta x$	$-\Delta y/\Delta x \times$ sd-x
Primer cuartil de ingreso	-0,00002	-0,002	-0,00010	-0,015	0,00001	0,013	-0,00156	-0,002
P-valor	0,80867		0,10920		0,12826		0,87379	

Cuadro 6.1 (continuación)
Estimación de la función de participación (análisis de interacciones)

	Muestra total hombres							
	$\Delta y/\Delta x$	$-\Delta y/\Delta x \times$ sd-x	$\Delta y/\Delta x$	$-\Delta y/\Delta x \times$ sd-x	$\Delta y/\Delta x$	$-\Delta y/\Delta x \times$ sd-x	$\Delta y/\Delta x$	$-\Delta y/\Delta x \times$ sd-x
Segundo cuartil de ingreso	-0,00003	-0,005	-0,00004	-0,006	0,00000	-0,004	0,00633	0,006
<i>P</i> -valor	0,85042		0,24322		0,20558		0,55081	
Tercer cuartil de ingreso	-0,00000	-0,000	-0,00008	-0,012	-0,00001	-0,005	0,01699	0,017
<i>P</i> -valor	0,97026		0,05422		0,17384		0,69180	
Cuarto cuartil de ingreso	0,00000	0,000	0,00000	0,001	0,00000	0,001	0,01828	0,018
<i>P</i> -valor	0,97111		0,27700		0,28383		0,17823	

Notas: para cada variable la primera columna presenta el efecto marginal, la segunda el efecto marginal estandarizado por una desviación estándar de la variable. Los ingresos corresponden al ingreso mediano del vecindario ubicado en el respectivo cuartil. Los p-valores están asociados a un test de significancia conjunta de los coeficientes involucrados en la interacción.

***Significativo al 1%, ** Significativo al 5%.

Fuente: Departamento de Planeación Municipal (ECVM); cálculos de los autores.

Por otro lado, en toda la muestra de mujeres se encuentra un efecto negativo y significativo de la densidad de homicidios en el primer, segundo y cuarto cuartil de ingreso del vecindario; el incremento de una DE en los homicidios reduce la probabilidad de participación en casi dos puntos porcentuales para las mujeres tanto en los vecindarios más pobres como en los más ricos. Sorpresivamente, para mujeres en el tercer cuartil de ingreso de vecindario hay un efecto positivo que, aunque pequeño (menos de un punto porcentual), es significativo. Al parecer en los vecindarios de ingreso medio-alto, incrementos en los homicidios están asociados a pequeños aumentos de la participación femenina. El nivel de violencia en estos vecindarios puede estar asociado con el de actividad económica, debido a la presencia de sitios de entretenimiento nocturno alrededor de los cuales puede generarse violencia. Otra posible explicación consiste en que para mujeres de clase media, dado su ingreso, incrementos de la violencia generan incentivos a fin de migrar a mejores vecindarios. Por esta vía puede haber mayor participación, pues las mujeres podrían tener la expectativa de generar mayores ingresos familiares para lograr cumplir con dicho objetivo.

Madres casadas. El efecto de la densidad de actividad económica en madres casadas es muy similar al de la muestra total, pero las magnitudes son mayores; por ejemplo, para mujeres en los vecindarios más pobres un incremento de una DE en la densidad de actividad económica aumenta la probabilidad de participación en cinco puntos porcentuales. Adicionalmente, se encuentran efectos de la densidad de cuidado infantil para mujeres en vecindario de ingreso medio (cuartil 3): el incremento de una DE en la densidad de centros infantiles aumenta la participación en casi tres puntos porcentuales.

Mujeres sin hijos. La intensidad de homicidios tiene efecto negativo sobre la participación laboral de las mujeres sin hijos; en los casos en que es significativo este efecto

Cuadro 6.2
Estimación de la función de horas de trabajo (efectos de interacción)

Variable	Muestra total mujeres							
	Tasa de homicidio		Actividad económica		Distancia metro		Cuidado infantil	
	$\Delta y/\Delta x$	$(\Delta y/\Delta x) \times \text{sd}(x)$	$\Delta y/\Delta x$	$(\Delta y/\Delta x) \times \text{sd}(x)$	$\Delta y/\Delta x$	$(\Delta y/\Delta x) \times \text{sd}(x)$	$\Delta y/\Delta x$	$(\Delta y/\Delta x) \times \text{sd}(x)$
Primer cuartil de ingreso	-0,00013	-0,019	0,00039	0,059 ***	0,00001	0,008	0,00001	-0,005
P-valor	0,41089		0,00448		0,65091		0,65091	
Segundo cuartil de ingreso	-0,00004	-0,005	0,00017	0,025 ***	0,00001	0,009	0,00001	-0,019
P-valor	0,66316		0,00326		0,72400		0,72400	
Tercer cuartil de ingreso	0,00005	0,007	0,00009	0,014 ***	0,00001	0,008	0,00001	0,004
P-valor							0,53240	
Cuarto cuartil de ingreso	0,00006	0,008	-0,00002	-0,003 **	0,00001	0,014	0,00001	-0,014
P-valor	0,46147		0,01529		0,30256		0,30256	
	Madres casadas							
	$\Delta y/\Delta x$	$-\Delta y/\Delta x \times \text{sd-x}$	$\Delta y/\Delta x$	$-\Delta y/\Delta x \times \text{sd-x}$	$\Delta y/\Delta x$	$-\Delta y/\Delta x \times \text{sd-x}$	$\Delta y/\Delta x$	$-\Delta y/\Delta x \times \text{sd-x}$
Primer cuartil de ingreso	-0,00078	-0,111	0,00097	0,145 ***	-0,00001	-0,012	0,00410	0,024
P-valor	0,05266		0,00010		0,77175		0,52518	
Segundo cuartil de ingreso	-0,00007	-0,010	0,00021	0,032 ***	0,00001	0,008	-0,00584	-0,034
P-valor	0,14761		0,00030		0,90521		0,32127	
Tercer cuartil de ingreso	-0,00011	-0,015	0,00009	0,013 ***	0,00000	0,004	0,00084	0,005
P-valor	0,10429		0,00030		0,93850		0,79225	
Cuarto cuartil de ingreso	0,00002	0,002	-0,00012	-0,018 ***	0,00001	0,009	-0,00391	-0,023
P-valor	0,15132		0,00039		0,85968		0,59259	
	Madres solteras							
	$\Delta y/\Delta x$	$-\Delta y/\Delta x \times \text{sd-x}$	$\Delta y/\Delta x$	$-\Delta y/\Delta x \times \text{sd-x}$	$\Delta y/\Delta x$	$-\Delta y/\Delta x \times \text{sd-x}$	$\Delta y/\Delta x$	$-\Delta y/\Delta x \times \text{sd-x}$
Primer cuartil de ingreso	0,00012	0,016	0,00035	0,053 **	0,00001	0,012	-0,00128	-0,007
P-valor	0,53242		0,04866		0,64727		0,78747	
Segundo cuartil de ingreso	0,00001	0,001	0,00024	0,035 **	0,00002	0,021	-0,00100	-0,006
P-valor	0,82231		0,03903		0,72568		0,94152	
Tercer cuartil de ingreso	-0,00004	-0,006	0,00014	0,022 **	-0,00001	-0,013	0,00290	0,017
P-valor	0,77902		0,03987		0,65507		0,72448	
Cuarto cuartil de ingreso	0,00004	0,006	0,00003	0,005	0,00002	0,016	-0,00084	-0,005
P-valor	0,79109		0,13382		0,58453		0,93370	

Cuadro 6.2 (continuación)
Estimación de la función de horas de trabajo (efectos de interacción)

	Mujeres sin hijos							
	$\Delta y/\Delta x$	$(\Delta y/\Delta x) \times$ sd(x)	$\Delta y/\Delta x$	$(\Delta y/\Delta x) \times$ sd(x)	$\Delta y/\Delta x$	$(\Delta y/\Delta x) \times$ sd(x)	$\Delta y/\Delta x$	$(\Delta y/\Delta x) \times$ sd(x)
Primer cuartil de ingreso	0,00005	0,007	0,00008	0,011	0,00009	0,086	-0,00564	-0,033
<i>P</i> -valor	0,91168		0,83576		0,09140		0,50591	
Segundo cuartil de ingreso	-0,00021	-0,029	0,00022	0,033	-0,00001	-0,008	0,00174	0,010
<i>P</i> -valor	0,66807		0,56649		0,19202		0,75809	
Tercer cuartil de ingreso	0,00029	0,042	0,00006	0,009	0,00003	0,025	-0,00401	-0,023
<i>P</i> -valor	0,13054		0,91413		0,09534		0,54033	
Cuarto cuartil de ingreso	0,00009	0,013	-0,00003	-0,005	0,00001	0,013	-0,00161	-0,009
<i>P</i> -valor	0,68971		0,91763		0,16973		0,75027	
	Muestra total hombres							
	$\Delta y/\Delta x$	$-\Delta y/\Delta x \times$ sd-x	$\Delta y/\Delta x$	$-\Delta y/\Delta x \times$ sd-x	$\Delta y/\Delta x$	$-\Delta y/\Delta x \times$ sd-x	$\Delta y/\Delta x$	$-\Delta y/\Delta x \times$ sd-x
Primer cuartil de ingreso	-0,00036	-0,052 ***	-0,00002	-0,004	-0,00002	-0,020	0,01164	0,012
<i>P</i> -valor	0,00157		0,85031		0,13527		0,35502	
Segundo cuartil de ingreso	-0,00005	-0,007 ***	-0,00004	-0,005	0,00000	0,004	-0,01252	-0,013
<i>P</i> -valor	0,00594		0,86565		0,28757		0,28270	
Tercer cuartil de ingreso	-0,00010	-0,014 ***	0,00008	0,012	0,00002	0,015	0,00659	0,007
<i>P</i> -valor	0,00261		0,46505		0,07871		0,56159	
Cuarto cuartil de ingreso	0,00002	0,003 ***	-0,00005	-0,008	0,00000	0,002	-0,01916	-0,019
<i>P</i> -valor	0,00635		0,62921		0,31345		0,23367	

Notas: para cada variable la primera columna presenta el efecto marginal, la segunda el efecto marginal estandarizado por una desviación estándar de la variable. Los ingresos corresponden al ingreso mediano del vecindario ubicado en el respectivo cuartil. Los *p*-valores están asociados a un test de significancia conjunta de los coeficientes involucrados en la interacción.

***Significativo al 1%, ** Significativo al 5%.

Fuente: Departamento de Planeación Municipal (ECVM); cálculos de los autores.

está en un rango de -2,5 a -5,8 pp, y es mayor en vecindarios pobres (cuartil 2 de ingreso de vecindario). Por otro lado, la lejanía al metro afecta de forma negativa la participación laboral de las mujeres sin hijos; este efecto negativo es significativo para las mujeres sin hijos en vecindarios de los cuartiles de ingresos 1, 2 y 4, y de mayor magnitud en los vecindarios más pobres, donde el incremento de una DE en la distancia a la estación más cercana reduce la probabilidad de participación en cuatro puntos porcentuales.

Madres solteras y hombres. A la luz de esta estimación, la participación laboral de madres sin cónyuge no es muy sensible a las variables que representan las características de los vecindarios; no se encuentran ningún efecto significativo de las variables de interés para esta submuestra. Algo similar ocurre con los hombres, pues no se evidencian efectos

significativos de las variables de interés. Al menos en términos de la participación laboral, es razonable decir que, excepto para las madres solteras, los efectos de la calidad del vecindario son mucho más importantes para las mujeres que para los hombres.

5.2 Estimación del efecto sobre las horas trabajadas

La oferta laboral es estimada para mujeres de 18 años o más y para las mismas muestras descritas en la sección pasada. Como en el anterior, el Cuadro 6.2 muestra los coeficientes de las características de los vecindarios para cada nivel de ingreso medio del vecindario⁸.

Total de mujeres. En el modelo estimado con toda la muestra de mujeres ocupadas se encuentran efectos significativos de la densidad de actividad económica en las horas laboradas. Este efecto es importante y positivo para las mujeres en los tres primeros cuartiles de ingreso promedio del vecindario, con un rango entre 0,14 y 5,9 de incremento porcentual en las horas trabajadas ante la variación de una DE en la densidad de actividad económica (los mayores efectos se observan en los vecindarios más pobres). Por otra parte, hay un efecto negativo y significativo muy pequeño (0,3 pp por una DE) de la actividad económica en las horas trabajadas por mujeres en los vecindarios más ricos. Este efecto puede obedecer a la sustitución de empleo femenino por el del cónyuge; de nuevo, como en el caso de la participación, este patrón se origina en la muestra de mujeres casadas y no se repite en otras submuestras.

Madres casadas. En los modelos estimados con la muestra de madres casadas se observa un efecto positivo y significativo de la densidad de actividad económica en las horas trabajadas por las mujeres en los primeros tres cuartiles de ingreso del vecindario. Los incrementos son de magnitudes muy altas para las mujeres en los vecindarios más pobres; por ejemplo, en vecindarios en el primer cuartil de ingreso trabajan 14% más tiempo por cada DE de mayor actividad económica. En los siguientes dos cuartiles, aunque el efecto es importante, la magnitud es mucho más modesta: 3% y 1,3% en los cuartiles 2 y 3, respectivamente. Como se hizo mención, para las mujeres casadas en los vecindarios más ricos se identifica un efecto negativo de la densidad de actividad económica sobre la oferta laboral. En las mujeres casadas del primer cuartil de ingreso medio del vecindario se aprecia una reducción importante de las horas trabajadas (11 pp), como resultado del incremento en una DE de la densidad de homicidios (este efecto no es significativo al 5%, pero el estadístico *p* de la prueba de significancia es muy cercano a este valor).

Madres solteras. En las madres sin cónyuge en los cuartiles de ingreso de vecindario medio 1, 2 y 3 se encuentra un efecto positivo y significativo de la densidad de actividad económica; el efecto es más alto para mujeres en vecindarios más pobres.

Mujeres sin hijos. Para la muestra de mujeres sin hijos ninguna de las características de los vecindarios resulta significativa.

Hombres. Llama la atención que la densidad de actividad económica, que es la variable con los principales efectos para las mujeres, no tiene efectos significativos en los

⁸ Los resultados de las regresiones en general se muestran y comentan en el Anexo B (Tabla B2) de la versión electrónica, disponible en <http://www.banrep.gov.co/es/borrador-868>

hombres. Por otro lado, la densidad de homicidios es un factor importante que reduce significativamente la oferta laboral masculina, especialmente la de hombres en vecindarios de los primeros tres cuartiles de ingreso promedio, con los efectos más significativos en los hombres de los vecindarios más pobres (5,2 pp). Hay un efecto positivo muy pequeño en los hombres del cuartil más alto de ingresos de vecindario. Es importante aclarar que el efecto de la violencia puede originarse por el lado de la oferta o de la demanda laboral; por el lado de la oferta se explica el hecho de que la violencia puede incrementar los costos de salir a trabajar; por el de la demanda, puede ser un acto discriminatorio de las empresas en contra de individuos que provienen de los vecindarios más violentos.

5.3 Estimaciones de la probabilidad de estar empleado

La ecuación de probabilidad de estar empleado es estimada para mujeres y hombres de 18 años o más y para las mismas muestras descritas en la sección pasada. Al igual que en los casos anteriores, el Cuadro 6.3 muestra los coeficientes de las características de los vecindarios para cada nivel de ingreso medio de vecindario⁹.

Mujeres y madres solteras. En el modelo estimado para la muestra total de mujeres se encontraron efectos positivos de la densidad de cuidado infantil sobre la posibilidad de estar ocupado. Estos efectos son positivos y significativos para mujeres en los cuartiles 2, 3 y 4 de ingreso del vecindario. Los incrementos en la probabilidad de empleo van desde 0,1 hasta casi 1 pp; dicha estimación también señala un efecto negativo y significativo de la densidad de cuidado infantil en la probabilidad de empleo para las mujeres en el primer cuartil de ingreso del vecindario. Diversas razones pueden justificar este efecto negativo. Dado que la probabilidad de empleo no solo se determina por factores de oferta, sino también de demanda, puede ser el caso que al expandirse la oferta de cuidado infantil más mujeres salgan a ofrecer su fuerza laboral en vecindarios con los primeros cuartiles de ingreso, condicional en una demanda laboral fija, lo cual puede reducir la probabilidad de encontrar empleo. El efecto negativo en el total de mujeres que se debe a la submuestra de madres sin cónyuge y no se observa en ninguna otra submuestra. Otra posible razón para un efecto negativo de los centros de cuidado infantil para madres sin cónyuge es que para las madres que ya estaban trabajando los centros de cuidado infantil público solo implican la sustitución de cuidado infantil privado por público. Para las madres sin cónyuge que no trabajaban la nueva oferta de cuidado infantil puede incentivar su participación laboral, pero si por su condición de madres sin cónyuge estas mujeres tienen alguna desventaja a la hora de competir por un empleo en el mercado laboral, bien sea por baja acumulación de capital humano o por poca experiencia, en ese caso su probabilidad de desempleo aumentará como resultado de la decisión de participar. Por último, puede también darse el caso de que el modelo no corrija perfectamente el sesgo de selección y la variable densidad de cuidado infantil capte en parte la calidad del vecindario condicional en el nivel

⁹ Los resultados de las regresiones en general se muestran y comentan en el Anexo B (Tabla B3) de la versión electrónica del trabajo, disponible en <http://www.banrep.gov.co/es/borrador-868>

Cuadro 6.3
Estimación de la función de empleo (efectos de interacción)

Variable	Muestra total mujeres							
	Tasa de homicidio		Actividad económica		Distancia metro		Cuidado infantil	
	$\Delta y/\Delta x$	$(\Delta y/\Delta x) \times$ sd(x)	$\Delta y/\Delta x$	$(\Delta y/\Delta x) \times$ sd(x)	$\Delta y/\Delta x$	$(\Delta y/\Delta x) \times$ sd(x)	$\Delta y/\Delta x$	$(\Delta y/\Delta x) \times$ sd(x)
Primer cuartil de ingreso	-0,00008	-0,011	0,00013	0,019	-0,00002	-0,019	-0,00765	-0,044 ***
P-valor	0,40698		0,14524		0,17586		0,00186	
Segundo cuartil de ingreso	0,00002	0,003	0,00006	0,009	0,00001	0,007	0,00017	0,001 ***
P-valor	0,69355		0,27085		0,30384		0,00734	
Tercer cuartil de ingreso	0,00004	0,006	-0,00004	-0,006	0,00001	0,007	0,00172	0,010 ***
P-valor	0,52506		0,24191		0,26688		0,00441	
Cuarto cuartil de ingreso	0,00003	0,004	0,00003	0,005	0,00001	0,006	0,00131	0,008 ***
P-valor	0,63537		0,30038		0,25715		0,00415	
	Madres casadas							
	$\Delta y/\Delta x$	$-\Delta y/\Delta x \times$ sd-x	$\Delta y/\Delta x$	$-\Delta y/\Delta x \times$ sd-x	$\Delta y/\Delta x$	$-\Delta y/\Delta x \times$ sd-x	$\Delta y/\Delta x$	$-\Delta y/\Delta x \times$ sd-x
Primer cuartil de ingreso	-0,00040	-0,057 **	0,00045	0,068 **	0,00002	0,018	0,00378	0,022
P-valor	0,04091		0,01062		0,41483		0,40276	
Segundo cuartil de ingreso	-0,00005	-0,007	0,00016	0,025 ***	0,00000	0,003	0,00438	0,025
P-valor	0,10064		0,00964		0,69691		0,10391	
Tercer cuartil de ingreso	0,00009	0,012 **	-0,00008	-0,011 **	0,00002	0,015	0,00117	0,007
P-valor	0,03001		0,02511		0,24257		0,61054	
Cuarto cuartil de ingreso	-0,00003	-0,004	0,00004	0,005 **	0,00000	-0,004	0,00111	0,006
P-valor	0,11789		0,03540		0,61029		0,64764	
	Madres solteras							
	$\Delta y/\Delta x$	$-\Delta y/\Delta x \times$ sd-x	$\Delta y/\Delta x$	$-\Delta y/\Delta x \times$ sd-x	$\Delta y/\Delta x$	$-\Delta y/\Delta x \times$ sd-x	$\Delta y/\Delta x$	$-\Delta y/\Delta x \times$ sd-x
Primer cuartil de ingreso	0,00010	0,015	-0,00016	-0,024	-0,00003	-0,028	-0,01195	-0,069 ***
P-valor	0,46976		0,24913		0,09076		0,00049	
Segundo cuartil de ingreso	0,00011	0,015	0,00008	0,012	0,00001	0,013	-0,00031	-0,002 ***
P-valor	0,36440		0,29959		0,06458		0,00224	
Tercer cuartil de ingreso	-0,00007	-0,010	-0,00002	-0,003	0,00000	0,004	0,00240	0,014 ***
P-valor	0,53029		0,46986		0,23796		0,00166	
Cuarto cuartil de ingreso	0,00010	0,014	0,00001	0,002	0,00001	0,005	0,00056	0,003 ***
P-valor	0,44115		0,49373		0,19091		0,00229	

Cuadro 6.3 (continuación)
Estimación de la función de empleo (efectos de interacción)

	Mujeres sin hijos								
	$\Delta y/\Delta x$	$-\Delta y/\Delta x \times$ sd-x	$\Delta y/\Delta x$	$-\Delta y/\Delta x \times$ sd-x	$\Delta y/\Delta x$	$-\Delta y/\Delta x \times$ sd-x	$\Delta y/\Delta x$	$-\Delta y/\Delta x \times$ sd-x	
Primer cuartil de ingreso	-0,00013	-0,019	0,00037	0,056	**	-0,00002	-0,025	-0,00797	-0,046
P-valor	0,51021		0,02671			0,35890		0,17998	
Segundo cuartil de ingreso	0,00005	0,007	0,00000	-0,000		0,00001	0,013	-0,00479	-0,028
P-valor	0,75854		0,08146			0,53896		0,18913	
Tercer cuartil de ingreso	0,00001	0,001	-0,00003	-0,004		-0,00001	-0,007	0,00319	0,019
P-valor	0,80470		0,07729			0,62123		0,27757	
Cuarto cuartil de ingreso	0,00000	-0,000	0,00007	0,010		0,00002	0,021	0,00374	0,022
P-valor	0,80507		0,05166			0,19413		0,14238	
	Muestra total hombres								
	$\Delta y/\Delta x$	$-\Delta y/\Delta x \times$ sd-x	$\Delta y/\Delta x$	$-\Delta y/\Delta x \times$ sd-x	$\Delta y/\Delta x$	$-\Delta y/\Delta x \times$ sd-x	$\Delta y/\Delta x$	$-\Delta y/\Delta x \times$ sd-x	
Primer cuartil de ingreso	-0,00023	-0,032	***	0,00008	0,011	0,00000	-0,004	0,00230	0,002
P-valor	0,00548			0,34022		0,64273		0,81572	
Segundo cuartil de ingreso	-0,00009	-0,013	***	0,00005	0,007	0,00000	-0,003	-0,00001	0,000
P-valor	0,00295			0,41600		0,76803		0,97271	
Tercer cuartil de ingreso	-0,00005	-0,007	**	-0,00001	-0,002	0,00000	0,003	0,00534	0,005
P-valor	0,01183			0,59818		0,79439		0,69180	
Cuarto cuartil de ingreso	0,00000	0,000	**	0,00000	0,001	0,00000	0,002	0,00704	0,007
P-valor	0,02047			0,63442		0,83909		0,70899	

Notas: para cada variable la primera columna presenta el efecto marginal, la segunda el efecto marginal estandarizado por una desviación estándar de la variable. Los ingresos corresponden al ingreso mediano del vecindario ubicado en el respectivo cuartil. Los p-valores están asociados a un test de significancia conjunta de los coeficientes involucrados en la interacción.

***Significativo al 1%, ** Significativo al 5%.

Fuente: Departamento de Planeación Municipal (ECVM); cálculos de los autores.

de ingreso; en este caso la variable recogerá resultados laborales menguados si los centros de cuidado infantil se localizaron en las zonas más deprimidas de vecindarios pobres¹⁰.

¹⁰ Llama la atención que en otro capítulo de este libro, titulado “Efectos laborales de los servicios de cuidado infantil: evidencia del Programa Buen Comienzo”, el cual usa técnicas de evaluación de impacto, se muestra evidencia de que la participación en un programa de cuidado infantil tiene efectos positivos en la participación laboral, pero en términos de la probabilidad de empleo el efecto es nulo. En este trabajo se encuentran efectos positivos, pero no significativos, de la densidad de jardines infantiles en la participación laboral. Por lo tanto, en vecindarios con más jardines infantiles Buen Comienzo las madres más desfavorecidas (objetivo de la intervención) participan más sin que esto ayude a su probabilidad de obtener un empleo; esto podría ocasionar un exceso de oferta laboral en esos vecindarios que puede a su vez ocasionar un incremento del desempleo de las madres más pobres.

Madres casadas. Para las madres casadas en el primer cuartil de ingreso del vecindario, la probabilidad de empleo se reduce en casi 6 pp como consecuencia del aumento de una DE en el índice de homicidios. Para los cuartiles de ingreso de vecindario 1, 2 y 4 la probabilidad de empleo de las madres casadas aumenta con la densidad de establecimientos generadores de empleo. El efecto es de mayor magnitud para las mujeres en cuartiles 1 y 2 de ingreso del vecindario, donde la probabilidad de empleo se incrementa en 6,8 y 2,5 pp. En el caso del tercer cuartil de ingreso, como se había observado en algunas estimaciones anteriores, los resultados contrastan con lo visto en otros cuartiles; en este cuartil es negativo, aunque pequeño, el efecto sobre el empleo de la densidad de establecimientos.

Curiosamente, también se aprecia que para madres casadas del tercer cuartil de ingreso del vecindario el efecto de la tasa de homicidios se torna positivo, esto es coincidente con los resultados de participación en la muestra total de mujeres. Condicional al nivel de ingreso del vecindario, estos resultados indican que las mujeres de clase media, en especial si son madres casadas, participan más y tienen mayor probabilidad de emplearse si sus vecindarios tienen más violencia. Nuestra hipótesis es la de que esto solamente responde al incentivo de estas mujeres de conseguir más ingresos a fin de mudarse a mejores vecindarios.

Los resultados para el cuartil 3 de ingreso de vecindario van en contravía de lo observado en otros cuartiles en cuanto a densidad de actividad económica se refiere. Posiblemente la explicación se encuentre por el lado de la demanda; en estimaciones anteriores se ha notado que la mayor densidad de establecimientos generadores de empleo incentiva a muchas mujeres de diferentes cuartiles de ingreso de vecindario a participar en el mercado laboral y a ofrecer más horas. En vecindarios del cuartil 3 de ingreso promedio, áreas con mayor actividad económica tienen más niveles de participación y oferta laboral. Esta oferta adicional puede venir del mismo vecindario, de vecindarios adyacentes o incluso lejanos. Ante esta oferta laboral incrementada y una demanda fija, alguna proporción de la oferta de trabajo no encuentra demanda, lo cual produce un incremento del desempleo para alguna proporción de la población que ha decidido participar en respuesta a la mayor cantidad de establecimientos donde hay empleos. Al parecer las mujeres casadas, que posiblemente están en una situación en la cual pueden esperar mejores ofertas laborales por su estatus marital, son las que duran más en el desempleo como consecuencia de que sus vecindarios tengan niveles más altos de actividad económica; estas mujeres se incentivan a participar en parte como respuesta a dicha actividad económica, pero no todas encuentran trabajo, entonces los niveles de desempleo se incrementan en razón a esa característica del vecindario, aunque de una forma relativamente moderada.

Muestra de mujeres sin hijos. Entre las mujeres sin hijos que viven en vecindarios del primer cuartil de ingresos hay efectos positivos de la densidad de actividad económica en el empleo, con una magnitud de casi 6 pp por una DE del índice de densidad.

Muestra de hombres. La densidad de homicidios reduce la probabilidad de empleo de los hombres; una explicación recurrente en la literatura para este tipo de fenómenos es que pueden ser discriminados según su origen de procedencia en la ciudad: hombres que provienen de barrios peligrosos al parecer reciben menos ofertas de empleo (Zenou y Boccoard, 2000; Wasmer y Zenou, 2002).

6. CONCLUSIONES

En este trabajo se estiman ecuaciones de participación, oferta de horas trabajadas y probabilidad de empleo para una muestra representativa de mujeres y hombres en Medellín. El análisis se enfoca en las mujeres y se distinguen tres grupos: madres sin cónyuge, madres casadas y mujeres sin hijos. Esta desagregación busca identificar efectos diferenciados de las variables de interés porque, según numerosos estudios, tener hijos y estar casado modifican de manera sustancial el efecto de algunas variables que son el resultado de la localización de la persona (Compton y Pollak, 2014; Black *et al.*, 2014). Nuestro objetivo principal ha sido identificar los efectos laborales de la calidad del vecindario; se entiende por esto el nivel de crimen, la disponibilidad de transporte masivo, la densidad de establecimientos generadores de empleo y la densidad de equipamientos públicos destinados al cuidado infantil. La conclusión principal de este trabajo es que la calidad del vecindario tiene consecuencias considerables en los resultados laborales femeninos, y la variable que con consistencia produce efectos significativos y en su gran mayoría positivos para las mujeres es la densidad de establecimientos generadores de empleo cerca al sitio de vivienda, variable que no resulta ser importante en el caso de los hombres.

Las estimaciones de las variables de calidad del vecindario son interactuadas con variables *dummies* por cuartil de ingreso promedio del vecindario con la finalidad de captar la heterogeneidad del efecto de las características entre diferentes tipos de vecindario. Los resultados de las estimaciones sin diferencias por grupos de mujeres indican que la participación en el mercado laboral de las que viven en vecindarios de ingreso promedio bajo y medio (los tres primeros cuartiles) es más alta en la medida en que haya más establecimientos cercanos; las magnitudes de este efecto están en un rango entre 0,3 y 2,3 pp por cada desviación estándar en la densidad de establecimientos, que es el efecto mayor en los vecindarios más pobres. Para los vecindarios del último cuartil de ingreso hay un efecto negativo, aunque muy reducido, de la densidad económica en la participación. Nuestra hipótesis consiste en que este efecto denota una sustitución de la participación femenina por la del cónyuge en vecindarios de altos ingresos.

También se identifica un efecto negativo de la densidad de homicidios con participación femenina en vecindarios de ingresos en los cuartiles 1, 2 y 4; en estos casos un incremento de la desviación estándar en el índice de homicidios se asocia a una reducción de hasta 2 pp en la participación. La violencia puede desincentivar la participación de algunas mujeres porque incrementa el costo laboral y los riesgos de victimización, pero también puede incentivar a otras a generar más ingresos para mudarse a un mejor vecindario; el primer efecto parece predominar entre las mujeres de vecindarios muy pobres y muy ricos, mientras que el segundo parece aplicarse a las mujeres de clase media del tercer cuartil de vecindarios, donde el efecto de la violencia en la participación laboral es positivo, aunque pequeño.

Los resultados sin diferenciar por grupos de mujeres indican que hay un incremento porcentual positivo en las horas trabajadas para mujeres en los primeros tres cuartiles de ingreso del vecindario, como resultado de incrementos en la densidad de actividad económica; estos efectos están en un rango de 1,4% a 5,7% por una desviación estándar en la

densidad de actividad económica, donde las mayores magnitudes se observan en mujeres de los vecindarios de menor ingreso, mientras que en las mujeres de los vecindarios más ricos hay un efecto negativo, aunque de una magnitud muy reducida.

También se encuentra que la densidad de centros de cuidado infantil aumenta la probabilidad de empleo para las mujeres de los cuartiles 2, 3 y 4 de ingresos del vecindario; la magnitud de este efecto es de hasta 1 pp por cada desviación estándar en el indicador de densidad de establecimientos. Sin embargo, se evidencia un efecto negativo de la densidad de cuidado infantil público en la probabilidad de empleo de las mujeres del primer cuartil de ingreso, posiblemente resultado de la escasez de puestos de trabajo en los vecindarios más pobres. Hay que ser cuidadoso a la hora de interpretar el efecto de los centros de cuidado infantil en la probabilidad de empleo. Este trabajo se enfoca en corregir la endogeneidad derivada del hecho de que las familias pueden tratar de ubicarse donde hay más centros de cuidado infantil, y puede ser también que la localización de estos centros se haya decidido con la pretensión de atender mejor los vecindarios con mayor desempleo; controlar por esta segunda forma de endogeneidad puede ser bastante difícil y este trabajo no pretende corregir por dicho factor.

Asimismo, este trabajo muestra alguna evidencia de que la calidad del vecindario afecta los resultados laborales de hombres y mujeres de forma diferente; por ejemplo, en cuanto a los resultados de participación, las mujeres se ven afectadas de forma importante por la violencia y la actividad económica de los vecindarios, en cambio la participación laboral masculina es afectada de modo negativo por la violencia, pero no la densidad económica de los vecindarios, que sí es muy significativa para los resultados laborales femeninos, sobre todo en vecindarios pobres.

Si se desagrega la muestra en los grupos de mujeres mencionados, surgen resultados heterogéneos de gran interés. Vale la pena destacar los efectos negativos de la densidad de homicidios en la participación laboral de las mujeres sin hijos y que la lejanía al metro reduce la participación laboral de las mujeres sin hijos, sin que la disponibilidad de transporte público afecte otros resultados laborales de este grupo.

En resumen, en el trabajo se evidencia que una mayor densidad de establecimientos generadores de empleo incrementa de forma importante la participación laboral y las horas trabajadas del total de mujeres en vecindarios de ingresos bajos y medios. A su vez, mayor densidad de centros de cuidado infantil público aumentan la probabilidad de empleo para mujeres en vecindarios de ingresos medios y altos, pero se encuentra un efecto negativo para las de los vecindarios más pobres; este último efecto, aunque polémico, puede ser resultado de un exceso de oferta de mano de obra femenina en los vecindarios más pobres. Además, se encuentran efectos de la densidad de cuidado infantil para mujeres en vecindarios de ingreso medio; la lejanía al metro afecta de forma negativa la participación laboral de las mujeres sin hijos, y por último, se encuentra un efecto negativo, importante y significativo de la densidad de homicidios para mujeres en vecindarios de ingresos en el primer, segundo y cuarto cuartil de ingresos del vecindario. Los homicidios también reducen de forma importante las horas trabajadas de los hombres y su probabilidad de empleo.

Este es el primer estudio que se hace en Colombia sobre los efectos laborales de la calidad del vecindario y sus hallazgos ofrecen criterios para tomar decisiones de política en materia de planeación urbana. Nueva investigación sobre el tema tiene un gran espacio

que llenar en términos de metodologías alternativas para corregir el sesgo de selección, mejores mediciones de las características de los vecindarios y efectos en otros resultados laborales. La intención de este trabajo es hacer un tratamiento general, al considerar un conjunto relativamente amplio de características de interés y se demuestra que muchos de los efectos en los cuales está interesado modifican de manera significativa las decisiones y resultados laborales de las mujeres en Medellín.

REFERENCIAS

- Black, Dan A.; Kolesnikova, N.; Taylor, L. J. (2014). "Why Do so Few Women Work in New York (and so many in Minneapolis)? Labor supply of married women across US cities", *Journal of Urban Economics*, vol. 79, pp. 59-71.
- Bourguignon, F.; Fournier, M.; Gurgand, M. (2007). "Selection Bias Corrections Based on the Multinomial Logit Model: Monte Carlo Comparisons", *Journal of Economic Surveys*, vol. 21, núm 1, pp. 174-205.
- Brueckner, J.; Zenou, Y. (2003). "Space and Unemployment: The Labor-Market Effects of Spatial Mismatch", *Journal of Labor Economics*, vol. 21, núm. 1, pp. 242-266.
- Claire, D.; Goffette-Nagot, F. (2010). "Neighborhood Effects on Unemployment?: A test à la Altonji", *Regional Science and Urban Economics*, vol. 40, núm. 6, pp. 380-396.
- Compton, J.; Pollak, R. A. (2014). "Family Proximity, childcare, and Women's Labor Force Attachment", *Journal of Urban Economics*, vol. 79, pp. 72-90.
- Dujardin, C. Goffette-Nagot, F. (2010). "Neighborhood effects on unemployment?: A test à la Altonji," *Regional Science and Urban Economics*, Elsevier, vol. 40(6), pp 380-396, November.
- Jeffrey, A. D.; McFadden, D. L. (1984). "An Econometric Analysis of Residential Electric Appliance Holdings and Consumption" *Econometrica*, vol. 52, núm. 2, pp. 345-362.
- Heckman, J. (1974). "Shadow Prices, Market Wages, and Labor Supply", *Econometrica*, vol. 42, núm. 4, pp. 679-694.
- Holzer, H. J. (1991). "The spatial mismatch hypothesis: What has the evidence shown?", *Urban Studies*, vol. 28, pp. 105-122.
- Ihlanfeldt, K. R. (1998). "The Spatial Mismatch Hypothesis: A review of recent studies and their implications for welfare reform", *Housing Policy Debate*, vol. 9, pp. 849-892.
- Lee, L. F. (1983). "Generalized Econometric Models with Selectivity", *Econometrica*, vol. 51, pp. 507-512.
- Kain, J. (1968). "Housing Segregation, Negro Employment, and Metropolitan Decentralization", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 82, núm. 2, pp. 175-197.
- MaCurdy, T. (1980). "An Empirical Model of Labor Supply in a Life Cycle Setting", *National Bureau of Economic Research*, working paper, núm. 421.
- McFadden, D. (1978). "Spatial Interaction Theory and Planning Models. Modeling the

- Choice of Residential Location”, *American Sociological Review*, vol. 65, núm. 5, pp. 75-96.
- Mouw, T. (2000). “Job Relocation and the Racial Gap in 36 Unemployment in Detroit and Chicago, 1980 to 1990”, *American Sociological Review*, vol. 65, núm. 5, pp. 730-753.
- Medina, C.; Tamayo, J. (2011). “An Assessment of How Urban Crime and Victimization Affects Life Satisfaction”, *Borradores de Economía*, núm. 640, Banco de la República.
- Medina, C.; Posso, C.; Tamayo, J. (2013). “The Effect of Adult Criminals Spillovers on the Likelihood of Youths Becoming Criminals”, *Borradores de Economía*, núm. 755, Banco de la República.
- Morales, L. (2013). “Peers Effects on a Fertility Decision: An Application for Medellín”. *Borradores de Economía*, núm. 777, Banco de la República.
- Morales, L.; Cardona, L. (2014). “The Influence of Neighborhood Characteristics on Wages and Labor Supply in an Urban Context: The Case of a Latin-American City”. *Borradores de Economía*, núm. 844, Banco de la República.
- Rosenthal, S., Strange, W. (2012). “Female Entrepreneurship, Agglomeration, and a New Spatial Mismatch,” *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, vol. 94, núm. 3, pp. 764-788, August.
- Somik V., L.; Mengistae, T. (2005). “The Impact Of Business Environment And Economic Geography On Plant-Level Productivity: An Analysis Of Indian Industry”, *Policy Research Working Papers*, Banco Mundial.
- Wasmer, E., Zenou, Y. (2002). “Does City Structure Affect Job Search and Welfare?,” *Journal of Urban Economics*, Elsevier, vol. 51, núm 3, p. 515-541, mayo.
- Weinberg, B.; Reagan, P. B; Yankow, J. J. (2004). “Do Neighborhoods Affect Hours Worked? Evidence from Longitudinal Data”, *Journal of Labor Economics*, vol. 22, núm. 4, pp. 891-925.
- Zenou, Y., Boccoard, N. (2000). “Racial Discrimination and Redlining in Cities,” *Journal of Urban Economics*, Elsevier, vol. 48, núm 2, pp. 260-285, septiembre.

7. EFECTOS LABORALES DE LOS SERVICIOS DE CUIDADO INFANTIL: EVIDENCIA DEL PROGRAMA BUEN COMIENZO*

Lina Cardona-Sosa
Leonardo Fabio Morales

Con el fin de contribuir al entendimiento de los problemas laborales que enfrentan las mujeres colombianas, este capítulo examina los efectos de la provisión pública de cuidado infantil en la oferta laboral y la empleabilidad de las madres de menores de 5 años en Medellín. La literatura internacional ha estudiado qué tipo de políticas pueden afectar las decisiones de participación y empleo de las madres; entre las más citadas están las licencias de maternidad, las exigencias que se imponen a las empresas para el bienestar de las madres y los subsidios de cuidado infantil a las familias de bajos ingresos. La evidencia encontrada por Washbrook *et al.* (2011) para los Estados Unidos y por otros autores para diversos países indica que dichas políticas afectan la participación laboral y el patrón de empleo femenino después de la maternidad.

Algunos estudios han analizado el tiempo que toma la madre para retornar al mercado laboral después del parto, según haya o no licencias de maternidad: en el caso de Francia, por ejemplo, menos del 2% de las madres primerizas regresan al trabajo en menos de tres meses (Wallace *et al.*, 2013), mientras que para el caso canadiense, Marshall (1999) halla que 60% de madres primerizas regresan al trabajo seis meses después del parto y 90% al cabo de un año.

Entre los factores que afectan la participación laboral están las políticas de los empleadores. Kenjoh (2005) en su estudio sobre Alemania, Inglaterra, Noruega, Suecia y Japón

* Las opiniones expresadas en este documento no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva. Cualquier error es responsabilidad de los autores, quienes agradecen a Luis Eduardo Arango Thomas, Raquel Bernal, Francesca Castellani, Marcela Eslava y Eduardo Lora por sus comentarios en diferentes etapas de la investigación; a los revisores anónimos consultados por el BID; a los asistentes al Seminario de Desempleo Estructural Femenino que se llevó a cabo en noviembre de 2014 en el Banco de la República de Medellín, en especial a Mónica Ospina y Carlos Medina por sus valiosas sugerencias, y a la unidad técnica del Programa Buen Comienzo, de Medellín, por la provisión de los datos.

entre 1980 y 1990 observa que la disponibilidad de empleos de medio tiempo y otras políticas de flexibilidad laboral favorecen considerablemente la participación laboral de las madres primerizas. Por su parte, el de Wen-Hui *et al.* (2011) para el caso de los Estados Unidos revela que uno de los determinantes de estar en el mercado laboral después del nacimiento es haber tenido empleo antes y que la educación de la madre retrasa su reincorporación laboral, lo cual contrasta con la evidencia para Francia, donde un año después del nacimiento las madres que ingresan son precisamente aquellas con mejores condiciones socioeconómicas (Wallace *et al.*, 2013). Estos hallazgos se ven complementados con la evidencia que ofrece el trabajo de Gutiérrez-Domènech (2005), según el cual un largo período de interrupción afecta directamente la probabilidad posterior de participación, además de afectar las habilidades y destrezas de la madre, lo que desincentiva su posterior reincorporación al mercado laboral.

Un factor crucial en la decisión de la madre de participar o no en el mercado laboral es la existencia de servicios de cuidado infantil. No solo la disponibilidad de estos servicios es importante, sino también su costo, pues como lo indica la literatura, los ingresos del hogar determinan el tiempo de la madre por fuera del mercado laboral; en efecto, un mayor precio del cuidado infantil está relacionado con una menor participación y con menores salarios después de la maternidad (Olarte y Peña, 2010; Badel y Peña, 2011).

Teóricamente, esto sugiere un modelo de participación laboral en el que una reducción en costo del cuidado infantil aumenta el precio relativo del trabajo y genera un efecto de sustitución a favor de la participación laboral.

No obstante, de acuerdo con la evidencia disponible para países desarrollados, podría ocurrir que los programas de cuidado infantil induzcan una sustitución entre cuidado informal —ofrecido por un familiar o habitante del mismo hogar— y el ofrecido a bajo costo —o costo cero— sin afectar la participación, como ha sido comprobado por Ribar (1995) para madres casadas en los Estados Unidos. Por consiguiente, el efecto que el cuidado infantil tiene sobre la oferta laboral femenina es una cuestión empírica y es lo que se busca examinar en el presente estudio.

Este capítulo explora el efecto de la provisión pública de cuidado infantil sobre la oferta laboral y la probabilidad de empleo de las madres. Para responder dicha pregunta hacemos uso de la introducción de Buen Comienzo, un programa de atención integral dirigido a la primera infancia en Medellín que ofrece, entre otros servicios, la modalidad institucional, la cual garantiza el cuidado y atención de los infantes durante ocho horas diarias y cinco días a la semana. La estimación del efecto se lleva a cabo con dos metodologías, diferentes pero no excluyentes: emparejamiento o *matching*, y variables instrumentales; la primera estima el efecto promedio y las segundas el efecto local de la intervención. Los resultados de la estimación del efecto promedio sugieren que el Programa Buen Comienzo aumenta la participación laboral de las madres participantes entre tres y nueve puntos porcentuales (pp), equivalentes a un aumento entre el 10% y 27% en la participación laboral, mientras que el efecto local estimado por variables instrumentales para las madres cerca de las instalaciones del programa es aun mayor (31 pp). Si bien la probabilidad de que las madres sean empleadas —una vez que han decidido participar— depende sobre todo de la demanda de empleo, se nota un efecto promedio de 1 pp, lo cual sugeriría que el programa facilita encontrar empleo.

1. LA RELACIÓN ENTRE LA PARTICIPACIÓN LABORAL DE LAS MADRES Y EL COSTO DEL CUIDADO INFANTIL: QUÉ DICEN LOS ESTUDIOS DE OTROS PAÍSES

Gran parte de la literatura sobre cuidado infantil y participación laboral se ha centrado en la medición de elasticidades. En efecto, y para el caso de los Estados Unidos, Anderson y Levine (1999) reportan que la elasticidad de la participación laboral femenina respecto al precio del cuidado infantil se ubica en un rango entre -0,05 y -0,35, en el que la mayor sensibilidad corresponde a las madres con mayores desventajas socioeconómicas, en contraste con lo encontrado por Ribar (1995), quien registra mayor elasticidad en las madres solteras, y el estudio de Gong *et al.* (2012) que determina una elasticidad de -0,15 para las mujeres casadas en Australia.

Otra serie de investigaciones ha explorado el efecto de la provisión gratuita del cuidado infantil. En Suecia, según el estudio de Gelbach (2002), la provisión pública incrementa la participación laboral de las madres solteras en magnitudes entre 6% y 24%, y la de las madres casadas entre 6% y 15%. En Argentina, Berlinsky y Galiani (2007) analizaron el efecto de la expansión de las escuelas públicas preprimarias (para niños y niñas entre 3 y 5 años) y observaron que un aumento de escuelas preprimarias incrementa la probabilidad de empleo materno en 7 pp; de manera similar, Paes de Barros (2011) en su estudio para Brasil muestra que asistir a un centro de cuidado infantil amplía la oferta laboral de las mujeres en 8 pp, lo cual potencia las tasas de empleo en 27%.

La evidencia también permite concluir que el efecto del cuidado infantil sobre la participación laboral no se limita a hogares desventajados en los que por cuestiones de ingreso la madre debe trabajar; en efecto, Gustafsson y Stafford (1992) muestran cómo en Suecia también se da un efecto positivo en la participación laboral entre las mujeres de altos ingresos; finalmente, Fong y Lokshin (2000), Lokshin *et al.* (2004) y Lokshin (1999), en sus estudios para Rumania, Rusia y Kenia encuentran que la provisión pública de cuidado infantil incrementa la participación laboral de las madres entre 12% y 15%.

Por consiguiente, las pruebas indican que el efecto del cuidado infantil sobre la participación laboral es positivo, con una magnitud entre 6 y 24 pp. No obstante, cuál es el efecto en Colombia, y más específicamente en Medellín, es aún una pregunta por responder.

2. MODELO TEÓRICO

Partimos de un modelo individual de participación laboral en el cual las mujeres maximizan su bienestar sujetas a una restricción presupuestaria que está compuesta por el salario ofrecido y por los costos directos relacionados con su participación en el mercado (transporte, vestido, etc.), así como los costos indirectos, entre los que cabe destacar el de oportunidad de dejar a sus hijos en casa, o el costo adicional que implica pagar por su cuidado. Luego de un proceso de optimización, la mujer decide si participa o no en el mercado laboral. De esta manera, en presencia de una reducción del costo del cuidado de los hijos y todo lo demás constante, el trabajo se torna más rentable y se genera así un efecto sustitución positivo que aumentaría las horas destinadas al trabajo con relación a las destinadas al ocio. Sin embargo, para las mujeres que ya trabajan podría darse simplemente una sustitución del cuidado infantil privado por el público sin que se logre

afectar la participación laboral. En este trabajo exploramos qué tanto el Programa Buen Comienzo tiene un efecto significativo sobre la participación laboral y empleabilidad de las madres.

3. DESCRIPCIÓN DEL PROGRAMA

En 2006, el gobierno de Medellín inició una estrategia integral de atención a la primera infancia con el fin de complementar el servicio provisto por el Gobierno nacional y lograr una mayor cobertura, puesto que se diagnosticaba un faltante en términos de universalización del servicio. En efecto, y con datos del 2007, de los 153.388 menores de 5 años y en condiciones de vulnerabilidad de esta ciudad, 49.602 eran atendidos por diferentes modalidades de cuidado provistas por el Gobierno nacional a través del Instituto Colombiano de Bienestar Familiar (ICBF), y de estos, 34.385 asistían a hogares comunitarios (hogares de madres al cuidado de 13 niños en promedio, desde los 3 meses hasta los 5 años de edad), es decir que, del total de niños y niñas entre 0 y 5 años de edad en condiciones de vulnerabilidad solo el 32% se encontraba atendido en modalidades institucionales del ICBF con la infraestructura física para el cuidado de los infantes ocho horas diarias y cinco días a la semana (Alcaldía de Medellín, 2009). Así entonces, el Programa Buen Comienzo se plantea como una estrategia para ofrecer una atención integral a niñas y niños en estado de vulnerabilidad social desde la gestación hasta los 5 años de edad. A partir de un reconocimiento de la presencia y experiencia del ICBF el gobierno de Medellín buscó articular los objetivos y finalidades del nuevo programa con lo ya existente, complementando la atención y ampliando la cobertura hacia sectores carentes de ella.

En la práctica, el programa funciona como un subsidio público de atención a la primera infancia que beneficia a la población de bajos ingresos, minorías y víctimas de la violencia. El principal objetivo de Buen Comienzo ha sido la atención integral, mediante un equipo interdisciplinario, desde la gestación hasta los 5 años de edad, así como la formación de capital humano de los infantes, el aumento del ingreso familiar y la participación laboral materna.

En sus orígenes el programa se nutrió de la infraestructura inicial de antiguos cuidadores y contrató la prestación del servicio con entidades no gubernamentales que tuviesen presencia en la ciudad y experiencia en atención integral a la primera infancia, siempre y cuando cumplieran con la cualificación requerida y siguieran los lineamientos previstos; así, al tiempo que se homologa la provisión de atención infantil existente, se liberan recursos para ampliar su cobertura.

Entre las modalidades de atención ofrecidas a los niños y niñas hasta los 5 años de edad se encuentra la institucional, que atiende de manera gratuita a los infantes ocho horas al día —desde las 8 a. m. hasta las 4 p. m.— durante cinco días de la semana, en infraestructuras físicas que reciben el nombre de centros infantiles e incluyen los jardines infantiles propiedad del programa, centros operados por organizaciones no gubernamentales (ONG) y salacunas para menores de 1 año (una descripción detallada del funcionamiento del programa y su interacción con los programas existentes puede verse en el Apéndice A).

El agrupamiento de la atención a los menores de 5 años, así como el aumento de cobertura, llevó a un total de 79.124 personas atendidas por Buen Comienzo (entre niños, niñas y madres gestantes) en abril de 2014.

4. METODOLOGÍA

Para estimar el efecto del programa partimos del modelo de resultados potenciales de Roy-Rubin (Roy, 1951; Rubin, 1978), el cual plantea que en presencia de un tratamiento binario el indicador de tratamiento (D_i) es igual a 1 si el individuo i recibe tratamiento (participa en el programa), y 0 en caso contrario (con $i = 1 \dots N$). Para cualquier individuo hay dos resultados potenciales: en tratamiento, $Y_i(1)$, y con ausencia de este, $Y_i(0)$; así, el efecto del tratamiento, o el efecto de la participación, para el individuo i puede ser escrito como $T_i = Y_i(1) - Y_i(0)$.

No obstante, el principal reto de estimar el efecto del programa, o los cambios que este induzca en el comportamiento de los individuos, está en la imposibilidad de observar al mismo tiempo a un individuo que participa y no participa en él (Caliendo, 2006; Blundell y Costa Días, 2002); en otras palabras, la dificultad radica en la imposibilidad de estimar el contrafactual $Y_i(0)$, es decir, lo que hubiera pasado con el individuo que participó en el programa en el caso de que no lo hubiese hecho.

Para superar esta limitación es necesario construir el grupo de no beneficiarios de manera que sea lo más parecido al de beneficiarios, lo cual implica controlar por el sesgo de selección en el programa, esto es, controlar por características que, al tiempo que determinan la participación de los individuos en él, pueden afectar el indicador de interés, en este caso la participación laboral. Una forma de hacer esto es con el método de emparejamiento o *matching*, que se ve favorecido por la mayor disponibilidad de datos como en el presente caso (Imbens *et al.*, 2004).

La idea es que, en presencia de un tratamiento binario (participa, no participa), el resultado de no participar en el programa es imputado a partir de individuos con características similares a las de los participantes (Abadie *et al.*, 2002). El método consiste en caracterizar el grupo de tratados e identificar entre el de individuos no participantes (o grupo de control) aquellos con las características más similares. El efecto estimado sería así la diferencia entre dos medias muestrales (entre participantes y no participantes).

El método de emparejamiento o *matching* requiere además los siguientes supuestos (ver Heckman *et al.*, 1997, 1998; Imbens *et al.*, 2004) para la explicación técnica:

- i) Selección basada en características observables o independencia condicionada: dado un grupo de características observables, X , no afectadas por la participación en el programa, los resultados de este son independientes de la decisión de participar o no en él.
- ii) Área de soporte común: con base en este supuesto se asegura que individuos con características X tienen una probabilidad positiva de participar o no en el programa. Así, de acuerdo con los supuestos anteriores, las diferencias entre individuos tratados y no tratados, pero con iguales características observadas, se atribuyen únicamente al tratamiento (o programa).

La técnica usada en este análisis para realizar el pareo entre participantes y no participantes es la del vecino más cercano (*nearest neighbour matching, nnm*), la cual identifica el individuo con las características más cercanas —menor diferencia, menor distancia— al individuo tratado; de conformidad con Imbens y Abadie (2011), este sería el método de emparejamiento más eficiente, razón por la cual no se realiza una estimación alterna con otros estimadores (tales como Kernel, etcétera).

Para implementar el proceso de *matching* se sigue a Abadie *et al.*, (2002) quienes presentan un pareo con reemplazo —cada control puede ser usado más de una vez— y estima los errores estándar por medio de modelos de diferencias entre medias, con lo que se evita el *bootstrapping*. El efecto estimado es el efecto promedio del programa o el efecto promedio sobre los beneficiarios, esto es, el *Average Treatment Effect* o *Average Treatment on the Treated* (ATE y ATT, respectivamente).

Además de lo anterior, el efecto de Buen Comienzo es estimado con el procedimiento de variables instrumentales, las cuales estiman un efecto local o LATE (*Local Average Treatment Effect*), es decir, el efecto sobre una población en particular, que no necesariamente debe coincidir con el efecto promedio del programa. Para tal fin, utilizamos la información geográfica relacionada con la disponibilidad de centros de atención Buen Comienzo alrededor de la residencia de la madre (variable que ya ha sido empleada para instrumentar la participación en programas sociales en Colombia por Attanasio *et al.*, 2013); la estrategia de identificación se basa en utilizar el componente exógeno de la participación en el programa, o sea aquella porción de la decisión de atender el programa que es explicada por la distancia a la infraestructura física del mismo.

La metodología de variables instrumentales (IV) tiene validez en la medida en que la variable usada como instrumento explique la participación de las madres en el programa sin que esto tenga una relación directa con sus indicadores laborales. La estimación se efectúa en dos etapas:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 T_i + \beta_2 X_i + \varepsilon_i \tag{1}$$

$$T_i = \alpha_0 + \alpha_1 DIST_i + \alpha_2 X_i + V_i \tag{2}$$

Donde Y_i se refiere al indicador laboral (participar, trabajar o estar desempleado) de la madre i ; T_i es una variable categórica que toma el valor de 1 si la madre es beneficiaria del Programa Buen Comienzo (tratada), y 0 en el caso contrario (madre no participante, o control); X_i es un vector de características demográficas de cada madre participante; $DIST_i$ es el primer instrumento a considerar y se refiere a la distancia en metros entre la vivienda de la madre observada y el centro de atención Buen Comienzo más cercano. De acuerdo con los supuestos de la metodología, el instrumento o variable utilizada para explicar la participación debe cumplir con el supuesto de exogeneidad en cuanto a su relación con la variable resultado de interés (participación y probabilidad de empleo), a la vez que tener estrecha correlación con la asignación del tratamiento (ser atendido por el programa). La intuición para usar la distancia como instrumento radica en que es de esperarse que tenga una relación significativa y directa con la participación en Buen Comienzo, lo cual disminuye la probabilidad de participación a mayor distancia, sin que esto afecte, al menos no de manera directa, las variables laborales de la madre.

Como se mencionó, el estimador se interpreta de manera local en la medida en que el efecto responde al impacto del programa sobre las variables laborales de aquellas madres cuya participación en este se ve afectada por la distancia a su infraestructura y que si tuvieran una ubicación diferente no habrían participado en él.

La ecuación (3) a continuación explora un instrumento adicional representado en la variable $NCentros_i$ para la primera etapa de la estimación, y hace referencia al número de centros de atención Buen Comienzo en un radio de 500 m alrededor de la vivienda de la madre i :

$$T_i = \gamma_0 + \gamma_1 Dist_i + \gamma_2 NCentros_i + v_i \quad (3)$$

Esto implica, intuitivamente, que a mayor número de centros alrededor de la vivienda, mayor será la probabilidad de atender el programa; en contraste, no hay por qué esperar que la disponibilidad de los centros de atención afecte de manera directa las variables laborales de la madre, excepto a través de su participación en el programa.

Con el fin de identificar si el supuesto de relación directa entre los instrumentos y la variable tratamiento (participación en el programa) se cumple, se presenta la primera etapa de la estimación y se reporta el F -estadístico (la significancia conjunta de los instrumentos). De acuerdo con Stock *et al.* (2005) un F -estadístico por encima de diez indica que no hay instrumentos débiles que conllevarían a estimadores sesgados del efecto de la participación.

La distribución del instrumento que hace referencia al número de centros de cuidado asociados al Programa Buen Comienzo se presenta en el Gráfico 8.1, en el que se registra además el ingreso medio del barrio. Como puede apreciarse, la oferta pública de centros infantiles está concentrada en entornos geográficos de bajos ingresos, lo cual evidencia la focalización del programa.

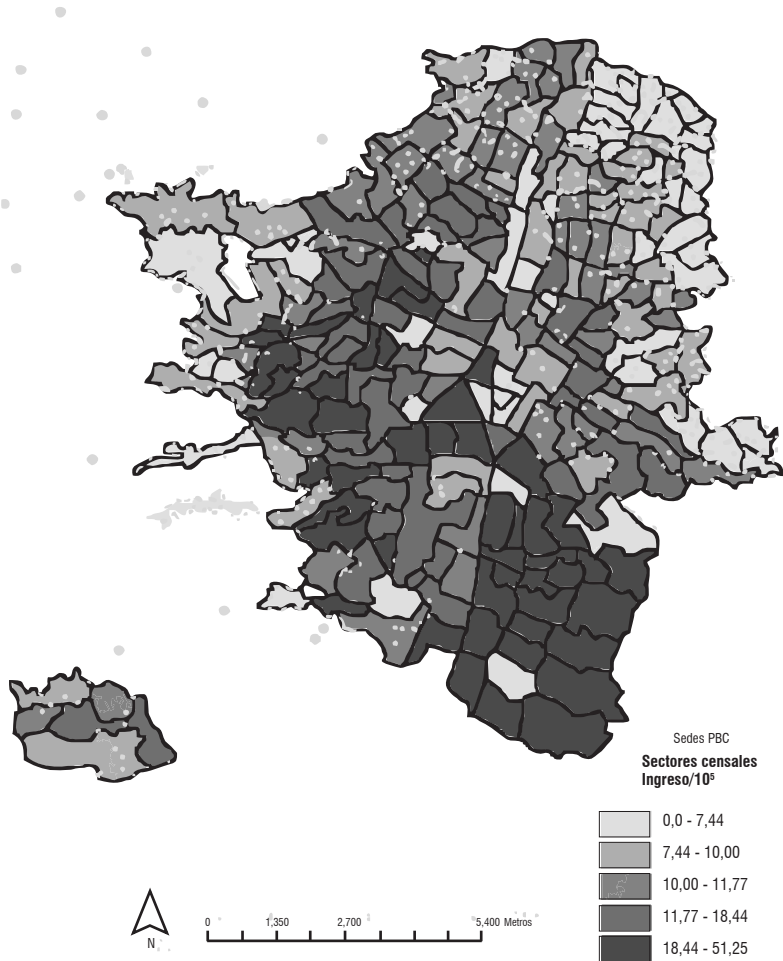
Aunque la estimación se lleva a cabo con dos metodologías diferentes, los resultados son complementarios, no excluyentes, pues estiman el efecto del programa sobre dos poblaciones diversas (la promedio y la localizada cerca de los centros de atención); por lo anterior, los resultados contribuyen a entender cómo toman las madres su decisión de participar en el mercado laboral y ofrecen elementos para hacer recomendaciones de política pública en cuanto a la oferta y ubicación de este tipo de programas sociales.

5. DATOS

Una de las ventajas del presente estudio es que utiliza los registros administrativos de los infantes que participan en Buen Comienzo, así como los de sus madres/acudientes; además, se utilizan los datos del Sistema de Beneficiarios (Sisbén), instrumento de clasificación por niveles socioeconómicos que se usa para focalizar diversos programas sociales. En Medellín el Sisbén anteriormente clasificaba alrededor de 1.575.000 individuos (60% de la población de la ciudad) en seis niveles, de conformidad con el conjunto de características demográficas y socioeconómicas de los hogares, y agrupando en el nivel uno el conjunto de individuos con mayor vulnerabilidad, en la actualidad asigna simplemente un

Mapa 7.1

Distribución geográfica de las sedes del programa Buen Comienzo y niveles de ingreso por área censal de Medellín



Fuente: registros administrativos programa Buen Comienzo, Municipio de Medellín. Datos georeferenciados de Planeación Municipal (Medellín); elaboración de los autores.

puntaje que refleja lo anterior. Para conducir el análisis, la encuesta Sisbén se emplea para enriquecer las características demográficas de los ya participantes, así como los potenciales beneficiarios del programa que no fueron encontrados en sus registros administrativos; de esta manera, el pareo de las dos encuestas permite caracterizar tanto la población de participantes como la de no participantes. Asimismo, el cruce de información permite acceder a la actividad económica de las madres, esto es, si trabajan, estudian o son amas

de casa, entre otras. Con el fin de mejorar el porcentaje de individuos pareados en ambas muestras, el procedimiento de pareo entre las bases se realiza no solo con el número de identificación que está disponible en ambas fuentes de información, sino también con otra información del niño o la niña participante, tal como fecha de nacimiento, nombres y apellidos completos, información que en su conjunto garantiza la identificación de los infantes de forma consistente en ambos registros, por lo tanto, el método de emparejamiento (*matching*) utilizado es mejor que si se usara apenas una de las dos fuentes de información.

Por su parte, las variables geográficas empleadas como instrumentos (distancia a los centros infantiles más cercanos y número de centros en un radio de 500 m), se obtienen a partir de la georreferenciación de las direcciones de la vivienda y de los hogares, respectivamente, la cual está disponible en la página web de Planeación Municipal.

El número de observaciones está dado así por varios factores: en el caso de los registros del Programa Buen Comienzo, por el número de mamás a cuyos infantes atiende alguna de las modalidades institucionales con duración de ocho horas diarias, cinco días a la semana y que, además, se encuentran en la base de datos del Sisbén. El análisis del presente capítulo se restringe a las madres jefe de hogar o esposa del jefe, quedando excluidas las mujeres a cargo de infantes que no son sus hijos o nietos, algo común en hogares de familias extendidas o con estructuras no convencionales.

Por otra parte, el grupo de madres control está dado por la definición de madres en la encuesta Sisbén, lo cual se limita también, por las razones explicadas, a madres (o abuelas) de menores de 6 años, que son jefes o cónyuges del jefe de hogar.

La población potencial la constituyen las madres/abuelas del Sisbén que tienen la característica de ser jefes del hogar o cónyuges del jefe, 300.018 mujeres en total; de ellas, un poco menos de la mitad, 118.994, tienen un hijo/nieto menor de 6 años, de las cuales 117.577 fue posible georreferenciar; este último es el universo potencial a estudiar.

De los registros administrativos que lograron parearse con Sisbén y que fueron georreferenciados, las madres/abuelas pertenecientes al tratamiento suman 5.287, mientras que de las 112.000 madres potenciales para el control 66.788 no tienen niños o niñas participando en otra guardería pública (ICBF) o privada, que es la condición que utilizamos para evaluar el efecto del cuidado infantil con respecto a su ausencia; esto nos deja con una muestra de estimación de 71.542 madres, de las cuales 7,5% pertenecen al Programa Buen Comienzo (grupo de tratamiento) y el resto al grupo de comparación (o control). En las estimaciones se observarán ligeras variaciones en el número de observaciones debido a las restricciones de edad de las madres/abuelas o de los infantes para ser incluidos en las estimaciones.

6. ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS

El Cuadro 7.1 muestra los promedios de las variables para todas las madres mayores de 25 años con niños menores de 6 años. La restricción de 25 años es elegida considerando que a esta edad la mayoría de la población ha finalizado su estatus de inactividad por razones de estudio. De la columna 1 se infiere que 4% de la muestra son mamás de niños y niñas beneficiarios del programa (7% si se incluyen abuelas); de este grupo de madres

Cuadro 7.1**Estadísticas descriptivas y diferencia en medias para madres mayores de 25 años de acuerdo a su status en el programa (porcentaje)**

	Todas	Tratadas	Controles	Diferencia en medias	Error estándar
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Tratamiento-control sin ICBF/guarderías privadas-mamás y abuelas	7,00				
Tratamiento-control sin ICBF/guarderías privadas-mamas	4,00				
Participa en el mercado laboral	33,00	32,00	31,00	0,0149**	0,010
Trabaja	31,00	31,00	29,00	0,0165**	0,010
Edad	38,15	38,20	38,22	-0,0178	0,180
Educación: ninguna	4,00	3,00	4,00	-0,0024	0,000
Educación: primaria	52,00	51,00	51,00	-0,0037	0,010
Educación: secundaria	4,00	5,00	4,00	0,0067**	0,000
Educación: técnica o universitaria	2,00	3,00	2,00	0,0020	0,000
Estado civil: soltera	16,00	16,00	15,00	0,0090*	0,010
Estado civil: casada/unión libre	70,00	69,00	71,00	-0,0245***	0,010
Estado civil: separada	8,00	9,00	8,00	0,0117***	0,000
Estado civil: viuda	6,00	6,00	6,00	0,0038	0,000
Número de desempleados en el hogar	0,16	0,16	0,17	-0,0079	0,010
Número de mujeres fértiles	0,75	0,76	0,77	-0,0071	0,010
Mujer es jefe de hogar	41,00	44,00	40,00	0,0352***	0,010
Cónyuge trabaja	56,00	55,00	56,00	-0,0176**	0,010
No hay cónyuge	31,00	32,00	30,00	0,0221***	0,010
Material piso: baldosa	52,00	55,00	53,00	0,0249***	0,010
Material piso: cemento	45,00	42,00	45,00	-0,0331***	0,010
Material pared: ladrillo	96,00	94,00	96,00	-0,0182***	0,000
Material pared: madera	3,00	5,00	3,00	0,0167***	0,000
Sanitario con alcantarillado	93,00	92,00	93,00	-0,0021	0,000
Sanitario sin alcantarillado	3,00	4,00	3,00	0,0053**	0,000
Agua de acueducto	97,00	97,00	97,00	-0,0049**	0,000
Agua de río	2,00	3,00	2,00	0,0039*	0,000
Estrato 1	25,00	28,00	25,00	0,0284***	0,010
Estrato 2	54,00	40,00	54,00	-0,1388***	0,010
Estrato 3	21,00	32,00	21,00	0,1073***	0,010
Estrato 4 - 6	0,00	0,00	0,00	0,0032***	0,000
Vivienda propia	38,00	36,00	38,00	-0,0160**	0,010
Número de personas en el hogar	5,20	5,43	5,12	0,3029***	0,030
Número de cuartos	3,01	3,01	3,00	0,0049	0,020
Número de niños de edad < 5 años	0,97	1,53	1,01	0,5192***	0,010
Número de adultos > 60 años	0,20	0,19	0,20	-0,0015	0,010
Número de mujeres embarazadas	1,54	1,58	1,54	0,0342***	0,010
Presencia de discapacitados	0,00	0,00	0,00	0,0009	0,000
Observaciones	117.010	5.149	65.429		

Fuentes: Registros administrativos del Programa Buen Comienzo y del Sisbén, Municipio de Medellín; elaboración de los autores.

con menores de edad el 33% participa en el mercado de trabajo y el 31% trabaja; el 70% están casadas, 41% de ellas son jefes de hogar, y un poco más de la mitad están en hogares en los que el cónyuge trabaja. De acuerdo al material de la vivienda, la mitad cuenta con alcantarillado, paredes de ladrillo y pisos de baldosa. De la misma manera, el 80% de la muestra pertenece a los estratos 1 y 2, lo que refleja la vulnerabilidad de la población en estudio. El 38% tiene vivienda propia y el número de personas promedio del hogar es de alrededor de cinco individuos.

Al comparar las madres de los beneficiarios (madres tratamiento) y las demás (madres control) se aprecian diferencias significativas (columnas 2 y 3); las madres que participan en el programa tienen una tasa de participación laboral promedio mayor que las que no lo hacen, aunque en términos de edad son semejantes (38 años). En el grupo de tratamiento hay menos madres que viven con algún compañero, lo que se refleja también en la presencia de más jefes de hogar mujeres (44% vs. 40% en el grupo de control); de manera similar, hay menor proporción de madres tratadas en hogares en los que el cónyuge trabaja. En términos de condiciones de vida, las variables de riqueza y estrato reflejan que en el grupo de madres participantes una mayor proporción pertenece al estrato 1, menos poseen vivienda propia y más tienen hijos menores de 5 años. En vista de tales diferencias, es necesario realizar un estudio multivariado, como se hace en la sección de estimación.

7. RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES ECONÓMICAS

7.1 Estimaciones por emparejamiento (*matching*)

Los cuadros 7.2 y 7.3 muestran el efecto promedio del programa (o Average Treatment Effect [ATE]) y el efecto promedio sobre las personas tratadas (o Average Treatment Effect on the Treated [ATT]) estimados por emparejamiento (*matching*). Como ya se mencionó, el

Cuadro 7.2

Probabilidad de participar en el mercado laboral: estimación por *matching* o emparejamiento del efecto del Programa Buen Comienzo para madres mayores de 25 años

	Madres y abuelas			Madres		
	Estimador ATE simple	Estimador ATE corregido por sesgo	Estimador ATT corregido por sesgo	Estimador ATE simple	Estimador ATE corregido por sesgo	Estimador ATT corregido por sesgo
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Efecto del Programa	0,00 (0,01)	0,01 (0,01)	0,01 (0,01)	0,07*** (0,01)	0,09*** (0,01)	0,03*** (0,01)
Observaciones	60.933	60.933	60.933	59.238	59.238	59.238

Notas: los errores estándar se muestran en paréntesis; *, ** y *** corresponden al 10%, 5% y 1% de significancia, respectivamente. Fuente: registros administrativos programa Buen Comienzo y del Sisbén, Municipio de Medellín; elaboración de los autores.

Cuadro 7.3**Probabilidad de trabajar: estimación por *matching* o emparejamiento del efecto del Programa Buen Comienzo para madres mayores de 25 años**

	Madres y abuelas			Madres		
	Estimador ATE simple	Estimador ATE corregido por sesgo	Estimador ATT corregido por sesgo	Estimador ATE simple	Estimador ATE corregido por sesgo	Estimador ATT corregido por sesgo
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Efecto del Programa	0,02** (0,01)	0,01** (0,00)	-0,01 (0,00)	0,01 (0,01)	-0,01 (0,01)	-0,01 (0,01)
Observaciones	19.874	19.874	19.874	19.432	19.437	19.437

Notas: los errores estándar se muestran en paréntesis; *, ** y *** corresponden al 10%, 5% y 1% de significancia, respectivamente. Fuente: registros administrativos programa Buen Comienzo y del Sisbén, Municipio de Medellín; elaboración de los autores.

pareo se realizó con reemplazo y cada madre tratada fue pareada con cuatro controles diferentes. Las variables usadas en el proceso de emparejamiento fueron: categorías del estado civil, de la educación y edad de la madre; número de desempleados en el hogar; indicativos de si la mujer es jefe del hogar, de si la pareja trabaja y de ausencia de compañero. En cuanto a las variables de composición del hogar y de la vivienda, se incluyeron: tamaño del hogar, número de cuartos de la vivienda, presencia de niños menores de 5 años o de adultos mayores de 60, presencia de discapacitados y de mujeres embarazadas; categorías del estrato socioeconómico del hogar y propiedad/arriendo de la vivienda, así como otros indicadores de riqueza como materiales de construcción, acueducto y alcantarillado; y categorías de las comunas (agregación geográfica de varios barrios dentro de la ciudad).

Cada cuadro tiene seis columnas; las primeras tres reportan las estimaciones para la muestra de madres y abuelas, las restantes se refieren únicamente a las madres. Las columnas 1 y 4 contienen el estimador simple, que se obtiene al promediar la diferencia de la variable de interés —participación laboral, empleo, Y_i — entre las mujeres de tratamiento y las de control incluidas en el pareo. No obstante, esta primera diferencia puede estar sesgada si el pareo no es exacto; por esta razón las columnas 2, 3 y 5, 6, respectivamente para las dos muestras, presentan los efectos promedio (ATE, ATT) con ajuste del estimador de *matching* por el sesgo de pareo debido a las diferencias en las variables sociodemográficas (Imbens *et al.*, 2004).

Los resultados ajustados indican que hay efectos significativos del programa en la participación laboral para la muestra que incluye solamente a las madres; el efecto promedio (ATE) es de 9 pp (o 27%) y el efecto promedio sobre las mujeres tratadas (ATT) es de 3 pp (o 10%).

El Cuadro 7.3 reporta los resultados de las estimaciones para la probabilidad de trabajar, dada la participación de las mujeres en el mercado laboral. Se encuentra un efecto positivo de 1 pp en la probabilidad de emplearse para las madres y abuelas, pero este resultado desaparece cuando la muestra se restringe únicamente a las madres.

Cuadro 7.4
Diferencia en los grupos de tratamiento y control antes y después del pareo
(muestra: madres y abuelas mayores a 25 años)
 (porcentaje)

	Antes del emparejamiento o <i>matching</i>			Después del emparejamiento o <i>matching</i>		
	Tratamiento	Control	Diferencia Tratamiento – Control	Tratamiento	Control	Diferencia Tratamiento – Control
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Piso: baldosa	0,54	0,55	-0,01	0,54	0,55	-0,00*
Piso: cemento	0,44	0,42	0,02**	0,44	0,44	0,00
Pared: bloque ladrillo	0,96	0,93	0,03***	0,96	0,96	-0,00*
Pared: madero	0,03	0,06	-0,03***	0,03	0,03	0,00
Sanitario conectado	0,93	0,92	0,01*	0,94	0,94	-0,01***
Sanitario sin conexión	0,03	0,04	-0,01***	0,03	0,03	0,00***
Agua de acueducto	0,97	0,96	0,01***	0,98	0,98	-0,00***
Agua de río	0,02	0,03	-0,01**	0,02	0,02	0,00
Estrato 2	0,54	0,40	0,14***	0,53	0,52	0,01***
Estrato 3	0,22	0,32	-0,10***	0,23	0,24	-0,01***
Estrato 4, 5 o 6	0,00	0,00	-0,00***	0,00	0,00	0,00
Vivienda propia o pagando	0,41	0,30	0,11***	0,37	0,35	0,02***
Total personas en el hogar	5,32	4,77	0,55***	5,00	4,85	0,14***
Numero de cuartos en el hogar	3,10	2,84	0,26***	3,00	2,98	0,02***
Niños menores de 5 años en el hogar	0,98	1,35	-0,37***	0,97	1,06	-0,09***
Adultos mayores de 60 años en el hogar	0,22	0,09	0,13***	0,13	0,09	0,04***
Mujeres embarazadas en el hogar	1,59	1,20	0,40***	1,59	1,49	0,10***
Presencia de discapacitado en el hogar	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Estado civil: casado o en unión libre	0,69	0,76	-0,07***	0,51	0,50	0,01***
Estado civil: pareja	0,09	0,07	0,02***	0,15	0,14	0,01***
Estado civil: viudo	0,06	0,01	0,05***	0,05	0,05	0,00**
Educación: secundaria	0,04	0,07	-0,03***	0,06	0,06	0,00
Educación: técnica universitaria	0,03	0,04	-0,01***	0,05	0,05	0,00
Número de personas desempleadas en el hogar	0,18	0,10	0,07***	0,21	0,13	0,08***
Edad	40,42	32,98	7,44***	38,55	37,61	0,94***
Hijas fértiles en el hogar	0,85	0,45	0,40***	0,86	0,75	0,10***
Mujer jefe	0,42	0,37	0,06***	0,63	0,63	0,01***
Sin compañero	0,32	0,25	0,07***	0,51	0,51	0,00
Conyuge trabaja	0,54	0,65	-0,11***	0,36	0,37	-0,02***
Observaciones	60.955					

Fuente: registros administrativos programa Buen Comienzo y del Sisbén, Municipio de Medellín; elaboración de los autores.

Es relevante preguntarse qué tan robusto es el pareo y qué tanta superposición se encuentra entre la población tratada y la no tratada identificable en la base de datos del Sisbén. El Cuadro 7.4 reporta las diferencias sociodemográficas entre las dos poblaciones antes y después del pareo; la comparación entre las columnas 3 y 6 muestra que las diferencias se reducen después del pareo en una proporción importante, al alcanzar niveles muy cercanos a cero o incluso cero, lo que implica un pareo exacto.

7.2 Estimaciones con variables instrumentales

El efecto local calculado por medio de variables instrumentales (IV) se encuentra en el Cuadro 7.5; las dos primeras columnas presentan los resultados conjuntos para madres y abuelas de infantes beneficiarios del programa, mientras que las dos últimas registran solo los de las madres. Para cada uno de los dos grupos tratados se reportan las estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios y por variables instrumentales; las variables de control utilizadas son el mismo conjunto de categorías individuales y de grupo mencionadas en el procedimiento de emparejamiento. Al analizar las columnas 1 y 2 se observa que cuando se consideran madres y abuelas en conjunto no aparece un efecto significativo en la probabilidad de participar en el mercado laboral por ninguno de los dos métodos, mientras que, una vez se restringe el análisis a madres únicamente, la estimación por mínimos cuadrados ordinarios sugiere un aumento de 2 pp en la participación laboral, y para este mismo grupo el estimado con variables instrumentales registra un aumento de 31 pp en la oferta laboral de las madres. Esto sugiere que el método de mínimos cuadrados ordinarios subestimaría muy seriamente el efecto promedio del programa.

Cuadro 7.5

Estimación del efecto del programa sobre la participación laboral de las madres por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y variables instrumentales (VI)

	Madres y abuelas		Madres	
	MCO (1)	VI (2)	MCO (3)	VI (4)
Mujer tratada	0,01 (0,01)	0,19 (0,10)	0,02** (0,01)	0,31* (0,18)
Controles incluidos				
Variables Individuales	Sí	Sí	Sí	Sí
Variables de hogar	Sí	Sí	Sí	Sí
Variables de vivienda	Sí	Sí	Sí	Sí
F-estadístico		133,9		87,31
p-value		0,00		0,00
Observaciones	60.906	60.906	59.215	59.215

Notas: los errores estándar se muestran en paréntesis; *, ** y *** corresponden al 10%, 5% y 1% de significancia, respectivamente. Fuentes: Registros administrativos del programa Buen Comienzo y del Sisbén, y datos georeferenciados de Planeación Municipal (Medellín).

El *F*-estadístico de la primera etapa para las diferentes estimaciones se presenta en la parte inferior del cuadro. Como puede verse en los dos casos (madres y abuelas, o madres tan solo), el *F*-estadístico está por encima de 10, lo que de acuerdo con Stock *et al.*, (2005) permite rechazar la hipótesis de instrumentos débiles en la estimación.

Por su parte, las estimaciones al usar como variable dependiente la probabilidad de trabajar dado que la madre tratada participe del mercado laboral, no arroja un resultado estadísticamente significativo, lo cual sugiere que las madres, una vez participan, tienen igual probabilidad de encontrar empleo que otras madres no participantes.

Los resultados de la primera etapa, es decir, los determinantes de participar en el Programa Buen Comienzo, tienen importancia en sí mismos, de ahí que se reportan en el Cuadro 7.6. La columna 1 presenta la primera etapa para el grupo de tratadas que incluye madres y abuelas, mientras que la columna 2 excluye a estas últimas. Las dos variables que se utilizan como instrumento tienen un efecto significativo en el uso de los servicios de cuidado infantil: la distancia a los centros de atención está relacionada negativamente con el uso de los servicios y el número de jardines a 500 m está relacionado positivamente.

Cuadro 7.6
Primera etapa: determinantes de la participación en el programa

	(1) Madres y abuelas	(2) Madres
Número de centros infantiles en 500 metros	0,00*** (0,00)	0,00*** (0,00)
Distancia mínima a centro BC	-0,02*** (0,00)	-0,02*** (0,00)
Número de personas en el hogar	0,01*** (0,00)	0,00*** (0,00)
Número de cuartos	0,00 (0,00)	-0,00** (0,00)
Número de niños de edad menor a 5 años	0,05*** (0,00)	0,03*** (0,00)
Número de adultos mayor a 60 años	0,00 (0,00)	0,01*** (0,00)
Número de mujeres embarazadas	-0,02*** (0,00)	-0,03*** (0,00)
Presencia de discapacitados	0,01 (0,02)	0,01 (0,01)
Estado civil: casada / unión libre	-0,01 (0,01)	0,00 (0,01)
Estado civil: separada	0,01 (0,00)	0,00 (0,00)
Estado civil: viuda	0,01 (0,01)	0,00 (0,00)
Educación: secundaria	0,00 (0,01)	0,01 (0,01)
Educación: técnica o universitaria	-0,02*** (0,01)	-0,01 (0,01)

Cuadro 7.6 (continuación)**Primera etapa: determinantes de la participación en el programa**

	(1) Madres y abuelas	(2) Madres
Número de desempleados en el hogar	0,00 (0,00)	-0,00** (0,00)
Edad	0,00 (0,00)	-0,00*** (0,00)
Número de mujeres fértiles	-0,01*** (0,00)	-0,01*** (0,00)
Mujer es jefe de hogar	0,01** (0,00)	0,01*** (0,00)
No hay cónyuge	-0,01 (0,01)	0,00 (0,01)
Cónyuge trabaja	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
Estrato 2	-0,02*** (0,00)	-0,01*** (0,00)
Estrato 3	0,02*** (0,00)	0,01*** (0,00)
Estrato 4 - 6	0,13*** (0,05)	0,09** (0,04)
Vivienda propia	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
Constante	0,10*** (0,02)	0,02 (0,03)
Observaciones	60.906	59.215

Notas: BC significa Buen Comienzo. Las regresiones incluyeron las categorías por comuna. Los errores estándar se muestran en paréntesis; *, ** y *** corresponden al 10%, 5%, 1% de significancia, respectivamente.

Fuentes: Registros administrativos del Programa Buen Comienzo y del Sisbén (Medellín).

En el mismo cuadro se aprecia también que las mujeres pertenecientes a hogares con mayor número de personas tienen mayor probabilidad de participar en el programa, al igual que las madres jefes de hogar.

7.3 Pruebas de robustez y discusión de los estimadores

Con el fin de probar la robustez de los resultados realizamos el procedimiento de *matching* con restricción de la muestra a las personas en Sisbén 1 y 2 (que son los potenciales elegibles). En el Cuadro 7.7 se reporta el estimador para el efecto del programa (ATE y ATT) sobre la participación laboral de las madres con dichas características. Como puede verse, esto reduce en cerca de 20.000 observaciones la estimación inicial. No obstante, las conclusiones del efecto promedio se mantienen: usar los servicios de cuidado infantil incrementa la probabilidad de participación laboral de las madres en siete puntos porcentuales.

Los resultados presentados a lo largo de esta sección muestran un efecto positivo del Programa Buen Comienzo en la situación laboral de las madres mayores de 25 años, que se refleja en aumentar entre 3 y 9 pp (10% y 27%) la probabilidad de participación laboral, efecto semejante al encontrado en estudios previos para Argentina en empleo materno (7 pp); dicho efecto se mantiene cuando se restringe la muestra a madres pertenecientes a los niveles de Sisbén 1 y 2 (cuadros 7.7 y 7.8). Por otro lado, hay evidencia de efectos heterogéneos, de acuerdo con nuestros resultados, por variables instrumentales, ya que el aumento de la participación laboral es mayor (31 pp) para aquellas madres ubicadas cerca de los centros de cuidado, lo cual equivale a duplicar su tasa de participación laboral, esto

Cuadro 7.7

Probabilidad de participar en el mercado laboral: estimación por matching o emparejamiento del efecto del Programa Buen Comienzo para madres mayores de 25 años para la muestra de personas en los niveles 1 y 2 del Sisbén

	Madres y abuelas			Madres		
	Estimador ATE simple	Estimador ATE corregido por sesgo	Estimador ATT corregido por sesgo	Estimador ATE simple	Estimador ATE corregido por sesgo	Estimador ATT corregido por sesgo
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Efecto del Programa	0,01 (0,01)	0,01 (0,01)	0,02* (0,01)	0,069*** (0,01)	0,13*** (0,01)	0,044*** (0,01)
Observaciones	41.162	41.162	41.162	40.050	40.050	40.050

Notas: Los errores estándar se muestran en paréntesis; *, ** y *** corresponden al 10%, 5%, 1% de significancia, respectivamente. Fuentes: Registros administrativos del Programa Buen Comienzo y del Sisbén (Medellín).

Cuadro 7.8

Probabilidad de trabajar: estimación por matching o emparejamiento del efecto del programa Buen Comienzo para madres mayores de 25 años para la muestra de personas en los niveles 1 y 2 del Sisbén

	Madres y abuelas		Madres	
	Estimador ATE corregido por sesgo	Estimador ATT corregido por sesgo	Estimador ATE corregido por sesgo	Estimador ATT corregido por sesgo
	(2)	(3)	(5)	(6)
Efecto del Programa	0,02** (0,01)	0,01 (0,01)	0,01 (0,01)	0,01 (0,01)
Observaciones	14.142	14.142	13.825	13.825

Notas: Los errores estándar se muestran en paréntesis; *, ** y *** corresponden al 10%, 5%, 1% de significancia, respectivamente. Fuentes: Registros administrativos del Programa Buen Comienzo y del Sisbén (Medellín).

pone de presente que la cercanía a los centros es muy importante y que por consiguiente sería deseable una densidad mayor de centros.

8. CONCLUSIONES

En este capítulo se ha analizado qué tanto la participación laboral de las madres de Medellín en condiciones de vulnerabilidad se ve facilitada por la presencia de guarderías infantiles públicas como las provistas por Buen Comienzo, las cuales ofrece en su estrategia de desarrollo integral para la primera infancia una modalidad de atención durante ocho horas y cinco días a la semana a infantes hasta de 5 años de edad.

El Programa Buen Comienzo, en sus modalidades institucionales, amplía en forma gratuita la oferta de servicios que prestaban con costo para las familias el Instituto Colombiano de Bienestar Familiar —a través de los hogares comunitarios— y los hogares infantiles; aparte de ser gratuita, ofrece una mejor calidad en términos de infraestructura física y apoyo interdisciplinario, con un horario de atención más amplio que los programas ya existentes.

De acuerdo con la literatura especializada, un subsidio al cuidado infantil como el brindado por Buen Comienzo puede, bien sea, estimular la participación laboral y la búsqueda de empleo, o simplemente sustituir otras formas de cuidado infantil sin afectar el comportamiento laboral de las madres. La primera de estas hipótesis encuentra fuerte sustento en este trabajo.

Los resultados señalan que el efecto promedio del programa en la participación es de 3 a 9 pp, en tanto que el efecto local para quienes están cerca de las instalaciones del programa es de 31 pp, que equivale a duplicar la tasa de participación laboral de las madres beneficiadas y vecinas a los centros de cuidado. En materia de empleabilidad, aunque pequeño, es estadísticamente significativo; si bien el empleo depende sobre todo de las condiciones de demanda del mercado laboral, para la muestra agregada de madres y abuelas que no vieron afectadas su participación laboral el programa explica el aumento de 1 pp en la probabilidad de empleo, lo cual hace suponer que facilita la búsqueda de empleo.

Las dos metodologías utilizadas —emparejamiento y variables instrumentales— constatan de forma consistente que la provisión de servicios de guarderías induce una mayor oferta laboral de las mujeres con condiciones socioeconómicas de vulnerabilidad. Este resultado tiene implicaciones de política importantes, ya que al aumentar la participación laboral se potencializa la capacidad de generación de ingreso de las familias, lo que contribuye a la reducción de la pobreza, a la mejora en las oportunidades y a menor dependencia de los recursos del Estado.

REFERENCIAS

- Abadie, A.; Imbens, G. W. (2002). "Simple and Bias-Corrected Matching Estimators for Average Treatment Effects", *NBER Technical Working Papers*, núm. 0283, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Alcaldía de Medellín, Secretaría de Educación. (2009). "Buen Comienzo - Motiva". Documento del proyecto Buen Comienzo.
- Anderson, P. M.; Levine, P. B. (1999). "Child care and mothers' employment decisions", Working Paper, núm. 7058, *NBER*.
- Attanasio, O. P.; Maro, V. D.; Vera-Hernández, M. (2013). "Community Nurseries and the Nutritional Status of Poor Children. Evidence from Colombia", *The Economic Journal*, núm. 123, pp. 1025-1058.
- Badel, A.; Peña, X. (2011). "Decomposing the Gender Wage Gap with Sample Selection Adjustment: Evidence from Colombia", *Revista de Análisis Económico - Economic Analysis Review*, vol. 25, núm. 2, pp. 169-191.
- Berlinski, S.; Galiani, S. (2007). "The Effect of a Large Expansion of Pre-primary School Facilities on Preschool Attendance and Maternal Employment", *Labour Economics*, Elsevier, vol. 14, núm. 3, pp. 665-680, junio.
- Blundell, R.; Costa, M. (2002). "Alternative Approaches to Evaluation in Empirical Microeconomics", Cemmap, Working Paper CWP1002, UCL, marzo.
- Caliendo, M. (2006). *Microeconomic Evaluation of Labour Market Policies*, Springer Verlag, Berlin.
- Fong, M.; Lokshin, M. (2000). "Child Care and Women's Labor Force Participation in Romania", *Policy Research*, Working Paper Series, núm. 2400, Banco Mundial.
- Gelbach, J. B. (2002). "Public Schooling for Young Children and Maternal Labor Supply", *American Economic Review*, vol. 92, núm. 1, pp. 307-322.
- Gong, X.; Breunig, R. (2012). "Child Care Assistance: Are Subsidies or Tax Credits Better?", *IZA Discussion Papers*, núm. 6606, Institute for the Study of Labor (IZA).
- Gustafsson, S.; Stafford, F. (1992). "Child Care Subsidies and Labor Supply in Sweden", *Journal of Human Resources*, University of Wisconsin Press, vol. 27, núm. 1, pp. 204-230.
- Gutiérrez-Domènech, M. (2005). "Employment after motherhood: a European comparison", *Labour Economics*, vol. 12, núm. 1, pp. 99-123, febrero.

- Heckman, J. J.; Ichimura, H.; Todd, P. E. (1997). "Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme", *Review of Economic Studies*, Wiley Blackwell, vol. 64, núm. 4, pp. 605-54, octubre.
- Heckman, J. J.; Ichimura, H.; Todd, P. (1998). "Matching as an Econometric Evaluation Estimator", *Review of Economic Studies*, Wiley Blackwell, vol. 65, núm. 2, pp. 261-294, abril.
- Imbens, G. W.; Angrist, J. D. (1994). "Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects", *Econometrica, Econometric Society*, vol. 62, núm. 2, pp. 467-75, marzo.
- Imbens G.; Abadie A.; Drukker D.; Herr J. (2004). "Implementing Matching Estimators for Average Treatment Effects in Stata", *The STATA Journal*, vol. 4, núm. 3, pp. 290-311.
- Imbens G.; Abadie, A. (2011). "Bias-Corrected Matching Estimators for Average Treatment Effects", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 29, núm. 1, pp. 1-11.
- Kenjoh, E. (2005). "New Mothers' Employment and Public Policy in the UK, Germany, the Netherlands, Sweden, and Japan", *Labour, CEIS*, vol. 19, s1, pp. 5-49, diciembre.
- Lokshin, M. (2004). "Household Childcare Choices and Women's Work Behavior in Russia", *Journal of Human Resources*, University of Wisconsin Press, vol. 39, núm. 4.
- Lokshin, M.; Fong, M. (2000). "Child Care and Women's Labor Force Participation in Romania", *Policy Research Working Paper Series*, núm. 2400, Banco Mundial.
- Lokshin, M. M.; Glinskaya, E.; García, M. (2004). "The Effect of Early Childhood Development Programmes on Women's Labour Force Participation and Older Children's Schooling in Kenya", *Journal of African Economies*, Centre for the Study of African Economies (CSAE), vol. 13, núm. 2, pp. 240-276, junio.
- Marshall, K. (1999). "Employment after Childbirth", *Statistics Canada*, Catalogue núm. 75-001-XPE, Autumn, Perspectives, pp. 18-25.
- Olarte, L.; Peña, X. (2010). El efecto de la maternidad sobre los ingresos femeninos, *Ensayos sobre Política Económica*, vol. 28, núm. 63, pp. 190-230.
- Paes de Barros, O. P. (2011). "The Impact of Access to Free Childcare on Women's Labor Market Outcomes: Evidence from a Randomized Trial in Low-income Neighbourhoods of Rio de Janeiro", mimeo, Banco Mundial.

- Ribar, D. C. (1995). "A Structural Model of Child Care and the Labor Supply of Married Women", *Journal of Labor Economics*, University of Chicago Press, vol. 13, núm. 3, pp. 558-97, julio.
- Roy, A. D. (1951). "Some Thoughts on the Distribution of Earnings", *Oxford Economic Papers*, núm. 3, pp. 135-146.
- Rubin, D. B. (1974). "Estimating Causal Effects of Treatments in Randomized and Non-randomized Studies", *Journal of Educational Psychology*, núm. 66, pp. 688-701.
- Stock, J. H.; Yogo, M. (2005). "Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression", capítulo 5, en J. H. Stock y D. W. K. Andrews, editores. *Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas J. Rothenberg*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Wallace M.; Saurel-Cubizolles, M. J. (2013). "Returning to Work one Year after Child-birth: data from the mother-child cohort EDEN", *Matern Child Health J.*, vol. 17, núm. 8, pp. 1432-1440, octubre.
- Washbrook, E.; Ruhm, C. J.; Waldfogel, J.; Wen-Jui, H. (2011). "Public Policies, Women's Employment after Childbearing, and Child Well-Being", *The B. E. Journal of Economic Analysis & Policy*, vol. 11, Issue 1, ISSN (en línea), 1935-1682, DOI: 10.2202/1935-1682.2938, julio.
- Wen-Jui, H.; Ruhm, C. J.; Waldfogel, J.; Washbrook, E. (2011). "The Timing of Mothers' Employment after Childbirth", *Mon Labor Rev*, Author manuscript; available in PMC 2011 June 21. Published in final edited form as: *Mon Labor Rev*. 2008, vol. 131, núm. 6, pp. 15-27, junio.

APÉNDICE A

Programa Buen Comienzo: origen, objetivo e interacción con los programas existentes

En noviembre de 2006 y con el objetivo de complementar y mejorar el programa para niños y niñas menores de 5 años provisto por el Instituto Colombiano de Bienestar Familiar (ICBF), el gobierno de Medellín lanzó el Programa Buen Comienzo, una estrategia de atención focalizada en los infantes hasta de 5 años de edad en estado de vulnerabilidad social.

La atención a la primera infancia se lleva a cabo bajo tres modalidades o tipos de servicio: entorno familiar, entorno comunitario y entorno institucional. Mientras que las modalidades de entorno familiar y comunitario tienen énfasis en encuentros periódicos en familia y comunidad, la de entorno institucional opera cinco días a la semana, ocho horas al día, y ofrece el servicio de salas cuna para los bebés entre 3 y 23 meses y el servicio de cuidado integral a los infantes entre los 23 meses y los 5 años de edad.

La prestación del servicio de cuidado integral se lleva a cabo en un lugar físico denominado centro infantil, que cuenta con un agente educativo por cada veinticinco infantes, un auxiliar educativo y un auxiliar de nutrición por cada cincuenta, un coordinador pedagógico por cada trescientos, un auxiliar administrativo por cada cuatrocientos y un auxiliar de servicios generales por cada ciento cincuenta.

Instauración del Programa Buen Comienzo en la ciudad

El Programa Buen Comienzo desde el inicio utiliza la infraestructura existente y contrata entidades no gubernamentales con experiencia en atención de niños en condiciones de vulnerabilidad, a quienes les provee la cualificación, la minuta nutricional y los lineamientos homogéneos; las entidades reciben un pago mensual por cada infante, con lo cual se amplía el servicio a los que no eran atendidos.

Desde 2009 el programa hace una convocatoria y abre el banco de oferentes para lograr que todas las entidades interesadas cumplan con los requisitos en términos financieros, infraestructura, propuesta pedagógica y experiencia.

Los programas previamente existentes del ICBF

Con el fin de entender la articulación y complemento entre el Programa Buen Comienzo y las modalidades institucionales del ICBF, conviene describir estas últimas. El ICBF es el organismo encargado de la protección a la infancia y la familia en Colombia, que tiene dentro de sus objetivos atender a infantes que no pueden ser cuidados en sus hogares, cualquiera sea la razón. Los servicios se prestan en espacios institucionales especializados para la atención integral desde los 3 meses de edad, ocho horas diarias y cinco días a la semana. La selección de los niños tiene en cuenta las condiciones de vulnerabilidad de las familias: desplazados, víctimas del conflicto armado, minorías étnicas, ingresos familiares menores a 1,5 salarios mínimos legales mensuales, o que cuenten con un puntaje del Sisbén inferior a 57 puntos (56 para las ciudades no principales y 40 para los de zona rural) o aquellos beneficiarios de transferencias condicionadas (Familias en Acción).

Las modalidades institucionales operadas por el ICBF son tres: hogares infantiles, lactantes y preescolares, y centros de desarrollo infantil. Los hogares infantiles cuentan con recursos presupuestales por ley (1979) y un aporte mínimo de los padres trabajadores para atender niños y niñas entre los 6 meses y los 6 años de edad, entre las 8:00 a. m. y las 4:00 p. m., cinco días a la semana. La modalidad de lactantes y preescolares estuvo inicialmente operada por organizaciones privadas con la finalidad de atender párvulos en condiciones de vulnerabilidad hasta convertirse en una modalidad del ICBF y recibe también una contribución de los padres. La última modalidad de carácter institucional del ICBF es la denominada centros de desarrollo infantil, que surgió en el primer mandato del presidente Santos con la política nacional conocida como “De Cero a Siempre” para atender a todos los menores de 5 años, con base en la experiencia de los hogares infantiles que operan en el país desde 1974, así como otras modalidades institucionales de carácter gratuito.

La articulación de Buen Comienzo con los programas del ICBF

Uno de los objetivos primordiales del Programa Buen Comienzo es lograr la “universalización” de la atención integral a la primera infancia en Medellín. Al reconocer que había menores que estaban siendo atendidos por organizaciones gubernamentales como el ICBF, se procedió a darles prioridad a otros en condiciones de vulnerabilidad sin atención. Al inicio el traspaso de los niños del ICBF hacia Buen Comienzo estuvo restringido para mantener el trabajo de las madres en hogares comunitarios, considerándose únicamente casos particulares que, por motivos de cambios de domicilio o dificultades directas con la madre comunitaria, buscaron atención en este programa. La modalidad de alianza directa entre el ICBF y Buen Comienzo, conocida como “entorno comunitario”, fue ofrecida entonces a los niños atendidos en hogares comunitarios.

Los infantes de la modalidad de hogares comunitarios del ICBF se trasladan a los centros de Buen Comienzo (las unidades pedagógicas de apoyo, UPA), que han sido adecuados para atender cada día a cuatro hogares comunitarios con trece niños y niñas cada uno (52 diarios). Los días que están allí los infantes reciben la minuta nutricional de Buen Comienzo, más completa que la proporcionada por los hogares comunitarios.

La otra modalidad que interactúa de manera directa con el ICBF es la institucional de hogares infantiles, que se articula completamente con Buen Comienzo: desde 2010, veintitrés madres comunitarias de veintisiete hogares, identificadas en un radio de 500 m a la redonda de un jardín infantil construido por Buen Comienzo, atienden ocho horas, cinco días a la semana, a 13 niños cada una (un total de 299 niños) en dichos jardines. Cada jardín, además de recibir los cuatro hogares comunitarios restantes de los veintisiete identificados con sus trece infantes, atiende una vez al día a las UPA.

En la actualidad Buen Comienzo se articula con el ICBF para proveer cualificación a las modalidades existentes del Instituto, y además de tener alianzas con hogares comunitarios y hogares infantiles hizo otra para las madres gestantes y los hogares comunitarios de bienestar o FAMI (Familia, Mujer, Infancia), que atienden a menores de 2 años. Estas modalidades están articuladas con la de gestación y primer año, ofrecida también por Buen Comienzo. La idea del programa es, con el tiempo, articularse con todas las estrategias de atención a la primera infancia de la ciudad, y para ello, las alianzas y los lineamientos pedagógicos de los servicios existentes es un punto de partida.

8. ACCESO A FUENTES DE EMPLEO DE LAS MUJERES EN BOGOTÁ

Ana María Díaz Escobar*

A pesar del incremento en la participación laboral de las mujeres, aún se observa una clara diferencia en la composición de género en el mercado laboral de Bogotá. El Cuadro 8.1 reseña algunos indicadores laborales por género para cada una de sus localidades, con base en los datos de la encuesta de movilidad de Bogotá (EMB) del 2011¹. Los hombres tienen una tasa de participación laboral más alta que las mujeres en todas las localidades, brecha que tiende a aumentar a medida que la localidad se halle más lejos del centro (ampliado) de la ciudad; por ejemplo, la brecha de género en la tasa de participación de Usme y Ciudad Bolívar supera los treinta puntos porcentuales, mientras que en Suba, Chapinero, Teusaquillo y Usaquén esta brecha es menor a los veinte puntos porcentuales. Por otra parte, las diferencias en la tasa de desempleo entre hombres y mujeres no son significativas en la mayoría de las localidades; sin embargo, es notable que el desempleo sea mayor en las localidades más alejadas del centro de la ciudad, por ejemplo, Usaquén y Chapinero exhiben tasas de desempleo cercanas al 4%, mientras que Ciudad Bolívar, Bosa y Usme tienen tasas superiores al 8%.

Se ha insinuado que esta heterogeneidad de género y de espacio en los indicadores laborales es resultado de diversos factores: uno de ellos sería la diferencia en capital humano; otro, estaría relacionado con la estructura de la familia y sus funciones en el hogar, y también, con las diferencias espaciales de la demanda de trabajo o la estructura económica. Otra teoría, menos explorada, que podría explicar esta heterogeneidad espacial,

* Agradezco la valiosa ayuda de Luis Eduardo Arango, Francesca Castellani, Wendy Cunningham, Dolores de la Mata y Eduardo Lora, así como los comentarios de los participantes en el seminario “Desempleo estructural femenino y heterogeneidad regional del mercado laboral colombiano”, del Banco de la República, sucursal Medellín. Esta investigación no hubiese sido posible sin la ayuda de la Secretaría de Movilidad de Bogotá y el Instituto Colombiano de Bienestar Familiar, que me dieron acceso libre a sus bases de datos.

¹ Los indicadores laborales presentados en este cuadro también se calcularon con los datos de la *Encuesta de calidad de vida* de 2007, los resultados son similares y están a disposición del lector.

Cuadro 8.1
Estadísticas laborales de las localidades de Bogotá
(porcentaje)

Localidad	Tasa de participación			Tasa de desempleo		
	Hombre (1)	Mujer (2)	(2) - (1)	Hombre (1)	Mujer (2)	(2) - (1)
Usaquén	73,18	57,04	-16,14***	3,89	3,03	-0,86
Chapinero	78,51	60,64	-17,87***	3,93	3,14	-0,79
Santa Fe	78,13	56,22	-21,91***	6,89	6,03	-0,86
San Cristóbal	76,43	50,99	-25,44***	7,07	4,50	-2,57*
Usme	80,42	42,86	-37,56***	9,38	8,02	-1,36
Tunjuelito	76,20	53,57	-22,63***	6,71	3,48	-3,23*
Bosa	77,88	50,30	-27,58***	8,09	7,81	-0,28
Kennedy	77,80	50,48	-27,32***	4,79	5,19	0,40
Fontibón	77,80	52,72	-24,47***	4,60	4,85	0,25
Engativá	77,80	49,66	-23,56***	6,50	4,91	-1,59
Suba	77,80	55,56	-18,94***	4,60	3,61	-0,99
Barrios Unidos	77,80	51,89	-23,84***	4,39	7,51	3,12
Teusaquillo	77,80	55,92	-18,89***	5,94	1,61	-4,33**
Mártires	77,80	59,44	-22,13***	5,21	5,88	0,67
Antonio Nariño	77,80	53,33	-18,18***	4,62	5,68	1,06
Puente Aranda	77,80	50,83	-21,94***	5,46	5,06	-0,40
Candelaria	77,80	55,09	-21,25***	6,42	4,35	-2,07
Rafael Uribe	77,80	50,11	-25,05***	6,58	6,65	0,07
Ciudad Bolívar	77,80	48,08	-31,48***	7,14	6,97	-0,17

***Significativo al 1%, ** Significativo al 5%, * Significativo al 10%.

Fuente: elaboración del autor basada en la EMB 2011.

es conocida como la teoría del desajuste espacial, la cual asegura que la baja correspondencia geográfica entre los centros de actividad económica y el lugar de residencia de los desempleados es el fenómeno que ocasiona la heterogeneidad intraurbana. Este estudio busca evaluar si la brecha de género en los indicadores laborales puede explicarse, al menos parcialmente, por la desconexión respecto de las oportunidades de empleo. Se explora, primero, si existen diferencias importantes en la ubicación geográfica de las fuentes de empleo para las mujeres y los hombres que residen en Bogotá, y luego se evalúa si estas diferencias están relacionadas con los patrones espaciales de los indicadores laborales femeninos. Se analizan dos indicadores laborales: participación y desempleo.

El objetivo principal de este trabajo es determinar si el acceso a las fuentes de trabajo y la segregación residencial de Bogotá afectan los resultados laborales, y explorar si ese efecto es mayor para las mujeres que para los hombres. Con tal fin, se usará una base de datos poco empleada en el análisis del mercado laboral: la EMB 2011, que encuestó a más de 16.000 hogares, es representativa en unidades de planeamiento zonal (UPZ) e incluye información sobre indicadores socioeconómicos y de movilidad, así que, por diversas razones, esta encuesta es adecuada para nuestros propósitos: en primer lugar, es la única

en Bogotá con representatividad de UPZ, mientras que otras, como la encuesta de calidad de vida y la multipropósito, son representativas solo de localidades. Por otro lado, la EMB permite evaluar los patrones de movilidad de los encuestados, cosa que no es posible hacer con otras encuestas. Finalmente, la EMB pregunta las razones de cada uno de los viajes que se llevan a cabo en la ciudad, lo cual facilita el construir una variable *proxy* de la demanda laboral en cada una de las UPZ.

Asimismo, esta investigación busca aportar al entendimiento de los factores asociados a las tasas de participación femenina y desempleo en al menos cinco dimensiones: primero, hace un análisis descriptivo de la estructura espacial de Bogotá y trata de entender los patrones geográficos, tanto de la demanda como de la oferta laboral; segundo, se enfoca en el análisis de género, tema que ha sido poco explorado en la bibliografía de economía urbana y en especial en la del desajuste espacial; tercero, realiza una revisión bibliográfica exhaustiva para entender los mecanismos que hacen del espacio un factor que genera diferenciales en el mercado laboral; cuarto, ofrece una estrategia empírica sólida con el propósito de identificar el efecto de la estructura espacial en la ciudad y minimizar el sesgo muestral y el sesgo por endogeneidad que resulta de la simultaneidad entre la decisión de localización y los resultados laborales; quinto, hace recomendaciones de política para reducir las brechas en los indicadores laborales entre hombres y mujeres.

El resto de este documento está dividido en seis secciones: en la primera se revisa en detalle la literatura sobre el tema, se reseñan artículos teóricos y empíricos a fin de tener una aproximación general de los mecanismos a través de los cuales la estructura espacial de las ciudades puede afectar el mercado laboral; la segunda sección hace una descripción del área de estudio y de la distribución espacial de los indicadores que se analizan; la tercera realiza una exposición detenida de las medidas de acceso a las fuentes de empleo y las medidas de segregación espacial en la ciudad; en la cuarta sección se describe la estrategia econométrica; la quinta presenta los resultados y la sexta sección plantea una discusión sobre implicaciones de política y sugerencias para futuras investigaciones.

1. REVISIÓN DE LITERATURA

A continuación se lleva a cabo una detallada revisión de la bibliografía sobre los mecanismos a través de los que la estructura espacial de las ciudades puede afectar diferencialmente a las mujeres. En particular, la estructura espacial de las ciudades puede afectar el mercado laboral por medio de dos mecanismos: la distancia a las fuentes de trabajo y los efectos adversos de la segregación residencial. La literatura ha identificado estos mecanismos sin hacer referencia al caso de las mujeres; por lo tanto, en esta revisión se describe cada uno de los mecanismos y se argumenta cómo las afectan; además, se busca identificar qué tipo de mujeres se verían afectadas (ejemplos: por tipos de educación y de hogar).

1.1 El acceso a las fuentes de empleo

La distancia entre los trabajadores y las oportunidades de empleo se entiende como accesibilidad al empleo; si la accesibilidad a este es menor, mayor será la desconexión

espacial, y esto podría alterar los resultados laborales mediante cuatro mecanismos: 1) el salario de reserva, 2) los costos de búsqueda, 3) la eficiencia de búsqueda por fricciones de información, y 4) otros. A continuación, se describe cada uno de los mecanismos y su influencia sobre el desempleo femenino; se da especial importancia a los tres primeros porque, de acuerdo con estos, los resultados laborales de las mujeres se ven más afectados en el acceso a fuentes de empleo que los resultados laborales de los hombres.

- *El salario de reserva.* La distancia aumenta los costos de desplazamiento para los individuos en situación de desempleo, lo que genera incremento en el salario de reserva. Si el salario ofrecido no compensa este costo adicional, será más probable que la persona no acepte el trabajo y siga en situación de desempleo (Brueckner y Zenou, 2003). Según Hellerstein, Neumark y McInerney (2008), esto es cierto para aquellos cuyos costos de desplazamiento representan un porcentaje alto de sus ingresos, como los trabajadores poco calificados, que trabajen tiempo parcial o que estén buscando empleo en ocupaciones cuyos retornos esperados sean bajos.

Las mujeres podrían fijar un salario de reserva más alto que los hombres por dos razones: primero, tienden a ganar menos, en promedio, que los hombres con los mismos atributos laborales, lo cual implica que para ellas los desplazamientos largos sean más costosos con relación a su salario (Blumenberg, 2004); segundo, las mujeres tienen mayores restricciones espaciales que los hombres, mayor necesidad de estar cerca de la residencia por sus responsabilidades en el hogar, y también porque son más dependientes del transporte público que los hombres (McQuaid, 2006; Matas, Raymond y Roig, 2012). Si esto es cierto, es de esperarse que, a medida que la distancia entre el lugar de residencia y las oportunidades de empleo sean mayores, las mujeres enfrenten un mayor riesgo de desempleo que los hombres, pues aumenta el salario de reserva; incluso si no existen diferencias en la probabilidad de empleo, es posible que el aumento en el salario de reserva aumente la probabilidad de inactividad (Black, Kolesnikova y Taylor, 2014). Se prevé, también, que las mujeres con niveles de educación bajos y con estructuras familiares que les impongan limitaciones espaciales (por ejemplo, madres jefes de hogar, madres con hijos menores de siete años, madres con hijos en edad escolar) se vean más afectadas por el acceso a las fuentes de empleo que otro tipo de mujeres.

- *Los costos de búsqueda.* Cuando los costos de búsqueda son altos, quienes buscan empleo pueden restringirse a lugares cercanos a su lugar de residencia (Gobillon, Selod y Zenou, 2007). Estos costos pueden afectar más a las mujeres que a los hombres porque ellas tienen más restricciones espaciales, tal como se mencionó. Además se considera que las madres jefes de hogar y las mujeres con hijos menores se ven más perjudicadas por el bajo acceso a las fuentes de empleo que mujeres con otras características.
- *La eficiencia de búsqueda por fricciones de información.* Los trabajadores que viven lejos de los centros de empleo tienen menos información sobre vacantes que los que viven cerca (Gobillon, Selod y Zenou, 2007); en otras palabras, la información sobre vacantes decrece con la distancia a las fuentes de empleo, y esto a su vez disminuye la eficiencia de búsqueda de empleo. Este mecanismo

puede afectar más a las mujeres que a los hombres porque ellas emplean más las redes sociales en el proceso de buscar empleo. Según Hanson y Pratt (1991), el proceso de búsqueda de empleo por parte de las mujeres desempleadas depende en gran medida de la información de otras mujeres, no solo familiares o amigas, sino también de las que viven cerca. De forma semejante, Parks (2004) ha destacado que el vecindario desempeña un papel importante en la conformación de redes sociales por residentes de bajos ingresos, sobre todo mujeres, pero varios trabajos han demostrado que esta dependencia es ineficiente porque las que declaran que su método de búsqueda principal son las redes sociales tienen menor probabilidad de encontrar empleo y mayor de tener períodos de desempleo más largos (Hanson y Pratt, 1991; Ioannides y Loury, 2004; Díaz, 2012). Se esperaría que, si existen fricciones de búsqueda que afecten más a las mujeres que a los hombres a causa de la estructura espacial de la ciudad, aumente el riesgo de desempleo, pero no efecto alguno sobre la participación laboral.

- *Otros mecanismos.* Los estudios sobre el tema también mencionan otros dos posibles mecanismos: el primero está relacionado con los desincentivos a una búsqueda de empleo eficiente porque los trabajadores que viven alejados de los centros de empleo tienen pocos incentivos para buscar trabajo (Smith y Zenou, 2003); el segundo plantea que la distancia tiene efectos negativos sobre la productividad: los trabajadores, por una parte, pueden rechazar ofertas que involucren desplazamientos muy largos, y los empleadores, por otra, pueden ofrecer menores incentivos para contratar trabajadores que vivan lejos del trabajo debido a que su productividad esperada es menor que la de quienes residen en lugares cercanos (Wilson, 1996; Zenou, 2002; Gobillon y Selod, 2007). Estos mecanismos, sin embargo, no darían lugar a diferencias de género.

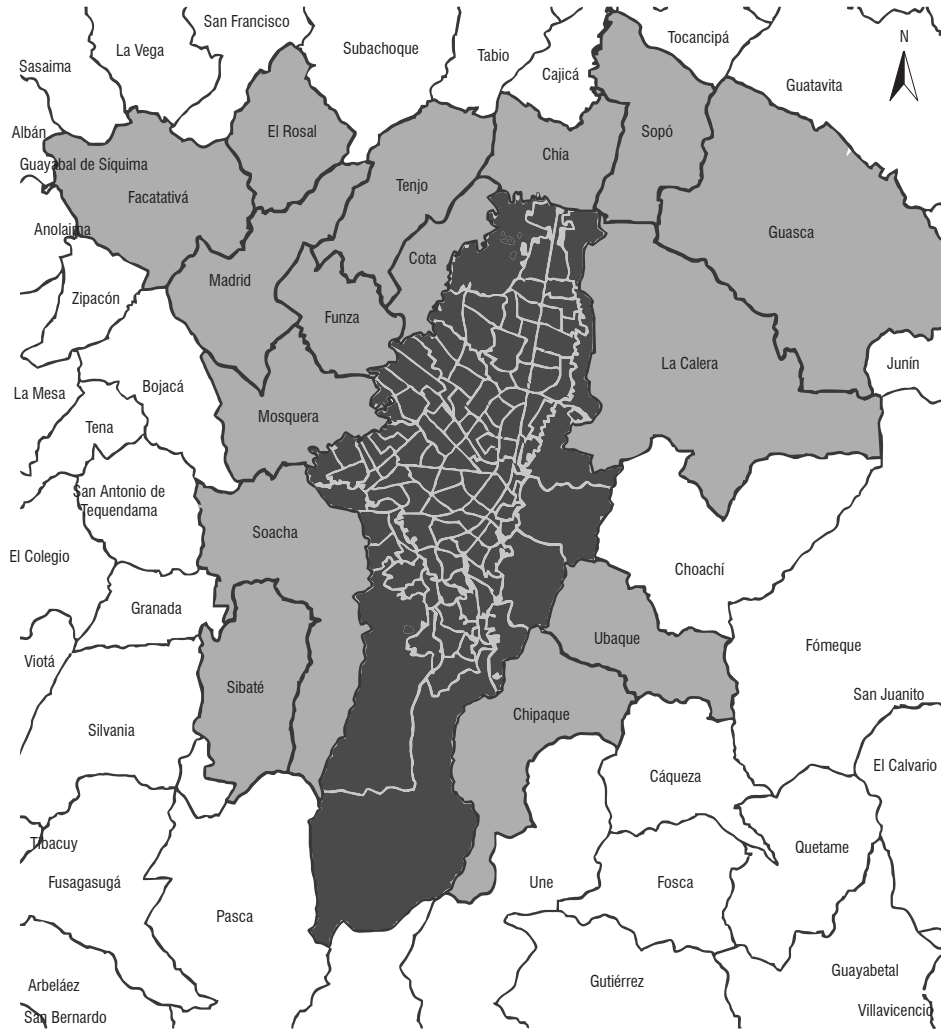
1.2 Segregación residencial

La segregación residencial o espacial, entendida como la aglomeración geográfica de hogares pertenecientes a un mismo grupo social, definido en términos demográficos, sociales o económicos, afecta potencialmente los resultados laborales a través de: 1) las externalidades negativas; 2) deficiencias en la información sobre puestos de trabajo por medio de las redes sociales, y 3) la discriminación espacial; no obstante, ninguno de estos mecanismos da lugar a diferencias de género.

2. EL ÁREA DE ESTUDIO: BOGOTÁ Y LOS MUNICIPIOS CERCANOS

Este estudio analiza el efecto de la estructura espacial de Bogotá en el mercado laboral, con énfasis en las mujeres. Para llevar a cabo la investigación se utiliza la información de la EMB 2011, que incluye la de los principales patrones de movilidad tanto en Bogotá como en los municipios que la rodean. El Mapa 8.1 muestra el área de análisis.

Mapa 8.1
Área de análisis



Nota: en el centro del mapa se muestran las UPZ de Bogotá.
Fuente: elaboración de la autora con base en la información de la EMB 2011.

La ciudad se encuentra dividida en 20 localidades, divididas a su vez en 112 UPZ y casi 200 barrios. Las UPZ se definieron en el año 2003 para identificar zonas homogéneas que correspondieran a un nivel geográfico intermedio entre la localidad y el barrio, y desempeñan un papel importante en este análisis porque la base de datos que se usa para el análisis empírico es representativa en este nivel.

En el Cuadro 8.2 se presentan las estadísticas descriptivas de la población en edad de trabajar, que se calculan para hombres y mujeres, y se evalúa si la diferencia entre los dos grupos es estadísticamente significativa. La tasa de desempleo es 6% para los hombres y 5% para las mujeres, pero la diferencia entre los dos grupos no es estadísticamente significativa; en cambio, la tasa de participación de los hombres es 25 pp más alta para los hombres y la diferencia con respecto a las mujeres es estadísticamente significativa.

Cuadro 8.2
Estadísticas descriptivas
(porcentaje)

Variables	Hombre (1)	Mujer (2)	Diferencia (1 - 2)	Error estándar
Dependiente				
Desempleado	0,06	0,05	0,01	0,00
Participa	0,76	0,51	0,25***	0,00

***Significativo al 1%, ** Significativo al 5%, * Significativo al 10%.

Fuente: elaboración del autor.

El Mapa 8.2 muestra la distribución espacial de la tasa de desempleo para mujeres y hombres, tasa que se calcula como el porcentaje de la población económicamente activa (PEA) de cada UPZ y municipio que busca empleo activamente; oscila entre 1% y 16%. Las menores tasas de desempleo femenino se encuentran en el norte y el centro de la ciudad, mientras que son muy altas en el sur y en los municipios cercanos. La tasa de desempleo masculino tiene una distribución espacial muy similar a la de las mujeres.

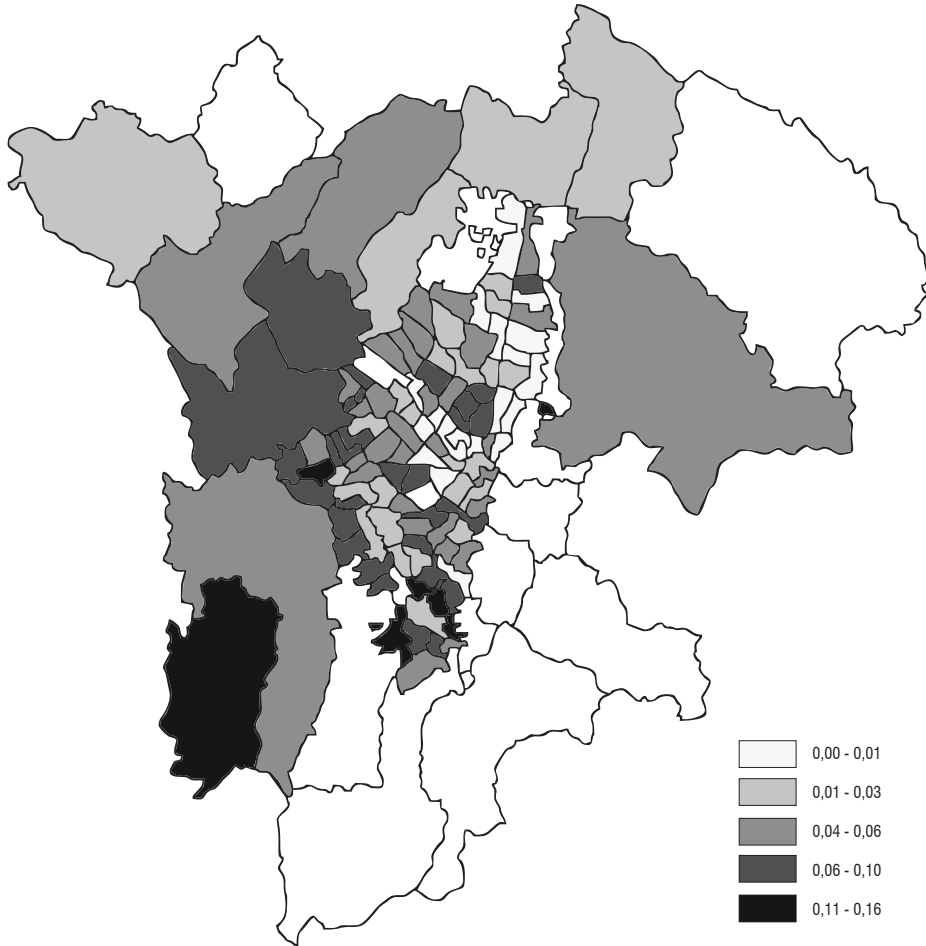
El Mapa 8.3 presenta la distribución espacial de la tasa de participación en las UPZ y los municipios aledaños a Bogotá. El panel de la izquierda señala la tasa de participación femenina, que se calcula por el porcentaje de la población en edad de trabajar que está ocupada; esta tasa varía entre el 25% y el 70%. Las UPZ del norte y el este de la ciudad tienen una tasa de participación más alta que las que se encuentran en las demás áreas. El panel de la derecha indica la tasa de participación masculina, considerablemente mayor a la de las mujeres (oscila entre el 60% y el 100%) y sin patrón espacial específico.

3. MEDIDAS DE ACCESO A FUENTES DE EMPLEO Y SEGREGACIÓN ESPACIAL EN BOGOTÁ

Para medir el acceso a las fuentes de empleo debe tenerse en cuenta tanto la distribución espacial de los trabajos como la distancia o el costo para llegar a ellos (Matas, Raymond y Roig, 2012). A dichos efectos, hemos calculado el empleo potencial para cada una de las 120 UPZ y los municipios aledaños a partir de la información del lugar de residencia y de trabajo de cada uno de los individuos encuestados y ponderado por la distancia. La variable ideal para este tipo de análisis es el número de vacantes en cada una de las unidades geográficas; desafortunadamente esa información no está disponible, por lo tanto usamos

Mapa 8.2
Tasa de desempleo por lugar de residencia y género
(porcentaje)

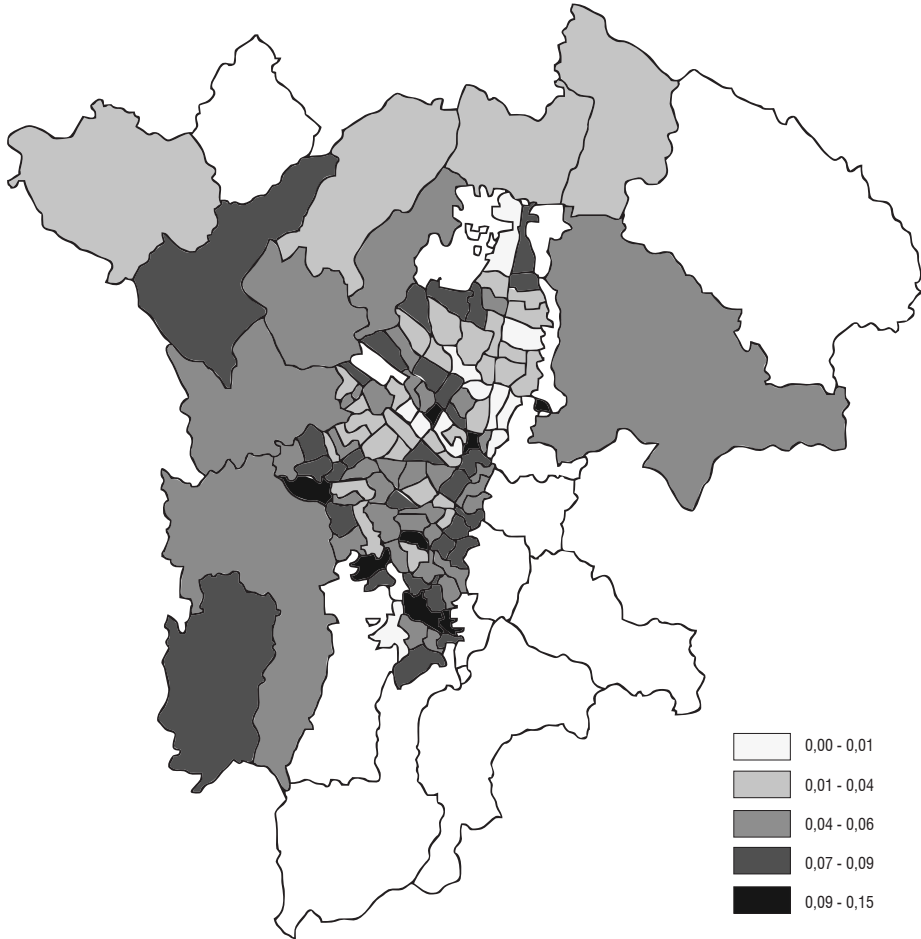
A. Mujeres



Fuente: elaboración de la autora con base en la EMB 2011.

Mapa 8.2
Tasa de desempleo por lugar de residencia y género
(porcentaje)

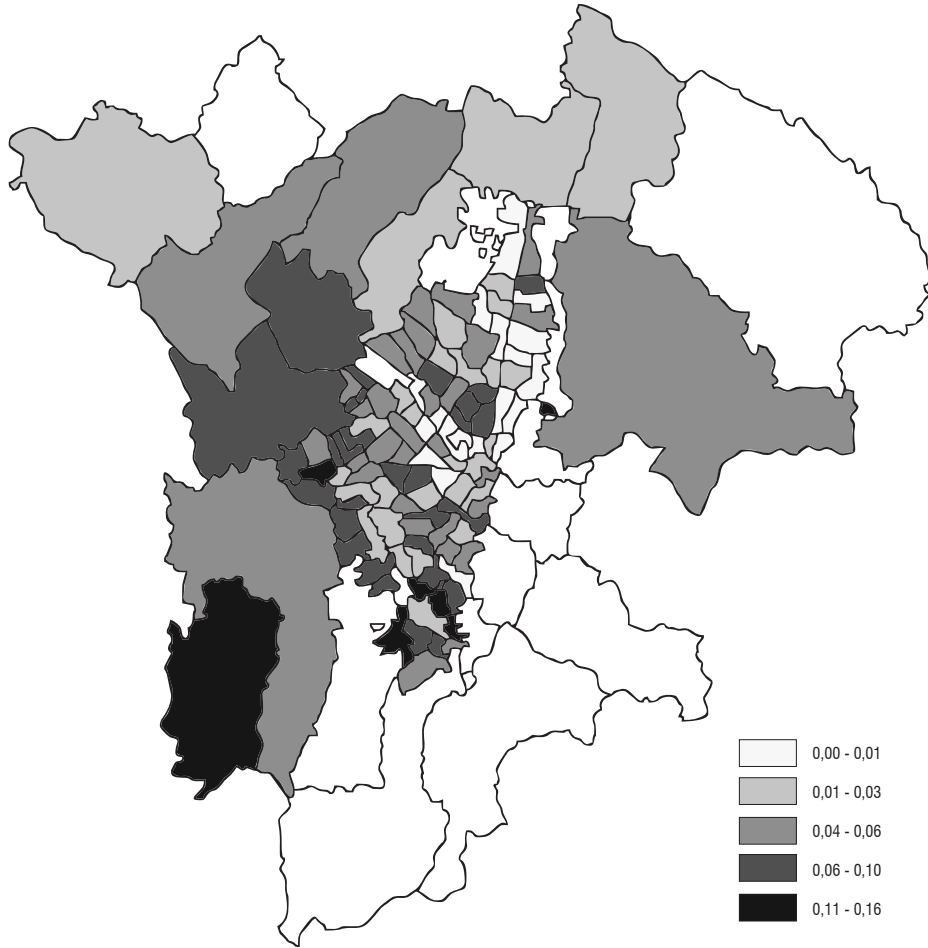
B. Hombres



Fuente: elaboración de la autora con base en la EMB 2011.

Mapa 8.3
Tasa de participación por lugar de residencia y género
(porcentaje)

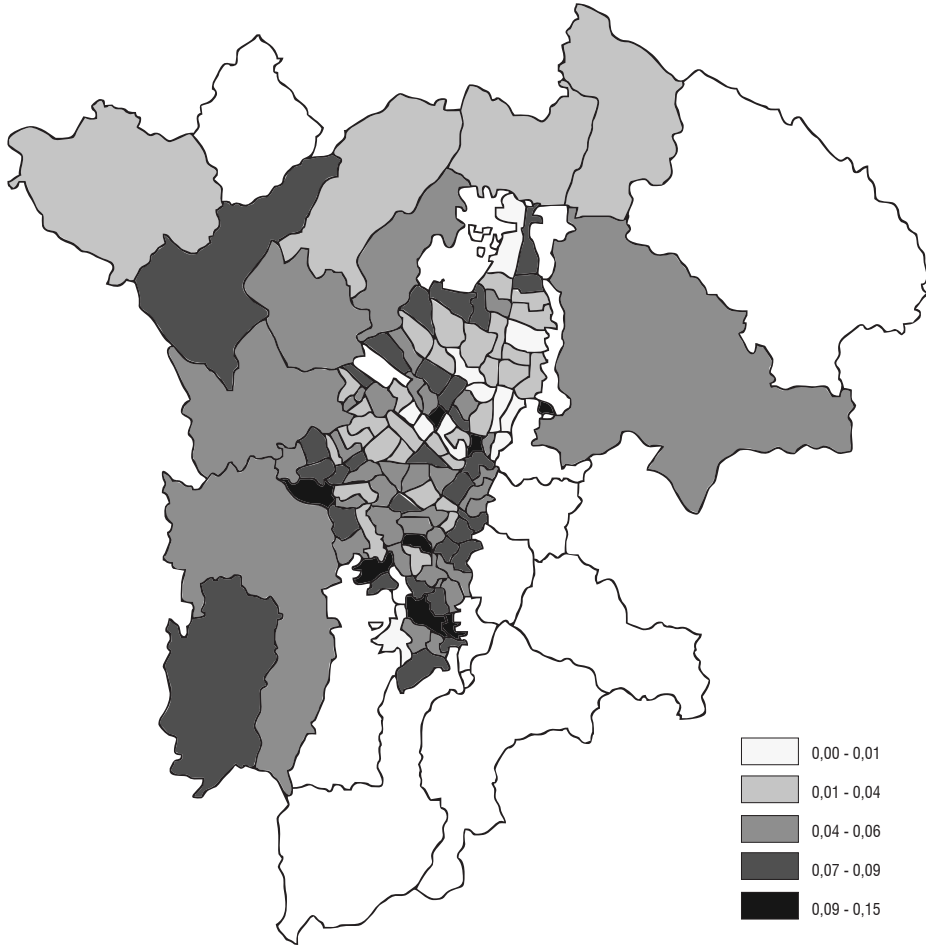
A. Mujeres



Fuente: elaboración de la autora con base en la EMB 2011.

Mapa 8.3
Tasa de participación por lugar de residencia y género
(porcentaje)

B. Hombres



Fuente: elaboración de la autora con base en la EMB 2011.

el número de trabajos en cada una de las zonas geográficas, que puede servir como *proxy* del número de vacantes, como se hace en la bibliografía especializada. Por consiguiente, la variable de acceso a fuentes de empleo para un individuo que vive en el área i está dada por la siguiente fórmula:

$$Acceso_i = \sum_j \frac{Empleo_j}{Dist_{ij}} \quad (1)$$

donde $Empleo_j$ es el número total de empleos en la UPZ o municipio j y $Dist_{ij}$ es la distancia entre el lugar de residencia (i) y el lugar de destino (j). La distancia se mide tanto por distancia euclidiana (kilómetros) como por distancia en tiempo de viaje promedio entre cada una de las unidades geográficas (minutos)².

El Cuadro 8.3 resume las estadísticas descriptivas para ocho medidas de acceso a fuentes de empleo calculadas con la ecuación (1); las medidas (1) a (4) usan distancia euclidiana como medida de distancia, mientras que las medidas (5) a (8) utilizan tiempo de viaje. En cuanto a las medidas de acceso a los lugares de empleo ponderado por distancia, se observan diferencias significativas entre hombres y mujeres para las medidas de acceso por género, por nivel educativo y por género y nivel educativo³. En particular, las mujeres

Cuadro 8.3
Acceso a fuentes de empleo
(miles de personas)

Medidas de acceso	Hombre (1)	Mujer (2)	Diferencia (1 - 2)	Error estándar
(1) Acceso total	16,67	16,69	-0,02	0,02
(2) Acceso por género	9,29	7,39	1,90***	0,01
(3) Acceso por nivel educativo	4,90	4,83	0,06**	0,02
(4) Acceso por género y nivel educativo	3,24	2,51	0,73***	0,01
(5) Acceso tiempo total	24,81	24,83	-0,02	0,07
(6) Acceso transporte público	35,01	35,05	-0,04	0,12
(7) Acceso tiempo trabajo	33,79	33,86	-0,07	0,12
(8) Acceso tiempo trabajo género	31,89	31,93	-0,04	0,14

Nota: véase la construcción de variables en el apéndice 2.

***Significativo al 1%, ** Significativo al 5%, * Significativo al 10%.

Fuente: elaboración de la autora.

² En el Apéndice 2 se explican con mayor detalle las medidas de acceso a fuentes de empleo utilizadas.

³ La medida de acceso por género usa como medida de empleo, en la fórmula de acceso (I), el número total de empleos para mujeres y para hombres en cada una de las UPZ. La medida de acceso por nivel de empleo utiliza, por su parte, el total de empleos para los tres tipos de nivel educativo: básico, secundaria y superior.

tienen, en promedio, menos acceso a las fuentes de empleo que los hombres, y las medidas de acceso ponderadas por tiempo, por su parte, no muestran ningún comportamiento diferencial entre hombres y mujeres.

En el Mapa 8.4 se señala la distribución espacial de los indicadores (1) y (5) del cuadro anterior. La clasificación de los mapas obedece a un orden ascendente de desviaciones estándar y es notorio que las zonas con mayor acceso a fuentes de empleo en los dos indicadores se encuentren en el centro y norte de Bogotá.

En el análisis también se incluyen tres medidas de segregación espacial: 1) la tasa de ocupación de la UPZ; 2) el índice de segregación de Duncan, y 3) el porcentaje de la población en edad de trabajar con educación superior. La distribución espacial de estas medidas se muestra en el Mapa 8.5. La tasa de ocupación, entendida como la población ocupada del total de la población en edad de trabajar de cada UPZ, no muestra ningún patrón espacial definido. El índice de Duncan mide la distribución de un determinado grupo en el espacio urbano, y los grupos en este caso se definen en términos de su estrato socioeconómico. En el mapa, los lugares representados en color verde son los más igualitarios, mientras que los rojos son los de máxima segregación. En el último lugar se encuentra el mapa de la distribución espacial del porcentaje de individuos con educación superior; los barrios ubicados en el norte de Bogotá tienen una población en edad de trabajar más educada.

Para lograr el propósito de este estudio, estimamos la probabilidad de participar en el mercado laboral y la de estar desempleado, mediante el siguiente modelo:

$$P(Y_i = 1|M, A, X) = G(\alpha + \delta M_i + \gamma A_i + \rho M_i \cdot A_i + X_i \beta) \quad (2)$$

donde Y_i es una variable igual a uno si el individuo i participa en el mercado laboral, para la ecuación de participación, e igual a cero si es inactivo; en la ecuación de desempleo, la variable Y_i es igual a uno si el individuo i está desempleado e igual a cero si está empleado; M es un variable binaria que indica si el individuo es una mujer, A es la variable de acceso a fuentes de empleo, $M \cdot A$ es la interacción entre las dos últimas variables y X_i es una matriz que incluye todas las características individuales (I), del hogar (H) y del área (A) que pueden afectar la probabilidad de estar desempleado (es decir, $X_i = [I_i, H_i, A_i]$). Además, $G(\cdot)$ representa la función de distribución acumulada de una normal. Presentaremos los efectos marginales de la variable A para las mujeres y el efecto diferencial de género de esta medida de acceso⁴.

⁴ Las fórmulas que se emplean para su cálculo son las siguientes:

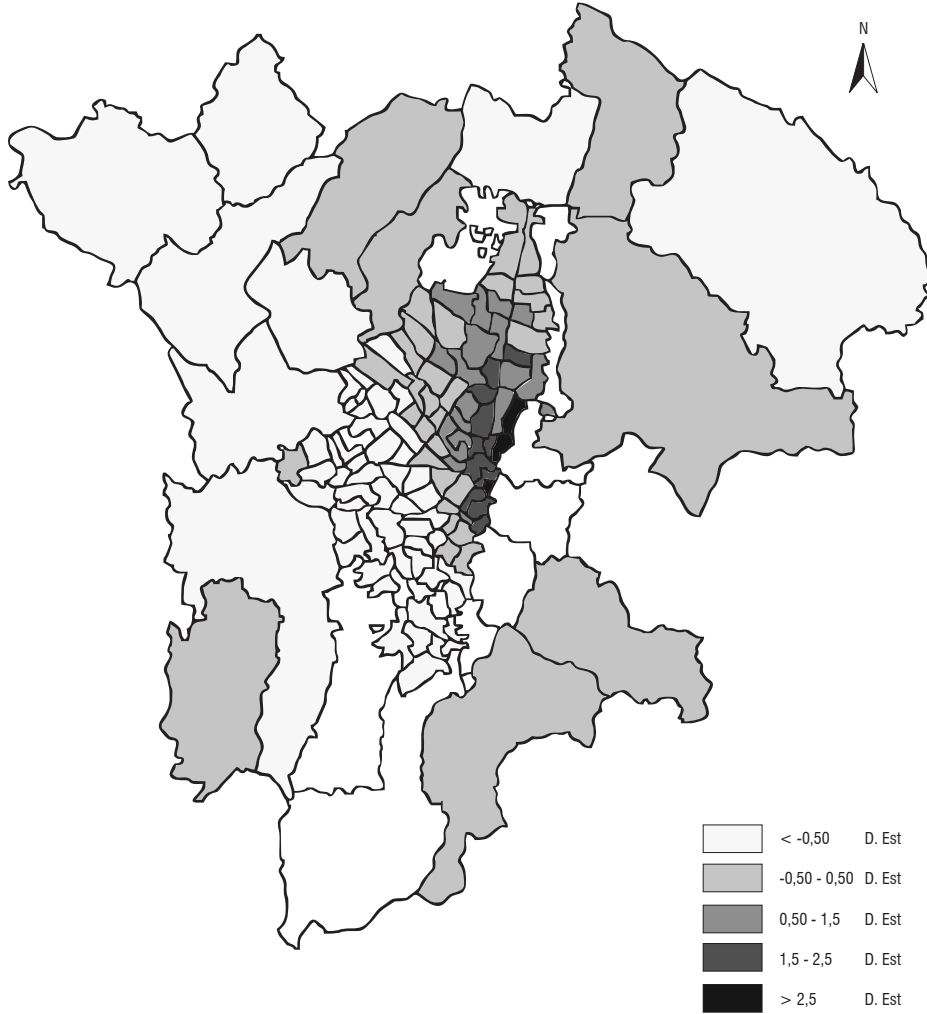
$$\frac{\Delta P(Y_i = 1 - M, A, X)}{\Delta A} \Big|_{M=1} = g(\hat{\alpha} + \hat{\delta} + \hat{\gamma} A_i + \hat{\rho} A_i + X_i \hat{\beta}) (\hat{\gamma} + \hat{\rho})$$

$$\frac{\Delta P(Y_i = 1 - M, A, X)}{\Delta A} \Big|_{M=1 - M=0} = g(\hat{\alpha} + \hat{\delta} + \hat{\gamma} A_i + \hat{\rho} A_i + X_i \hat{\beta}) (\hat{\gamma} + \hat{\rho}) - g(\hat{\alpha} + \hat{\gamma} A_i + X_i \hat{\beta}) (\hat{\gamma})$$

La primera de estas dos ecuaciones muestra el efecto marginal para las mujeres, que surge de estimar el efecto marginal del acceso mediante información de las mujeres de la muestra (se calcula el efecto marginal para cada una de ellas y luego se promedia sobre el total de la población femenina). La segunda ecuación calcula el efecto diferencial por género del acceso a las fuentes de empleo. En la sección de resultados se discuten, principalmente, las estimaciones resultantes de aplicar estas fórmulas.

Mapa 8.4
Distribución espacial de las medidas de acceso a fuentes de empleo por lugar de residencia

A. Acceso total
(distancia)



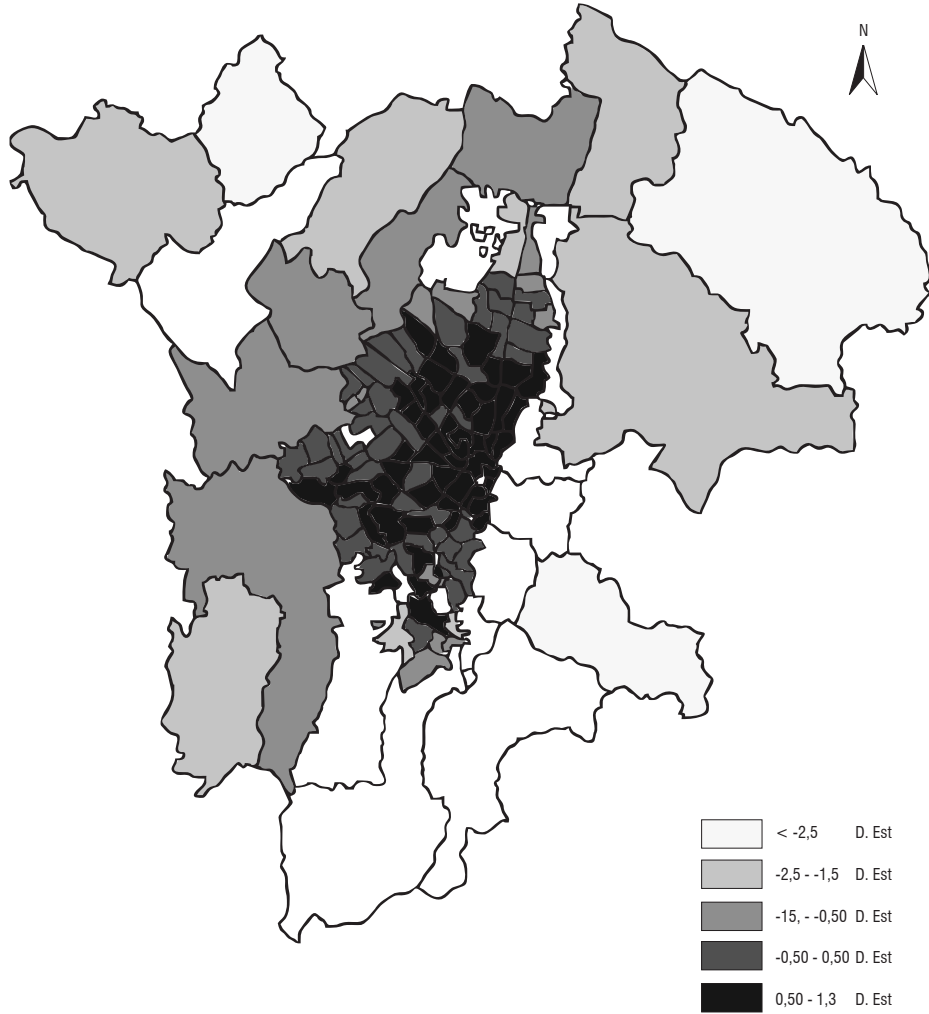
Fuente: elaboración de la autora con base en la EMB 2011.

Mapa 8.4

Distribución espacial de las medidas de acceso a fuentes de empleo por lugar de residencia

B. Acceso total

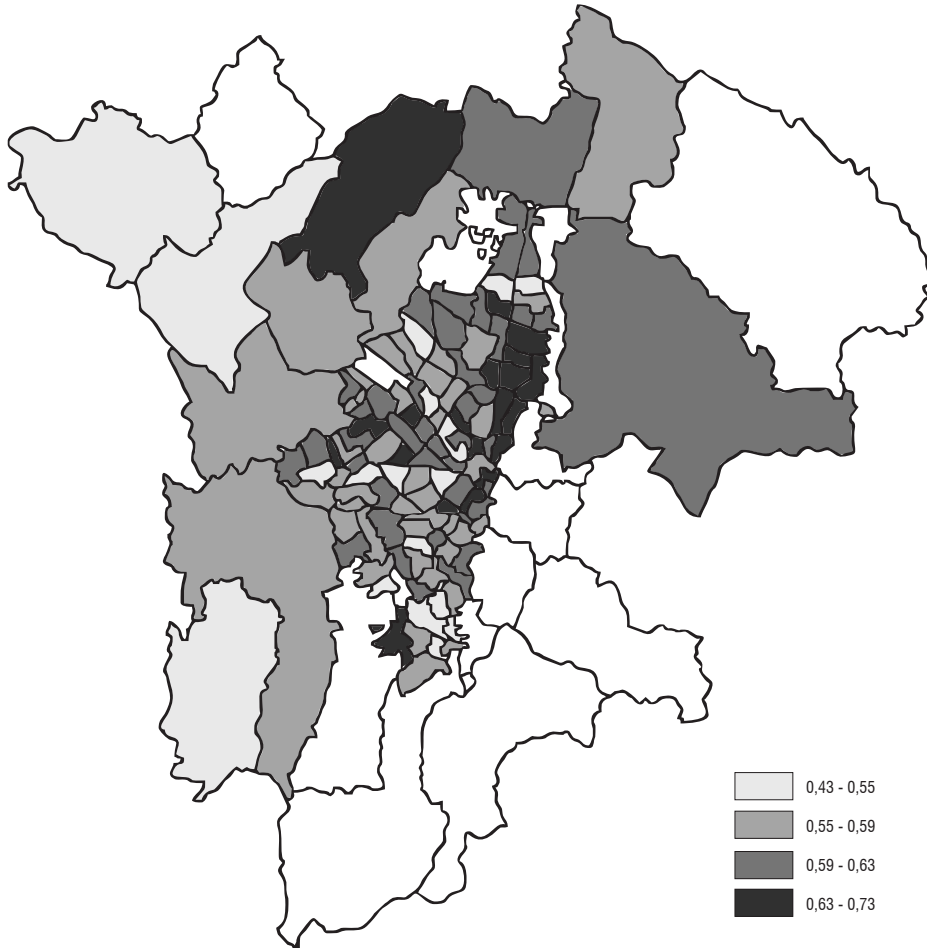
(tiempo promedio total)



Fuente: elaboración de la autora con base en la EMB 2011.

Mapa 8.5
Medidas de segregación espacial por lugar de residencia

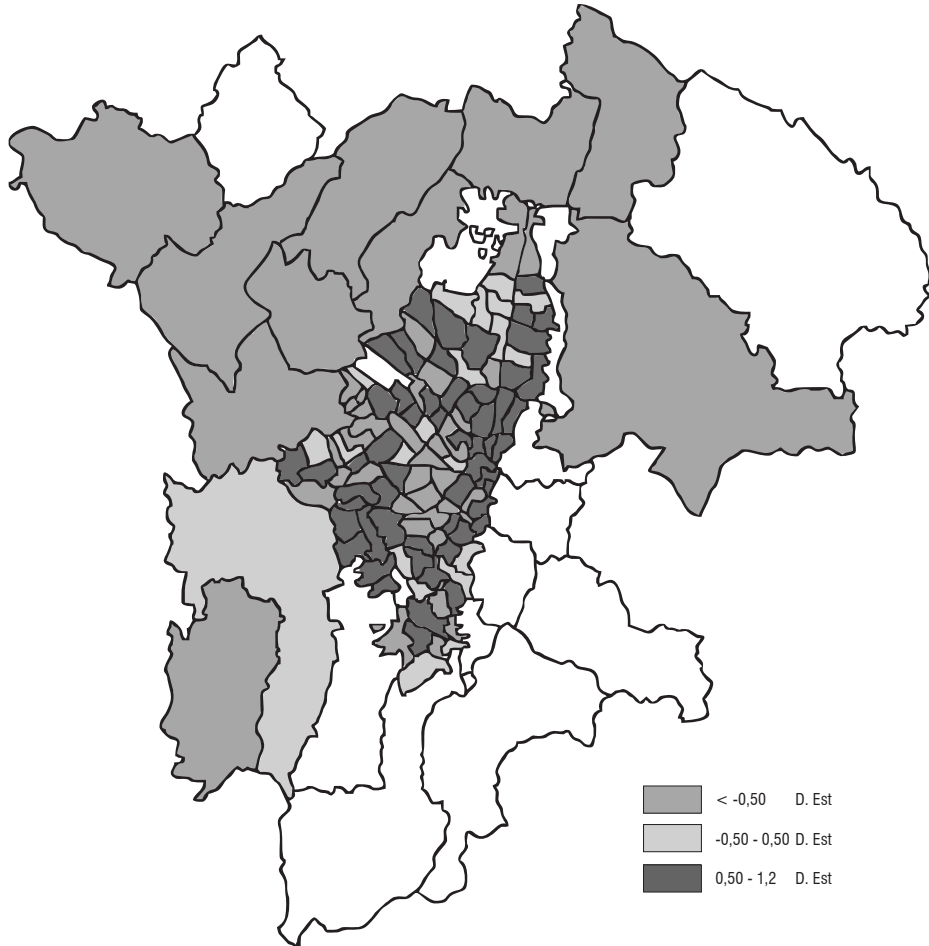
A. Tasa de ocupación
(porcentaje)



Fuente: elaboración de la autora con base en la EMB 2011.

Mapa 8.5
Medidas de segregación espacial por lugar de residencia

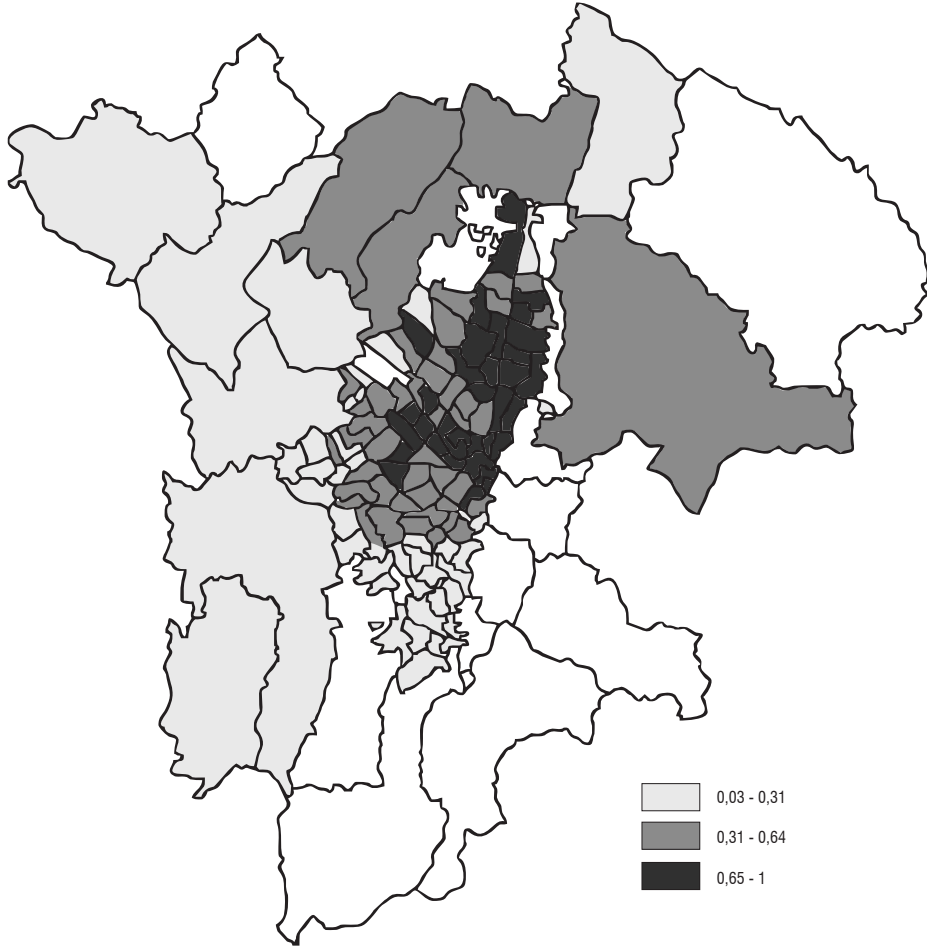
B. Índice de Duncan



Fuente: elaboración de la autora con base en la EMB 2011.

Mapa 8.5 (continuación)
Medidas de segregación espacial por lugar de residencia

C. Tasa de la PET con educación superior
(porcentaje)



Fuente: elaboración de la autora con base en la EMB 2011.

El reto más importante de esta investigación fue encontrar el efecto de la estructura espacial de Bogotá en el mercado laboral femenino, sin sesgos por el efecto de otras variables. Este problema se debe a que los individuos deciden dónde vivir de acuerdo a las características de cada lugar, los atributos del hogar y las ventajas de cada ubicación. Entre las características personales se encuentran, por supuesto, las relacionadas con el mercado laboral, lo que genera un sesgo de selección; en otras palabras, la decisión sobre dónde residir afecta y es influenciada por los resultados del mercado laboral. Aún más, es muy probable que existan características no observables que afecten tanto la decisión del lugar de residencia como los resultados laborales; podríamos entonces incurrir en el error de atribuir el efecto de las variables no observables al efecto de la residencia. En conclusión, las estimaciones probabilísticas pueden estar sesgadas.

Como no existe una solución perfecta para este problema, se decidió emplear los métodos más usados en la bibliografía especializada. En este estudio se propone restringir la muestra de la EMB 2011 a tres submuestras: 1) las personas propietarias de su vivienda, que la tienen completamente pagada; 2) las personas propietarias de su vivienda, hayan o no terminado de pagarla, y 3) las personas que viven con sus padres.

La razón para limitar la muestra a los propietarios de vivienda es la menor probabilidad que estos tienen de cambiar de residencia por razones relacionadas con el empleo, a diferencia de las personas que viven en arriendo u otras modalidades de ocupación. Los pocos estudios que analizan la movilidad residencial en Bogotá señalan que los residentes son poco móviles (Dureau, Flórez y Hoyos, 1994; Delaunay y Dureau, 2004; Mallarino y Pérez, 2006). Estos últimos autores, por ejemplo, aseguran que un poco menos de la mitad (45%) de los bogotanos permanecieron en la misma residencia entre 1995 y 2005, y que la mayoría de quienes no cambiaron de residencia son propietarios de vivienda. También encuentran que 55% de los bogotanos que cambiaron de residencia en ese período fueron más propensos a ubicarse en el mismo barrio; es más, concluyen que los residentes en su mayoría están satisfechos con el barrio en el que viven, pues no se irían a otro si se ganaran la lotería; tan solo una quinta parte de los encuestados se mudaría para estar más cerca de sus familiares o su trabajo. Por esta razón, limitar la muestra a los propietarios de vivienda puede reducir los problemas de sesgo de selección. Según la EMB, el 54% de los encuestados viven en vivienda propia completamente pagada, y el 64% viven en vivienda propia, hayan o no terminado de pagarla⁵.

⁵ Esta solución no elimina completamente la endogeneidad porque puede haber características no observables de los propietarios que afectan tanto la decisión de residencia como los indicadores laborales de los individuos que viven en esa vivienda. Lo mismo ocurre para los individuos que viven con sus padres, pues algunas características no observables de los padres pueden afectar tanto la decisión de residencia como los indicadores laborales de sus hijos. En los tres casos es necesario realizar un análisis de sensibilidad de los resultados a la presencia de variables no observadas, para esto se emplean los métodos propuestos por Ichino, Mealli y Nannicini (2005) y Becker y Caliendo (2007). Los resultados de este ejercicio se pueden encontrar en la versión de Internet de este trabajo, en Díaz (2015).

5. RESULTADOS

Esta sección está dedicada a la discusión de los resultados obtenidos luego de realizar el ejercicio econométrico: primero, se presentan los resultados para la ecuación de desempleo; luego, se reseñan los de la ecuación de participación, se analizan los de efectos heterogéneos por características relevantes y se determina si son robustos a cambios en la definición de la *proxy* de estructura espacial; por último, se muestran los obtenidos cuando la muestra se limita solo a las mujeres.

El Cuadro 8.4 muestra los efectos marginales de la ecuación de desempleo para las cuatro muestras seleccionadas: 1) la población total; 2) los propietarios de vivienda pagada; 3) los propietarios de vivienda, hayan o no terminado de pagarla, y 4) las personas que viven con sus padres⁶. La variable dependiente es binaria: toma el valor de uno cuando la persona declara que se encuentra buscando empleo activamente, y de cero en caso contrario. Se presenta el efecto marginal del acceso en la probabilidad de estar desempleado para las mujeres y el efecto diferencial de las mujeres sobre los hombres en la probabilidad de tener empleo. Estos resultados muestran que el acceso a fuentes de empleo no tiene ningún efecto sobre la probabilidad de desempleo para las mujeres, ni existe una diferencia estadísticamente significativa con respecto al efecto de acceso a las fuentes de los hombres. Para la muestra de toda la PEA (el total en el cuadro) se encuentra que un mayor acceso a fuentes de empleo disminuye la probabilidad de desempleo para las mujeres, pero, al incluir controles adicionales, este efecto deja de ser significativo. Lo mismo ocurre con las muestras de propietarios de vivienda (completamente pagada o no), mientras que para la submuestra de hijos el efecto no es estadísticamente significativo en ninguna de las especificaciones seleccionadas. Los efectos de los tres primeros grupos son similares, lo cual puede sugerir que los posibles sesgos de endogeneidad, producto de la autoselección al lugar de residencia, no son apreciables.

⁶ Para cada una de las muestras se reportan los resultados de cuatro especificaciones. En la primera solo se incluye una variable binaria de mujer (igual a uno si es mujer y cero en caso contrario), la variable de acceso a fuentes de trabajo y la interacción entre mujer y acceso a fuentes de empleo; esta última es la variable de interés en el análisis. La segunda especificación controla por características individuales: edad, edad al cuadrado, nivel educativo, si es jefe de hogar, si es cónyuge o compañero del jefe de hogar, si el jefe de hogar es mujer. La tercera especificación incluye las características del hogar en el conjunto de variables explicativas; las variables que se seleccionaron para controlar por los atributos del hogar son: ingresos per cápita, estrato socioeconómico, variables binarias que indican si el hogar es unipersonal, y si hay presencia de niños entre 0 y 6 años y entre 7 y 18 años. Como *proxy* de ayuda en las labores en el hogar, se usa presencia de personas en edad de trabajar desempleadas (se incluye una para mujeres y otra para hombres) y presencia de personas mayores de 65 años; finalmente, se incluye el número de vehículos. La última especificación incluye variables de la UPZ que buscan aislar el efecto de todas las características relacionadas con el acceso a fuentes de empleo y con los resultados laborales. Las variables seleccionadas son: la tasa de ocupación en la UPZ —entendida como el número de personas empleadas del total de la población en edad de trabajar—, el índice de Duncan de segregación espacial y el número de personas con educación superior como porcentaje de la población en edad de trabajar.

Cuadro 8.4
Efecto marginal del acceso a fuentes de empleo en la probabilidad de estar desempleado

Efecto marginal para:	Total				Propietarios (pagada)			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
Mujer	-0,0042*** (0,0011)	-0,0026* (0,0011)	0,0002 (0,0011)	0,0015 (0,0012)	-0,0043** (0,0015)	0,0020 (0,0014)	0,0007 (0,0015)	0,0022 (0,0016)
Mujer vs. hombre	0,0014 (0,0015)	0,0015 (0,0015)	0,0014 (0,0015)	0,0014 (0,0015)	0,0009 (0,0020)	0,0012 (0,0020)	0,0013 (0,0020)	0,0013 (0,0020)
<i>N</i>	23.986	23.986	23.285	23.285	13.025	13.025	12.496	12.496
	Propietarios				Hijos			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
Mujer	-0,0046*** (0,0013)	0,0024 (0,0013)	0,0005 (0,0014)	0,0016 (0,0015)	0,0032 (0,0027)	0,0003 (0,0026)	0,0025 (0,0027)	0,0035 (0,0029)
Mujer vs. hombre	0,0013 (0,0018)	0,0017 (0,0017)	0,0019 (0,0019)	0,0017 (0,0019)	0,0019 (0,0039)	0,0005 (0,0038)	0,0002 (0,0038)	0,0002 (0,0038)
<i>N</i>	16.609	16.609	14.893	14.893	6.777	6.777	6.773	6.773
Controles								
Individuales		X	X	X		X	X	X
Hogar			X	X			X	X
UPZ				X				X

Nota: cada columna son los resultados de una regresión y se muestran los efectos marginales (No los coeficientes de la regresión) de la medida de acceso a fuentes de empleo para: i, las mujeres y ii, la interacción, que muestra el efecto de las mujeres sobre los hombres. Todas las regresiones controlan por día y mes en el que se realizó la encuesta. Los errores estándar, en paréntesis, se obtienen por el método delta. (1), (2), (3) y (4) corresponden al número de controles.

***Significativo al 1%, ** Significativo al 5%, * Significativo al 10%.

Fuente: elaboración de la autora.

Estos resultados son robustos al cambio en la variable *proxy* de medida de acceso a fuentes de empleo. De hecho, se encuentra que el acceso a fuentes de empleo no tiene ningún efecto sobre la probabilidad de desempleo, independientemente de la medida de acceso a fuentes de empleo que se utilice en la estrategia empírica (Cuadro 8.5)⁷.

En otras palabras, el acceso a fuentes de empleo en Bogotá no tiene ningún efecto en el desempleo, condicionado a la participación laboral; sin embargo, la evidencia empírica sugiere que el acceso puede afectar la participación laboral, en especial la participación femenina. Para evaluar si esto es cierto, ahora nos enfocamos en el análisis econométrico

⁷ Se construyó un modelo de Heckman en dos etapas para minimizar el posible sesgo de selección muestral y se empleó el número de hogares de bienestar familiar en el barrio del individuo, de acuerdo con el servicio que prestan, como variable de exclusión. Los resultados obtenidos son muy similares a los que se acaban de presentar y se encuentran a disposición del lector en el apéndice de la versión en Internet.

que toma como variable dependiente la participación laboral (por ejemplo, es igual a uno si la persona participa —empleado o desempleado— y cero si es inactivo).

Cuadro 8.5**Efecto marginal de diferentes medidas de acceso a fuentes de empleo en la probabilidad de desempleo**

Efecto marginal para:	Total							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Mujer	0,0015 (0,0012)	0,0030 (0,0025)	0,0032** (0,0012)	0,0058 (0,0039)	0,0000 (0,0004)	0,0001 (0,0002)	0,0001 (0,0002)	0,0000 (0,0002)
Mujer vs. hombre	-0,0014 (0,0015)	0,0024 (0,0029)	0,0007 (0,0014)	0,0010 (0,0050)	0,0005 (0,0004)	0,0002 (0,0003)	0,0001 (0,0003)	0,0002 (0,0002)
<i>N</i>	23.285	23.285	23.285	23.285	22.952	22.952	22.952	22.952
	Propietarios (pagada)							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Mujer	0,0022 (0,0016)	0,0042 (0,0033)	0,0009 (0,0015)	0,0077 (0,0049)	0,0002 (0,0005)	0,0001 (0,0003)	0,0000 (0,0003)	0,0002 (0,0003)
Mujer vs. hombre	-0,0013 (0,0020)	0,0017 (0,0040)	-0,0036* (0,0020)	0,0002 (0,0068)	0,0001 (0,0006)	0,0002 (0,0004)	0,0001 (0,0004)	0,0003 (0,0003)
<i>N</i>	12.496	12.496	12.496	12.496	12.363	12.363	12.363	12.363
	Propietarios							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Mujer	0,0016 (0,0015)	0,0031 (0,0030)	0,0021 (0,0014)	0,0076 (0,0045)	0,0003 (0,0005)	0,0001 (0,0003)	0,0001 (0,0003)	0,0002 (0,0002)
Mujer vs. hombre	-0,0017 (0,0019)	0,0027 (0,0037)	0,0019 (0,0018)	0,0010 (0,0063)	0,0002 (0,0005)	0,0002 (0,0003)	0,0001 (0,0003)	0,0003 (0,0003)
<i>N</i>	14.893	14.893	14.893	14.893	14.723	14.723	14.723	14.723
	Hijos							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Mujer	0,0035 (0,0029)	0,0087 (0,0058)	0,0094** (0,0029)	0,0030 (0,0100)	0,0009 (0,0009)	0,0004 (0,0005)	0,0001 (0,0005)	0,0003 (0,0005)
Mujer vs. hombre	-0,0002 (0,0038)	0,0019 (0,0077)	0,0030 (0,0038)	-0,01** (0,0130)	0,0029 (0,0011)	0,0011 (0,0007)	-0,0013* (0,0007)	-0,001* (0,0006)
<i>N</i>	6.773	6.773	6.773	6.773	6.707	6.707	6.707	6.707

Nota: cada columna muestra los efectos marginales de diversas medidas de acceso a fuentes de empleo para: i, las mujeres y ii, la interacción, que muestra el efecto de las mujeres sobre los hombres. Los resultados que se muestran en cada columna incluyen todos los controles. Las diferentes medidas de acceso son: (1) acceso total, (2) acceso por género, (3) acceso por nivel educativo, (4) acceso por género y nivel educativo, (5) acceso por tiempo real, (6) acceso por transporte público, (7) acceso tiempo de trabajo y (8) acceso tiempo de trabajo y género. Errores estándar entre paréntesis.

***Significativo al 1%, ** Significativo al 5%, * Significativo al 10%.

Fuente: elaboración de la autora.

El Cuadro 8.6 muestra el efecto marginal del acceso a las fuentes de empleo en la probabilidad de participar de las mujeres y el efecto diferencial de las mujeres con respecto a los hombres, dado por la interacción. Los resultados de la primera columna sugieren que, para la población en edad de trabajar (el total del cuadro), un aumento de mil empleos potenciales en la variable de acceso está asociado con un incremento de 1,6 pp en la probabilidad de participar en el mercado laboral para las mujeres. Este efecto puede estar sesgado, ya que tal vez existan algunas variables correlacionadas con el acceso a las fuentes de empleo y la probabilidad de estar empleado. Al controlar por las características observables, este efecto pasa a 1,1 pp. Los resultados para los propietarios de vivienda, ya sea completamente pagada o no, son casi idénticos a los de la población en edad de trabajar. Aunque en la muestra de individuos que viven con sus padres los resultados son poco precisos, estos indican que un aumento en la variable de acceso incrementa en 5,7 pp la probabilidad de participar de las mujeres. Los resultados de la interacción reflejan que un mayor acceso a fuentes de empleo puede disminuir la brecha de género en la participación laboral; de hecho, un aumento en la variable de acceso está asociado con 1,3 pp adicionales para las mujeres que para los hombres.

Cuadro 8.6
Efecto marginal del acceso en la probabilidad de participar

Efecto marginal para:	Total				Propietarios (pagada)			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
Mujer	0,016*** (0,0017)	0,0031* (0,0016)	0,0039* (0,0016)	0,011*** (0,0019)	0,017*** (0,0023)	0,0031 (0,0020)	0,0044* (0,0021)	0,011*** (0,0024)
Mujer vs. hombre	0,019*** (0,0024)	0,016*** (0,0021)	0,016*** (0,0021)	0,017*** (0,0021)	0,018*** (0,0032)	0,016*** (0,0028)	0,016*** (0,0028)	0,0017*** (0,0027)
<i>N</i>	36.837	36.837	36.837	36.837	20.336	20.336	20.336	20.336
	Propietarios				Hijos			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
Mujer	0,016*** (0,0020)	0,0014 (0,0018)	0,0037 (0,0020)	0,011*** (0,0023)	0,0059 (0,0032)	-0,011*** (0,0024)	-0,0051* (0,0024)	0,057* (0,0027)
Mujer vs. hombre	0,018*** (0,0028)	0,016*** (0,0024)	0,015*** (0,0026)	0,016*** (0,0026)	0,0092*** (0,0045)	0,0077*** (0,0034)	0,0075*** (0,0034)	0,0084*** (0,0034)
<i>N</i>	25.847	25.847	24.011	24.011	12.199	12.199	12.199	12.199
Controles								
Individuales		X	X	X		X	X	X
Hogar			X	X			X	X
UPZ				X				X

Nota: cada columna muestra los efectos marginales de la medida de acceso a fuentes de empleo para: i) las mujeres y ii), la interacción, que muestra el efecto de las mujeres sobre los hombres. Todas las regresiones controlan por día y mes en el que se realizó la encuesta. Los errores estándar, en paréntesis, se obtienen por el método delta, (1), (2), (3) y (4) corresponden al número de controles.

***Significativo al 1%, ** Significativo al 5%, * Significativo al 10%.

Fuente: elaboración de la autora.

Para evaluar cuán sensibles son estos resultados al cambio en la medida de acceso a fuentes de empleo, se volvió a realizar el análisis empírico con todas las variables de acceso construidas, resultados que se muestran en el Cuadro 8.7 e indican que el efecto del acceso a fuentes de empleo es sensible al cambio en la medida de distancia empleada.

Cuadro 8.7
Efecto marginal de diferentes medidas de acceso en la probabilidad de participar en el mercado laboral

Efecto marginal para:	Total							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Mujer	0,011*** (0,0017)	0,021*** (0,0037)	0,0084*** (0,0016)	0,052*** (0,0063)	0,0012* (0,0006)	0,0005 (0,0003)	0,00079* (0,0003)	0,0003 (0,0003)
Interacción	0,019*** (0,0024)	0,033*** (0,0039)	-0,0052*** (0,0020)	0,053*** (0,0069)	0,0029*** (0,0006)	0,0018*** (0,0004)	0,002*** (0,0004)	0,0011*** (0,0003)
N	36.837	36.837	36.837	36.837	36.300	36.300	36.300	36.300
	Propietarios (pagada)							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Mujer	0,011*** (0,0024)	0,022*** (0,0049)	0,0086*** (0,0021)	0,059*** (0,0078)	0,0001 (0,0008)	0,0001 (0,0004)	0,0000 (0,0004)	0,0002 (0,0003)
Interacción	0,0017*** (0,0027)	0,032*** (0,0053)	-0,0065** (0,0028)	0,055*** (0,0092)	0,0023*** (0,0008)	0,0016*** (0,0005)	0,0017*** (0,0005)	0,00084** (0,0004)
N	20.336	20.336	20.336	20.336	20.108	20.108	20.108	20.108
	Propietarios							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Mujer	0,011*** (0,0023)	0,022*** (0,0046)	0,0085*** (0,0020)	0,057*** (0,0073)	0,0003 (0,0007)	0,0003 (0,0004)	0,0003 (0,0004)	0,0001 (0,0003)
Interacción	0,016*** (0,0026)	0,032*** (0,0049)	-0,0064*** (0,0025)	0,052*** (0,0086)	0,0026*** (0,0008)	0,0017*** (0,0005)	0,0019*** (0,0005)	0,00099*** (0,0004)
N	24.011	24.011	24.011	24.011	23.726	23.726	23.726	23.726
	Hijos							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Mujer	0,057* (0,0027)	0,012* (0,0055)	0,023*** (0,0025)	0,034*** (0,0097)	0,0003 (0,0008)	0,0003 (0,0005)	0,0001 (0,0005)	0,0001 (0,0004)
Interacción	0,0084** (0,0034)	0,016*** (0,0066)	-0,014*** (0,0035)	0,046*** (0,0120)	0,0002 (0,0010)	0,0009 (0,0006)	0,0004 (0,0006)	0,0001 (0,0005)
N	12.199	12.199	12.199	12.199	12.059	12.059	12.059	12.059

Nota: cada columna muestra los efectos marginales para diversas medidas de acceso a fuentes de empleo para: i, las mujeres y ii, la interacción, que muestra el efecto de las mujeres sobre los hombres. Los resultados que se muestran en cada columna incluyen todos los controles. Las diferentes medidas de acceso son: (1) acceso (2) acceso por género, (3) acceso por nivel educativo, (4) acceso por género y nivel educativo, (5) acceso por tiempo real, (6) acceso por transporte público, (7) acceso tiempo de trabajo y (8) acceso tiempo de trabajo y género. Errores estándar entre paréntesis.

***Significativo al 1%, ** Significativo al 5%, * Significativo al 10%.

Fuente: elaboración de la autora.

Cuando la variable acceso está ponderada por la distancia euclidiana entre cada una de las unidades geográficas, el efecto de acceso a fuentes de empleo sobre la probabilidad de participación laboral femenina es positivo, significativo y mayor que el obtenido para los hombres, con independencia de la medida de empleo utilizada en el análisis empírico (columnas 1 a 4) y de la muestra analizada. Este efecto se hace menor y más impreciso cuando la distancia se reemplaza por el tiempo promedio de viaje entre unidades geográficas, al punto de volverse cercano a cero y estadísticamente no significativo; sin embargo, el efecto diferencial entre hombres y mujeres se mantiene. Otro resultado que llama la atención es el que se muestra en la columna 3; en este caso el empleo se mide por nivel educativo, y los resultados señalan que un aumento de mil empleos a los que cada individuo puede acceder se asocia con un aumento en la probabilidad de participación laboral femenina de 0,86 pp, menor en 0,64 puntos que el correspondiente a los hombres.

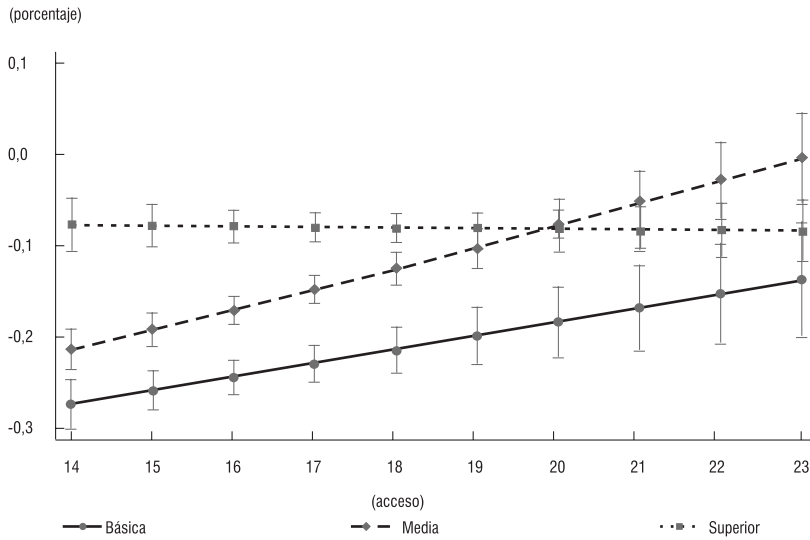
También es importante explorar la existencia de efectos heterogéneos según diferentes características individuales. Las variables que pueden ayudarnos a entender el mecanismo a través del cual la estructura espacial de la ciudad afectaría la participación femenina son: el nivel educativo, el nivel de ingresos, los rangos de edad, si es jefe de hogar y si en el hogar hay niños menores de 7 años o niños en edad escolar. Para llevar a cabo este análisis, se incluye en la regresión una triple interacción entre la variable binaria de género (uno si es mujer, cero en caso contrario), la variable de acceso a fuentes de empleo y cada una de las variables mencionadas antes⁸.

Es evidente que hay efectos heterogéneos del acceso a las fuentes de empleo por nivel educativo. La brecha de género en la probabilidad de participar es igual para los individuos que tienen como máximo nivel educativo la educación básica o la media (Gráfico 8.1), pero disminuye a medida que aumenta la accesibilidad y aún más rápido para los individuos con educación media que para aquellos con un nivel más bajo de educación. Por otra parte, la brecha entre hombres y mujeres con educación superior no se ve afectada por el acceso a las fuentes de empleo.

También hay diferencias por nivel de ingreso (Gráfico 8.2). En niveles bajos de acceso a fuentes de empleo, la brecha de género en la probabilidad de participar es mayor para los individuos que declaran tener un ingreso menor al salario mínimo que para aquellos que declaran tener ingresos superiores a este mínimo. De hecho, se observa que, a medida que el ingreso es mayor, la diferencia en la probabilidad de participar entre hombres y mujeres es menor; por su parte, un mayor acceso a las fuentes de empleo se asocia a una reducción en la brecha de género para todos los niveles de ingreso, sin embargo, la disminución es mayor para los individuos que se encuentran en la parte inferior de la distribución del ingreso.

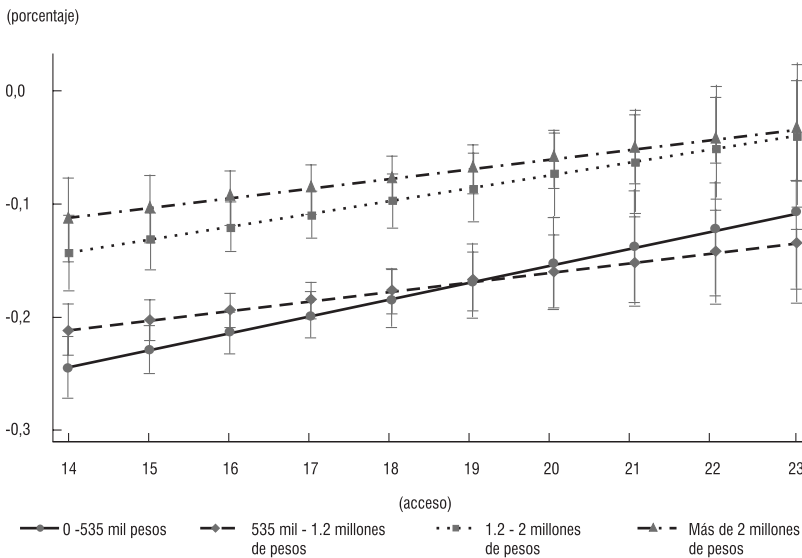
⁸ En los gráficos que se muestran a continuación se usa como medida de acceso a fuentes de empleo el total de empleos ponderados por la distancia euclidiana.

Gráfico 8.1
Diferencia en la probabilidad de participar entre mujeres y hombres según acceso a empleos, por nivel educativo



Fuente: elaboración de la autora.

Gráfico 8.2
Diferencia en la probabilidad de participar entre mujeres y hombres según acceso a empleos, por niveles de ingreso

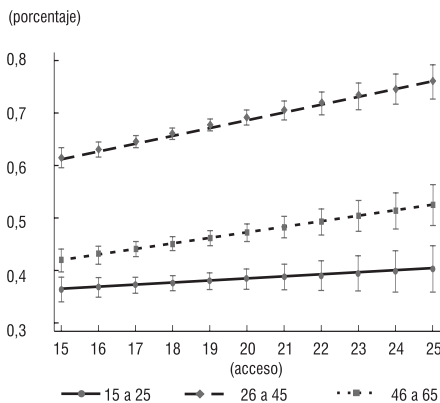


Fuente: elaboración de la autora.

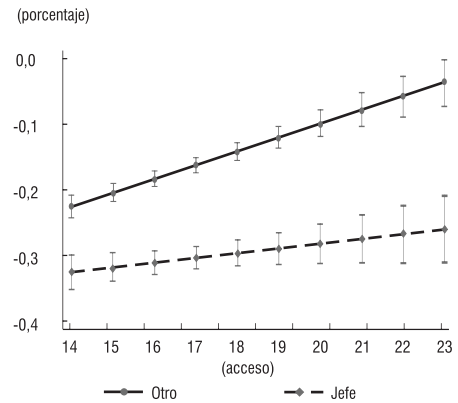
El Gráfico 8.3 muestra los resultados del ejercicio cuando se evalúa si existen efectos diferenciales por rangos de edad y por jefatura. A la izquierda se muestran los resultados para tres rangos de edad: entre 15 y 25 años, entre 26 y 45 años, y entre 46 y 65 años. En todos los rangos de edad se evidencia que, a medida que las fuentes de empleo son mayores, la brecha en la probabilidad de participar entre hombres y mujeres disminuye, en especial para las mujeres más jóvenes, las que tienen entre 15 y 25 años. A la derecha se muestran los resultados para los jefes de hogar y para los que viven en el hogar pero no se declaran jefes de él. Es indudable que las mujeres jefes de hogar tienen una probabilidad menor de participar que los hombres jefes de hogar, y aunque la brecha disminuye por el acceso a las fuentes de empleo, esta nunca desaparece, y de hecho disminuye muy poco si se compara con las personas que viven en el hogar y no son jefes de este.

Gráfico 8.3
Diferencia en la probabilidad de participar entre mujeres y hombres según acceso a empleos, por edad y jefatura del hogar

A. Rangos de Edad



B. Jefatura



Fuente: elaboración de la autora.

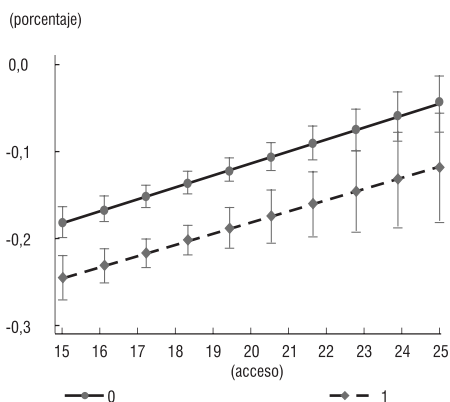
El acceso a fuentes de empleo también tiene efectos diferenciales si en el hogar donde reside el individuo hay niños menores de 6 años o niños en edad escolar (Gráfico 8.4). Las mujeres que viven en hogares con niños menores de 6 años y en edad escolar tienen una probabilidad menor de estar ocupadas que los hombres que viven en hogares con las mismas condiciones; es más, la brecha de género en la probabilidad de participar es mayor para los que viven en hogares con presencia de personas menores de 18 años de edad. El mayor acceso a fuentes de empleo disminuye esta brecha de género.

Por último, nos centramos en la muestra de mujeres e interactuamos la variable de acceso a fuentes de empleo con características relevantes a fin de explorar si hay efectos heterogéneos del acceso a las fuentes de empleo en la participación femenina. Los resultados, expuestos en el Cuadro 8.8, sugieren que un mayor acceso a fuentes de empleo se relaciona de manera positiva y significativa con la participación femenina, pero afecta en

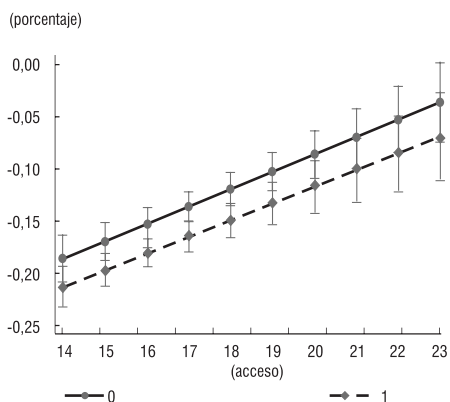
particular a las mujeres con características socioeconómicas menos favorables. Un mayor acceso a las fuentes de empleo favorece a las mujeres menos educadas, a aquellas cuya edad se encuentra en el rango de los 26 a los 45 años que no son jefes de hogar, en cuyo hogar hay niños de 0 a 6 años de edad, o cuyos ingresos son inferiores al salario mínimo. La estructura espacial, por el contrario, parece no tener ningún efecto sobre la probabilidad de participar de las mujeres más educadas, las jefes de hogar y las de ingresos superiores al salario mínimo.

Gráfico 8.4
Diferencia en la probabilidad de participar entre mujeres y hombres según acceso a empleos, y según haya niños en el hogar

A. Niños de 0 a 6 años en el hogar



B. Niños de 7 a 18 años en el hogar



Fuente: elaboración de la autora.

6. DISCUSIÓN E IMPLICACIONES DE LOS RESULTADOS

En este capítulo hemos analizado la relación entre la estructura espacial y el mercado laboral en Bogotá. Su objetivo principal ha sido evaluar si el acceso a fuentes de empleo tiene algún efecto en los resultados laborales de las mujeres. Mediante el uso de la EMB de 2011, nuestros resultados apoyan la hipótesis de que el acceso al empleo es un determinante significativo en la probabilidad de participación laboral femenina, aunque no de probabilidad de desempleo. Por su parte, los resultados econométricos sugieren que la estructura espacial de la ciudad se encuentra relacionada con la probabilidad de participar, y de forma más pronunciada para las mujeres que para los hombres, ya que una mayor desconexión de los centros de empleo puede disuadirlas de realizar una búsqueda activa. Al analizar efectos heterogéneos por características relevantes, se encuentra que la probabilidad de participación de las mujeres (en relación con los hombres) es menor para las menos educadas, que tienen entre 26 y 45 años de edad, que son jefes de hogar y que viven en hogares con niños entre 0 y 6 años o de jóvenes entre 7 y 18 años. Un mejor

Cuadro 8.8
Efectos heterogéneos del acceso a las fuentes de empleo en la probabilidad de participación para la muestra de mujeres

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Acceso	0,0036*	0,0043**	0,0043**	0,004*	0,0038*	0,0045**
	(0,0021)	(0,0022)	(0,0021)	(0,0021)	(0,0021)	(0,0021)
Interacciones de acceso con:						
Básica	0,012***					
	(0,0031)					
Media	-0,0028					
	(0,0032)					
Superior	0,0023					
	(0,0028)					
15 a 25 años		-0,0028				
		(0,0035)				
26 a 45 años		0,0091***				
		(0,0029)				
46 a 65 años		0,0042				
		(0,0032)				
Otro			0,0063***			
			(0,0023)			
Jefe			-0,0051			
			(0,0036)			
Niños de 0 a 6 años = 0				0,0024		
				(0,0023)		
Niños de 0 a 6 años = 1				0,0073**		
				(0,0034)		
Niños de 7 a 18 años = 0					0,0034	
					(0,0026)	
Niños de 7 a 18 años = 1					0,0042	
					(0,0026)	
0 a 535 miles de pesos						0,0092**
						(0,0038)
535 miles a 1,2 millones de pesos						0,0035
						(0,0032)
1,2 a 2 millones de pesos						0,0006
						(0,0039)
Más de 2 millones de pesos						0,0044
						(0,0034)
Pseudo R2	0,2100	0,1600	0,2100	0,2100	0,2100	0,2100
N	19.831	19.831	19.831	19.831	19.831	19.831

Nota: cada columna muestra los efectos marginales de la medida de acceso a fuentes de empleo para las mujeres y la interacción con las características mencionadas. En cada una de las especificaciones, se emplea el acceso a las fuentes de empleo ponderado por la distancia total y se controla por las características observables.

***Significativo al 1%, ** Significativo al 5%, * Significativo al 10%.

Fuente: elaboración de la autora.

acceso a las fuentes de empleo disminuye todas estas brechas, si bien no las elimina completamente, e incrementa sobre todo la participación de las mujeres con características socioeconómicas menos favorables.

Esto implica que una reducción del tiempo promedio de desplazamiento, que aumente el acceso a fuentes de empleo en un 50%, haría que la participación femenina subiera de 51% a 64%, mientras que la participación masculina permanecería cercana al 80% y la tasa de participación global pasaría de 63% a 72%. Sin duda, esto se vería reflejado en una disminución de la brecha de género en la participación laboral y el empleo.

Los resultados de este artículo sugieren que la movilidad debe ser un eje transversal de las políticas de desarrollo urbano. El objetivo principal de una política de movilidad urbana en Bogotá debe ser el garantizar la accesibilidad a los principales centros de empleo de todos los habitantes de la ciudad y, en las zonas donde es factible, alcanzar una mayor densificación de viviendas en torno a los principales centros de empleo. En cuanto a las políticas orientadas a disminuir la brecha de género en la participación laboral (y eventualmente en el empleo), estas deben buscar disminuir los costos (ya sea por aumento en el salario de reserva, ya sea por mayores costos de búsqueda) que se encuentran asociados a vivir en áreas alejadas de los principales centros de empleo. La primera alternativa es disminuir los tiempos de viaje mediante una política que brinde soluciones a los problemas de tráfico y transporte en la ciudad; la segunda es ofrecer subsidios de movilidad y compensación por gastos de transporte a las mujeres que tengan características socioeconómicas menos favorables; la tercera, buscar mecanismos que disminuyan los costos de búsqueda de empleo para las mujeres. Se podrían establecer, por ejemplo, centros de búsqueda de empleo en las áreas con menor acceso a las fuentes u ofrecer una mayor cobertura (o difusión) de las vacantes disponibles en la ciudad.

Como tema para investigaciones futuras se propone explorar el efecto del acceso a fuentes de empleo sobre la informalidad o calidad del empleo. Si en particular la distancia a los empleos es una limitación para la participación femenina, es probable que induzca a muchas mujeres a trabajar informalmente cerca de su lugar de residencia. También es relevante identificar el canal a través del cual la estructura espacial afecta los resultados laborales. Este trabajo sugiere que el efecto sobre la participación laboral puede ser el resultado de un aumento en el salario de reserva, o de mayores costos de búsqueda; identificar cuál de estos dos canales explica mejor los resultados obtenidos es un reto empírico para investigaciones futuras.

REFERENCIAS

- Becker, S.; Caliendo, M. (2007). “Mhbounds-Sensitivity Analysis for Average Treatment Effects”, Documento de debate del IZA, núm. 2542.
- Beuf, A. (2006). “Concepción de centralidades urbanas y planeación del crecimiento urbano en la Bogotá del siglo XX”, Reporte técnico.
- Black, D.; Kolesnikova, N.; Taylor, L. (2014). “Why Do so Few Women Work in New York (and so many in Minneapolis? Labor supply of married women across US cities”, *Journal of Urban Economics*, vol. 79, pp. 59-71.
- Blumenberg, E. (2004). “En-Gendering Effective Planning: Spatial Mismatch, Low-Income Women, and Transportation Policy”, *Journal of the American Planning Association*, vol. 70, núm. 3, pp. 269-281.
- Brueckner, J. K.; Zenou, Y. (2003). “Space and Unemployment: The Labor Market Effects of Spatial Mismatch”, *Journal of Labor Economics*, vol. 21, núm. 1, pp. 242-262.
- Delaunay, D.; Dureau, F. (2004). “Componentes sociales y espaciales de la movilidad residencial en Bogotá”, *Estudios Demográficos y Urbanos*, núm. 55.
- Díaz, A. M. (2012). “Informal Referrals, Employment, and Wages: Seeking Causal Relationships”, *Labour*, vol. 26, núm. 1, pp. 1-30.
- Díaz, A. M. (2015). “Acceso a fuentes de empleo, segregación residencial y resultados laborales de las mujeres en Bogotá”, BID, Working Paper Series, núm. 566.
- Dujardin, C.; Selod, H.; Thomas, I. (2008). “Residential Segregation and Unemployment: The Case of Brussels”, *Urban Studies*, vol. 45, núm. 1, pp. 89-113.
- Dureau, F.; Flórez, C. E.; Hoyos, M. C. (1994). “Las formas de movilidad de la población de Bogotá y su impacto sobre la dinámica del Área Metropolitana: metodología de un sistema de encuestas”, *Desarrollo y Sociedad*, núm. 34, pp. 73-94.
- Gobillon, L.; Selod, H. (2007). “The Effect of Segregation and Spatial Mismatch on Unemployment: Evidence from France”, Documento de debate del CEPR.
- Gobillon, L.; Selod, H.; Zenou, Y. (2007). “The Mechanisms of Spatial Mismatch”, *Urban Studies*, vol. 44, núm. 12, pp. 2401-2428.
- Hanson, S.; Pratt, G. (1991). “Job Search and the Occupational Segregation of Women”, *Annals of Association of American Geographers*, vol. 81, núm. 2, pp. 229-253.
- Hellerstein, J. K.; Neumark, D.; McInerney M. (2008). “Spatial Mismatch or Racial Mismatch?”, *Journal of Urban Economics*, vol. 64, núm. 2, pp. 464-479.

- Ichino, A.; Mealli, F.; Nannicini, T. (2005). "Temporary Work Agencies in Italy: a Springboard toward Permanent Employment?", *Giornale degli Economisti e Annali di Economia*, vol. 64, núm. 1, pp. 1- 27.
- Ioannides, Y. M.; Loury, L. D. (2004). "Job Information Networks, Neighborhood Effects, and Inequality", *Journal of Economic Literature*, vol. 42, núm. 4, pp. 1056-1093.
- Kain, J. F. (1968). "Housing Segregation, Negro Employment, and Metropolitan Decentralization", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 82, núm. 2, pp. 175-197.
- Mallarino, C. U.; Pérez, C. P. (2006). "La ciudad vivida: movilidad espacial y representaciones sobre la estratificación social en Bogotá", *Universitas Humanística*, núm. 62, pp. 169-203.
- Matas, A.; Raymond, J. L.; Roig, J. L. (2012). "Job Accessibility and Female Employment Probability: The Cases of Barcelona and Madrid", *Urban Studies*, vol. 47 núm. 4, pp. 769-787.
- McQuaid, R. W. (2006). "Job Search Success and Employability in Local Labor Markets", *The Annals of Regional Science*, vol. 40, núm. 2, pp. 407-421.
- Parks, V. (2004). "Access to Work: The Effects of Spatial and Social Accessibility on Unemployment for Native-Born Black and Immigrant Women in Los Angeles", *Economic Geography*, vol. 80, núm. 2, pp. 141-172.
- Pérez, A. (ed.) (2013). *Determinantes del valor del suelo urbano residencial: una aproximación socioeconómica y geográfica de Bogotá*, vol. 1, Bogotá: Centro de Estudios Urbanos.
- Secretaría Distrital de Planeación (SDP) (ed.) (2007). *Segregación socioeconómica en el espacio urbano de Bogotá*, D. C., Bogotá: Alcaldía Mayor.
- Smith, T. E.; Zenou, Y. (2003). "Spatial Mismatch, Search Effort, and Urban Spatial Structure", *Journal of Urban Economics*, vol. 54, núm. 3, pp. 129-156.
- Wilson, J. (1996). *When Work Dissappears: The World of the New Urban Poor*, Nueva York: Knopf.
- Zenou, Y. (2002). "How do Firms Redline Workers?", *Journal of Urban Economics*, vol. 52, núm. 3, pp. 391-408.

APÉNDICE

1. DESCRIPCIÓN DE LA BASE DE DATOS Y LAS VARIABLES

La EMB 2011 de la Secretaría Distrital de Movilidad hizo 16.157 encuestas domiciliarias. Según la Secretaría, el diseño de la muestra buscó reflejar tanto los parámetros de movilidad a nivel municipal y de UPZ en el caso de Bogotá, como los parámetros socio-demográficos de cada hogar. La muestra es representativa en el ámbito de UPZ. Aunque no es una encuesta especializada en resultados laborales, incluyó preguntas a cada uno de los miembros del hogar sobre las actividades realizadas la semana anterior; más específicamente, se preguntó:

“La semana anterior la principal ocupación fue: 1. Obrero. 2. Empleado de nómina. 3. Contratista (prestación de servicios). 4. Empleado doméstico. 5. Trabajador independiente. 6. Profesional independiente. 7. Patrón o empleador. 8. Trabajo familiar (sin remuneración). 9. Trabajo desde la casa. 10. Conductor de bus/buseta/micro. 11. Conductor de taxi. 12. Mensajero. 13. Estudiante en colegio o escuela. 14. Estudiante en universidad-pregrado. 15. Estudiante en universidad-posgrado. 16. Estudiante en instituto técnico/tecnológico. 17. Estudiante en instituto de educación no formal. 18. Dedicado al hogar. 19. Jubilado. 20. Busca trabajo. 21. Incapacitado permanente. 22. Va a jardín. 23. Rentista. 24. Otra actividad.”

Se consideran ocupados quienes seleccionaron las opciones 1 a 12; desempleados quienes seleccionaron la opción 20, e inactivos quienes escogieron las opciones restantes (13 a 19 y 21 a 23).

Las demás variables que se incluyen en el análisis empírico se describen en el Cuadro A7.1. Los cuadros restantes (A7.2. y A7.3) presentan las estadísticas descriptivas de todas las variables.

Cuadro A8.1
Descripción de las variables

Variable	Descripción
Edad	Edad en años cumplidos y edad al cuadrado.
Educación	Para controlar por educación de los individuos se incluye el máximo nivel educativo aprobado. Se consideran tres variables binarias: 1) educación básica (base); 2) educación secundaria, y 3) educación superior.
Jefe	Se incluye una variable para jefe, otra para cónyuge o compañero, y otra para mujer jefe de hogar.
Tipo de hogar	Se crearon dos variables para controlar por hogar cuyo jefe no tiene cónyuge ni compañero, y otra variable para hogares unipersonales.
Presencia de niños en el hogar	La presencia de menores en el hogar se tiene en cuenta con las siguientes variables: una binaria, igual a uno si en el hogar hay niños menores de 6 años, e igual a cero si hay niños en edad escolar (7 a 18 años).
Ayuda en el hogar	Ayuda femenina y masculina en el hogar (personas en edad de trabajar que no están empleadas).
Tasa de dependencia demográfica	Número de personas mayores de 65 años como porcentaje de personas empleadas en el hogar.
Ingresos per cápita	Ingresos mensuales del hogar por cada habitante en él.
Número de vehículos	Número de carros de los que dispone el hogar.
Estrato	Estrato del lugar de residencia.
Tasa de ocupación UPZ	Empleados sobre población en edad de trabajar de cada UPZ.
Índice de Duncan	Se basa en los estratos socioeconómicos.
Educación superior	Porcentaje de individuos con educación superior en cada UPZ.
Mes, día	Variables binarias de mes y día de realización de la encuesta.

Fuente: elaboración de la autora.

Cuadro A8.2
Estadísticas descriptivas

Variables	Hombre 1)	Mujer 2)	Diferencia 1 - 2)	Error estándar
Características individuales				
Edad años)	36,24	37,17	-0,92***	0,15
Educación básica	0,35	0,34	0,01	0,00
Educación secundaria	0,40	0,40	0,00	0,01
Educación superior	0,25	0,26	-0,01*	0,00
Jefe	0,48	0,18	0,30***	0,00
Cónyuge o compañero	0,05	0,39	-0,34***	0,00
Jefe del hogar × mujer	0,00	0,18	-0,18***	0,00

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

Fuente: elaboración de la autora.

Cuadro A8.3
Estadísticas descriptivas (continuación)

Variabes	Hombre (1)	Mujer (2)	Diferencia (1 - 2)	Error estándar
Características del hogar				
Hogar con jefe sin cónyuge o compañero(a)	0,23	0,30	-0,07***	0,00
Hogares unipersonales	0,02	0,01	0,01***	0,00
Educación del jefe	1,84	1,84	0,00	0,01
Niños menores de 6 años en el hogar	0,27	0,31	-0,04***	0,00
Niños en edad escolar	0,56	0,57	-0,02**	0,01
Número de mujeres no trabajado- ras en el hogar	0,88	0,60	0,28***	0,01
Número de hombres no trabaja- dores en el hogar	0,42	0,46	-0,05***	0,01
Tasa de dependencia demográfica	0,08	0,10	-0,02***	0,00
Ingresos per cápita (100.000)	3,60	3,46	0,14**	0,05
Número de carros de los que dispone el hogar	0,56	0,50	0,06***	0,01
Estrato 1	0,11	0,10	0,01**	0,00
Estrato 2	0,41	0,41	0,00	0,01
Estrato 3	0,34	0,34	0,00	0,00
Estrato 4	0,09	0,10	-0,01	0,00
Estrato 5	0,03	0,03	0,00	0,00
Estrato 6	0,02	0,02	0,00	0,00
Características de la UPZ				
Tasa de ocupación de la UPZ	0,59	0,60	0,00	0,00
Índice de Duncan	0,49	0,49	0,00	0,00
Educación superior	0,40	0,41	-0,01*	0,00

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Fuente: elaboración de la autora.

2. VARIABLES DE ACCESO Y DISTANCIA A FUENTES DE EMPLEO

Variable	Descripción
(1) $Acceso_i = \sum_j \frac{Empleo_j}{Dist_{ij}}$	Donde $Empleo_j$ es el número de trabajos en la UPZ/municipio j y $Dist_{ij}$ es la distancia euclidiana entre el lugar de residencia (i) y el lugar de destino (j).
(2) $Acceso_{ig} = \sum_j \frac{Empleo_{jg}}{Dist_{ij}}$	Donde $Empleo_{jg}$ es el número de trabajos para hombres y mujeres en la UPZ/municipio j y $Dist_{ij}$ es la distancia euclidiana entre el lugar de residencia (i) y el lugar de destino (j).
(3) $Acceso_{iedu} = \sum_j \frac{Empleo_{jedu}}{Dist_{ij}}$	Donde $Empleo_{jedu}$ es el número de trabajos por nivel educativo (es decir, básico, secundaria y superior) en la UPZ/municipio j y $Dist_{ij}$ es la distancia euclidiana entre el lugar de residencia (i) y el lugar de destino (j).
(4) $Acceso_{ig-edu} = \sum_j \frac{Empleo_{jg-edu}}{Dist_{ij}}$	Donde $Empleo_{jg-edu}$ es el número de trabajos por nivel educativo y género en la UPZ/municipio j y $Dist_{ij}$ es la distancia euclidiana entre el lugar de residencia (i) y el lugar de destino (j).
(5) $Acceso_{i-t1} = \sum_j \frac{Empleo_j}{Tiempo1_{ij}}$	Donde $Empleo_j$ es el número de trabajos en la UPZ/municipio j y $Tiempo1_{ij}$ es el tiempo promedio de todos los viajes entre (i) y el lugar de destino (j).
(6) $Acceso_{i-t2} = \sum_j \frac{Empleo_j}{Tiempo2_{ij}}$	Donde $Empleo_j$ es el número de trabajos en la UPZ/municipio j y $Tiempo2_{ij}$ es el tiempo promedio de todos los viajes realizados en transporte público entre (i) y el lugar de destino (j).
(7) $Acceso_{i-t3} = \sum_j \frac{Empleo_j}{Tiempo3_{ij}}$	Donde $Empleo_j$ es el número de trabajos en la UPZ/municipio j y $Tiempo3_{ij}$ es el tiempo promedio de todos los viajes relacionados con trabajo entre (i) y el lugar de destino (j).
(8) $Acceso_{i-t4} = \sum_j \frac{Empleo_j}{Tiempo4_{ijg}}$	Donde $Empleo_j$ es el número de trabajos en la UPZ/municipio j y $Tiempo4_{ijg}$ es el tiempo promedio de todos los viajes relacionados con trabajo entre (i) y el lugar de destino (j) por género (g).

9. MATERNIDAD Y MERCADO LABORAL: EL IMPACTO DE LA LEGISLACIÓN

**Natalia Ramírez
Ana María Tribín
Carmiña O. Vargas***

La creciente participación de las mujeres en el mercado laboral es una de las grandes revoluciones del último siglo que no por ello deja de presentar múltiples retos. De hecho, el enfoque de la política social de muchos países, organizaciones internacionales y organismos multilaterales está centrado en la promoción de la autonomía económica de las mujeres, lo cual se consigue, desde esta perspectiva, a través de su acceso paritario a los mercados de trabajo. Uno de los mecanismos diseñados para incentivar la participación femenina ha sido la incorporación en la ley de un conjunto de beneficios para las trabajadoras gestantes: la prohibición de terminar los contratos laborales de las mujeres en embarazo cuando no exista una justa causa para el despido, y el reconocimiento de una licencia remunerada de maternidad. Estas garantías han sido tradicionalmente reconocidas como logros importantes para proteger la autonomía reproductiva de las mujeres y la decisión de cuándo y cuántos hijos tener, así como para evitar el trato discriminatorio contra las trabajadoras a causa del embarazo. Y en efecto, aun reconociendo que su eficacia en el mundo del trabajo tiene amplio espacio para mejorar, es innegable la importancia de estas medidas como facilitadores de la participación de las mujeres en la economía productiva en condiciones que las protegen contra tratos discriminatorios. Con todo, es importante evaluar el efecto que tiene la legislación que protege a la maternidad en la vida laboral de las mujeres, así como considerar si esta acrecienta el desbalance en las cargas que se

* Las opiniones expresadas en este capítulo, así como los errores y omisiones, son de exclusiva responsabilidad de sus autoras y no comprometen de ninguna forma a las instituciones a las que están afiliadas, ni a las personas que comentaron sobre diferentes versiones de él. Agradecemos la ayuda de Jaime Tenjo, Oriana Álvarez y María Camila Jiménez para la obtención de los datos. Asimismo, los valiosos comentarios de Marcela Eslava, Dolores de la Mata, Raquel Bernal, Carlos Medina y un evaluador anónimo, fueron indispensables para esta investigación. Agradecemos también el apoyo y los comentarios de Francesca Castellani, Luis Eduardo Arango y Eduardo Lora, y especialmente a nuestros asistentes de investigación Andrea P. Poveda y Daniel Rodríguez Guío. Las autoras son, en su orden: profesora de la Escuela de Derecho de la Universidad de los Andes, investigadora e investigadora principal del Banco de la República.

les imponen a las mujeres frente a los hombres con ocasión del estatus parental y de cara a las dinámicas del mercado de trabajo. En efecto, aunque son las mujeres quienes están biológicamente capacitadas para llevar a término un embarazo y proveer el sustento de los niños durante sus primeros meses a través de la lactancia materna, la legislación que se enfoca únicamente en las madres y no en los padres refuerza un desbalance biológico que afecta los resultados laborales femeninos. Adicionalmente, dado que la posibilidad de ser madre es una realidad para la mayoría de mujeres, en la práctica estas regulaciones pesan, no solo sobre quienes efectivamente sean o vayan a ser madres, sino sobre todas las mujeres como grupo. A partir de estas consideraciones, el enfoque de nuestra investigación estuvo guiado por el interés de dar respuesta a preguntas tales como: ¿Genera alguna repercusión la legislación de protección a la maternidad sobre la vinculación de las mujeres al empleo? ¿Si hay efecto, qué consecuencias tiene para las mujeres trabajadoras? ¿Tiene la legislación que protege a la maternidad en el empleo un poder negativo o positivo sobre la vinculación de las mujeres al mercado de trabajo formal? ¿Afecta la legislación a todas las mujeres trabajadoras por igual?

Colombia, junto con Bolivia, Brasil, Paraguay y Uruguay, cuenta con los más altos porcentajes de participación de las mujeres en la economía productiva de la región, con cifras similares a Estados Unidos y Canadá (Banco Mundial, 2014). Colombia, en particular, es el país de América Latina que ha tenido el mayor incremento de la participación femenina en la economía productiva en las últimas tres décadas (Amador, Bernal y Peña, 2013). Pero, al igual que otras naciones de la región, la participación de las mujeres en la economía informal es bastante alta, pese a que tienen en promedio más años de educación que los hombres en todos los niveles.

Al tiempo, y de manera similar a otros Estados latinoamericanos, nuestro país cuenta con una estructura normativa de protección a la maternidad en el trabajo que es formalmente nutrida y se compone de varios niveles de protección¹. En efecto, en Colombia la protección a la maternidad incluida en las normas de derecho laboral se deriva de la ratificación, en 1931, del Convenio 3 de la Organización Internacional del Trabajo (en adelante OIT), mismo que fue luego modificado por normas nacionales posteriores, así como complementado por normas de derecho internacional como la Cedaw² y elevado a norma constitucional en el artículo 43 de la Constitución Política nacional. Estas normas recogen los dos elementos centrales de protección a la maternidad: el reconocimiento de la igualdad entre mujeres y hombres y la prohibición de que las mujeres sean sometidas a cualquier práctica discriminatoria, en particular a causa del embarazo.

Sin duda, estos dos principios son fundamentales para la agenda de equidad de género. Sin embargo, a la igualdad formal entre los sexos se contraponen unas diferencias biológicas a las que socialmente se les han asignado cargas valorativas que empeoran la situación social de las mujeres y que van en contravía del discurso de la igualdad. En efecto, eventos biológicos como el embarazo, el alumbramiento y el amamantamiento

¹ La mayoría de países en la región ha suscrito alguno de los Convenios de la OIT sobre maternidad, e incluso aquellos que no lo han hecho cuentan en sus legislaciones nacionales con esquemas similares de protección a la maternidad al promovido por la OIT.

² Cedaw, por sus siglas en inglés, es la Convención para la Eliminación de Toda Forma de Discriminación Contra la Mujer, adoptada en 1979 por la Asamblea General de Naciones Unidas.

afectan de manera directa y principal los cuerpos y vidas de las mujeres, en sus oportunidades de vinculación al empleo y en sus posibilidades de ascenso profesional, entre otros, sin que exista un correlato similar para los hombres.

En parte por reconocer esta disparidad biológica, y también al intentar promover el incremento de la mano de obra femenina durante el proceso de industrialización, varios países adoptaron la figura de la licencia de maternidad a principios del siglo xx. Los paquetes de protección a la maternidad impulsados desde la OIT, empezando por el Convenio 3, incluyen dos beneficios principales: la prohibición de despido a causa del embarazo y la licencia remunerada posterior al parto.

Sin duda los sucesivos convenios y recomendaciones de la OIT sobre esta materia³ buscan, primero, proteger la salud de las mujeres y los niños durante el embarazo y luego del parto, y, segundo, asegurar que la función reproductiva de las mujeres no afecte negativamente su seguridad económica y laboral (OIT, 2005, 2010). A estos fines se suma un propósito más puntual avanzado recientemente por la OIT: que en cada país la licencia de maternidad sea pagada por un sistema de seguridad social en salud, en lugar de que su costo económico sea asumido de manera exclusiva por los empleadores. Este llamado contra la discriminación que hace la OIT parte de reconocer que la maternidad y las responsabilidades asociadas al nacimiento y la crianza de los hijos son elementos que pesan sobre las mujeres trabajadoras y no sobre los hombres en el momento de la contratación. En consecuencia, la OIT ha afirmado:

El problema es cómo asegurar que los empleadores no rechacen candidatas en edad reproductiva[,] quienes ya están asumiendo la carga más pesada de las responsabilidades familiares y cuyas ausencias durante la licencia de maternidad o incluso por períodos más largos genera[n] problemas organizacionales para los empleadores[,] quienes en algunos casos incluso asumen la carga financiera de pagar salarios durante dichas ausencias (OIT, 1997).

El enfoque de la OIT ha estado encaminado a avanzar en dos frentes: primero, ha enfatizado la importancia de incluir a las mujeres en los mercados laborales respetando sus derechos sexuales y reproductivos, incluido el derecho a ser madre sin temor a la discriminación; y segundo, ha resaltado la urgencia de generar condiciones institucionales que permitan una reducción de los costos que asumen los empleadores cuando tienen que pagar las licencias de maternidad, a fin de disminuir el efecto discriminatorio que estas pueden generar para las mujeres trabajadoras.

Merece defenderse la agenda de equidad de género, de la cual se deriva que los hombres y las mujeres deben ser tratados como sujetos sustantivamente comparables, con capacidades y potencialidades similares. Una de sus instancias más importantes, la paridad en el empleo, amerita eliminar los costos institucionales y económicos que crean un incentivo para que los empleadores contraten hombres en lugar de mujeres trabajadoras. Efectivamente, el embarazo es hasta ahora una condición que por naturaleza deben asumir

³ La OIT ha adoptado otros dos convenios sobre maternidad que extienden los derechos reconocidos en el Convenio 3: los convenios 103 de 1952 y 183 de 2000, que no han sido ratificados por Colombia (OIT, 2010).

las mujeres, pero los costos de diversa índole que él genera y la crianza de los niños no deberían ser asumidos exclusivamente por ellas, sino compartidos con sus parejas. Argumentamos que las mujeres y los hombres, sin distinción de edad, orientación sexual ni estatus parental o marital, deberían asumir las mismas cargas en lo que se refiere al cuidado de niños, parientes, familiares y ancianos, y todos deberían estar en la posibilidad de recibir beneficios especiales para el cuidado de personas cercanas⁴.

En particular, en el evento del nacimiento de un bebé, la presencia y el aporte de cuidado de ambos padres es importante para el recién nacido y el núcleo familiar, en consecuencia, porciones similares de licencia remunerada deberían ser reconocidas para ambos padres. De lo contrario los empleadores pueden verse motivados a compensar el costo extra asociado a la mano de obra femenina no contratando mujeres, engancharlas menos, terminar sus contratos con mayor frecuencia que los de los hombres, o reducir los salarios que les pagan.

Mantener las diferencias culturales e institucionales que existen actualmente entre los hombres y las mujeres frente a las responsabilidades de cuidado implica que las mujeres subsidian a través de empleo de menor calidad, o menores ingresos, la crianza de hijos sobre los cuales se estructura el futuro de nuestras sociedades. La promoción de cambios sociales incrementales que incluyan pedagogía desde la infancia y la juventud sobre la importancia de distribuir equitativamente las cargas del cuidado del hogar y promover su disfrute a través del reconocimiento de licencias de paternidad nos movería hacia una verdadera igualdad entre hombres y mujeres.

Cuestiones similares a estas han interesado a investigadores como Espino y Salvador (2014), quienes cuantificaron los costos directos de la licencia pagada de maternidad en Colombia usando información de la encuesta de hogares en 2012 y teniendo en cuenta la legislación laboral vigente. Las investigadoras encontraron que el sobre costo anual por proveer licencia pagada de maternidad es 6,7% del salario anual de la trabajadora⁵, porcentaje que se deriva directamente del pago de la seguridad social de la trabajadora en licencia de maternidad y la contratación de un trabajador que la reemplace durante ese período. A dicho sobre costo debe sumarse otro grupo de costos conexos que son tradicionalmente asumidos por los empleadores y que estos autores no tienen en cuenta. Estos están relacionados con los ajustes necesarios que genera para la empresa la ausencia de la trabajadora en licencia, entre ellos la convocatoria de un trabajador de reemplazo, la selección del reemplazo adecuado, quizá incluso la pérdida de productividad durante el período de entrenamiento y ajuste, o durante todo el período de licencia si el trabajador de reemplazo no es tan productivo como lo era la trabajadora en licencia. Desafortunadamente, obtener una medida de estos costos es complicado, dada la falta de datos apropiados para calcularlos.

⁴ Aparte de los beneficios de licencia de maternidad, muchos países reconocen el derecho a la licencia de paternidad para atender emergencias o enfermedades de larga duración sin temor a perder el trabajo o el salario durante dichos períodos.

⁵ Espino y Salvador utilizan la Gran encuesta integrada de hogares y la Encuesta nacional de calidad de vida, ambas realizadas a los hogares, la primera de ellas mensual y la segunda anual, administradas por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE).

En todo caso, los factores listados muestran el efecto diferencial que sobre la empleabilidad de las mujeres pueden tener la maternidad y la legislación diseñada para protegerla. Por estas razones es importante estudiar las consecuencias que este tipo de intervención regulatoria tiene sobre las diferencias de género en el mercado laboral, las cuales no han sido completamente analizadas. Esta investigación busca determinar el efecto que generó sobre el mercado laboral de las mujeres la última modificación a la legislación sobre protección a la maternidad en Colombia a través de la Ley 1468 de 2011 (la cual extendió la licencia de maternidad de doce a catorce semanas), a fin de ayudar a identificar algunos de los determinantes del empleo y desempleo femenino en Colombia y, además, servir como punto de referencia para comparar las consecuencias de medidas similares en mercados laborales de países con contextos económicos e institucionales semejantes.

Específicamente, este análisis evalúa el efecto diferencial de la legislación sobre mujeres con diferentes niveles de fertilidad debido a sus edades; esto es, compara mujeres entre 18 y 30 años, con las que tienen entre 40 y 55 años. Los dos grupos tienen tasas de fertilidad diferentes (alta en el primero y baja en el segundo), por lo cual planteamos la hipótesis de que la Ley 1468 posiblemente afecta a las mujeres en el grupo de tratamiento (18 a 30 años), pero no a las pertenecientes al grupo de comparación (40 a 55 años), quienes ya han pasado su pico de fertilidad. Para realizar dicha evaluación se usó el método de diferencias en diferencias. Los resultados muestran que las mujeres en el pico de edad reproductiva experimentan peores resultados laborales que los observados en las del grupo de baja fertilidad, pues tienen más probabilidad de estar en inactividad, informalidad y autoempleo —después de 2011— con relación a las mujeres del grupo de comparación.

Estos efectos laborales adversos para las mujeres en edades de alta fertilidad ponen de manifiesto que, en algunos casos, las protecciones jurídicas imponen costos a quienes se intenta beneficiar. Por consiguiente, la ley debe estar atada a otras regulaciones que prevengan que los empleadores excluyan al grupo beneficiado por una ley —en este caso el grupo de las mujeres en edades fértiles— del mercado de trabajo. Nuestras principales recomendaciones son: socializar el pago de la seguridad social del trabajador en licencia, que es ahora asumido por el empleador, e impulsar el diseño de una política pública de licencia de paternidad que pueda ser disfrutada por los dos padres en igual o muy similares proporciones.

1. LITERATURA RELACIONADA

La mayoría de países industrializados y en vías de industrialización cuenta con alguna modalidad de licencia de maternidad que permite a las trabajadoras ausentarse del trabajo luego del parto, pero son considerables las diferencias entre ellos en términos de la extensión del período protegido contra el despido, la duración de la licencia posparto y el sistema de pago de dichas licencias (OIT, 2010). La amplia variación entre las naciones dificulta la comparación de resultados cuando se trata de medir el efecto de la protección a la maternidad sobre la vinculación al trabajo de las mujeres, por países⁶. Por esta razón,

⁶ Sin duda, los costos asociados a la maternidad varían sustancialmente cuando se tienen en cuenta diversas posibilidades de combinación de los factores que se protegen en estos regímenes. Considérense los siguientes dos

la comparación del caso colombiano con países de contextos institucionales distintos debe hacerse con cautela y tener en cuenta las diferencias en los regímenes de protección.

Entre las investigaciones que han evaluado las consecuencias de la licencia de maternidad en el mercado laboral, la de Lai y Masters (2005) revisa el efecto de introducir licencias de maternidad obligatorias en el mercado de trabajo en Taiwán y concluye que, a corto plazo, este mecanismo empeora la situación económica de las mujeres porque reduce sus posibilidades de estar empleadas y genera una reducción en sus salarios. Por su parte, Gruber (1994), estudió los efectos en el mercado de trabajo de algunas provisiones que obligaron la inclusión de licencias de maternidad en los planes de salud en algunos estados de Estados Unidos. Él encontró que las mujeres experimentaron un descenso significativo en sus salarios, pero sin cambio en los niveles de empleo. Más recientemente, otra línea de investigación interesada en estudiar la relación entre la oferta de empleo femenino y políticas laborales amigables a la familia halló que entre el 28% y el 29% del descenso en la participación laboral de las mujeres en Estados Unidos —comparado con otros países de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE)— está relacionado con la ausencia, en ese país, de políticas amigables a la familia, incluyendo licencias parentales y trabajos de tiempo parcial, con relación a los otros países de la OCDE (Blau y Kahn, 2013).

La investigación en el contexto colombiano, aunque todavía escasa, sugiere que hay conexión entre los costos de la maternidad y, por una parte, la penalidad salarial que afecta a las mujeres y, por otra, la menor tasa de participación laboral femenina. Así, estudios publicados en los años setenta y noventa buscaron determinar la influencia que tenían los altos costos laborales causados por la licencia de maternidad sobre la participación femenina en la fuerza de trabajo. Estas investigaciones concluyeron que, en efecto, parte de la baja participación de la población trabajadora podía explicarse como consecuencia del sobrecosto para las empresas generado por la ausencia de las trabajadoras luego del parto (Junguito *et al.*, 1970; Forero *et al.*, 1991).

Debe notarse, en todo caso, que durante algunos de los períodos analizados por estos investigadores el país no contaba con un sistema de seguridad social en salud. Sin embargo, a partir de 1975 los costos directos de la maternidad pasaron de ser asumidos únicamente por los empleadores, a ser compartidos por los empleadores y los trabajadores mediante las contribuciones realizadas por ambos al sistema de seguro. La investigación de Molinos (2012) evaluó el efecto de una sentencia (C-470 de 1997) de la Corte Constitucional colombiana sobre la participación femenina en el trabajo. En ella la Corte fijó el contenido del artículo 239 del Código Sustantivo del Trabajo, estableció la invalidez

ejemplos: en el primer caso, la trabajadora tiene derecho a una licencia de maternidad no remunerada por un período de doce semanas, pero para aprovecharla debe cumplir el requerimiento de haber trabajado al menos 1.250 horas durante el año previo con el empleador actual, y por su parte, este solo está obligado a conceder licencia de maternidad no remunerada cuando su empresa tiene cincuenta o más empleados; este es el caso en Estados Unidos según los requisitos establecidos en el Family and Medical Leave Act de 1993. En el segundo caso, la empleada tiene derecho a una licencia remunerada de maternidad pagada por un sistema de seguro durante un período de catorce semanas, no está obligada a cumplir un período mínimo de servicio (si ha cotizado con el sistema de seguro durante todo el embarazo) y el empleador está obligado a pagar la licencia de maternidad si ella no está afiliada a un sistema de seguro, sin importar el número de trabajadores en la empresa; el segundo es el caso colombiano con base en las leyes vigentes a partir de marzo de 2015.

del despido durante el período que comprende el embarazo y la licencia de maternidad y ordenó que en el futuro cualquier trabajadora despedida durante ese período fuera reintegrada al trabajo. Utilizando datos de la Encuesta nacional de hogares para el segundo trimestre de 1996, 1998 y 2000, Molinos encontró que la participación laboral femenina se redujo, especialmente para mujeres entre 15 y 29 años de edad.

Un segmento importante de la investigación se ha dedicado a estudiar las implicaciones de la licencia de maternidad en los resultados de las mujeres en el mercado laboral y para ello ha evaluado su efecto a través de las probabilidades de retorno al trabajo y sus salarios después del parto. Por su parte, los estudios realizados con información de países de Europa del Este y América del Norte han producido resultados ambivalentes; en lo que respecta a los salarios con posterioridad al parto, algunos han evidenciado que la licencia de maternidad reduce los salarios de las mujeres (Schönberg y Ludsteck, 2007; Ruhm, 1998), otros encuentran un incremento en salarios (Rossin-Slater *et al.*, 2013), mientras que otros no han encontrado ningún efecto (Baum, 2003; Baker y Milligan, 2008; Hashimoto *et al.*, 2004).

Al revisar el retorno al trabajo luego del parto varios estudios han encontrado que es más probable el retorno de las mujeres al empleo bien sea con el mismo empleador o con otro, si cuentan con una licencia de maternidad (Ruhm, 1998; Baum, 2003; Baker y Milligan, 2008; Rossin-Slater *et al.*, 2013), pero otras investigaciones han hallado solo un efecto modesto o nulo sobre el empleo (Baum, 2003; Hashimoto *et al.*, 2004). Finalmente, en el contexto de la Unión Europea, los investigadores han encontrado que las políticas públicas que extienden la licencia de maternidad posparto a los padres, y que proveen servicios de cuidado para la infancia temprana, contribuyen a incrementar la participación laboral femenina (porque relevan a la madre de asumir por completo las responsabilidades de la crianza), al igual que reducen la brecha salarial (Kamerman, 2000).

Una vertiente de investigación más concentrada en la influencia de los estereotipos sociales busca esclarecer el efecto de los prejuicios que rodean a la maternidad y si a ella se asocia una sanción social. Además, intentan determinar si los empleadores discriminan a las trabajadoras en el momento de la contratación y están menos dispuestos a contratarlas a causa de sus creencias asociadas a la maternidad, o, si por la misma causa, existe algún tipo de sanción salarial que afecta sus ingresos. Cuddy, Fiske y Glick (2004) mostraron que describir a una consultora como “madre” llevaba a los evaluadores a calificarla de menos competente para el trabajo en comparación con la misma candidata descrita como “mujer sin hijos”. Asimismo, otros análisis han revelado que las gerentes visiblemente embarazadas son consideradas menos comprometidas con su trabajo, menos confiables y con menores aptitudes de liderazgo, pero más cálidas, más emocionales e irracionales que otras igualmente talentosas pero no visiblemente embarazadas (Halpert, Wilson y Hickman, 1993; Corse, 1990).

En su investigación Correll y Bernard (2007) pusieron a prueba la existencia de una “sanción por maternidad” que, de existir, pudiera afectar los salarios y las evaluaciones de desempeño de las mujeres. De acuerdo con su hipótesis, tal penalidad podría ocurrir porque las ideas culturales que nos hacemos de la maternidad están en tensión con las del “trabajador ideal”. Esta tensión puede desencadenar un efecto inconsciente en los evaluadores, quienes estarían tentados a calificar a las madres como menos competentes y menos comprometidas con su trabajo. En las dos partes del estudio realizado por Correll y Bernard (el

experimento y la auditoría), los participantes evaluaron los materiales de postulación para un trabajo de pares de candidatos del mismo sexo e igualmente calificados para la posición, con la única diferencia de su estatus parental⁷. Se encontró que las madres fueron castigadas por su supuesta incompetencia para el trabajo: en comparación con las no madres, se las calificó como personas de compromiso inferior con su desarrollo profesional, lo que llevó a los evaluadores a recomendar salarios iniciales más bajos que los sugeridos para las mujeres no madres. Asimismo, las mujeres madres fueron calificadas significativamente menos aptas para ser promovidas a puestos de mayor poder y por lo tanto fueron menos recomendadas para cargos directivos. En contraste los hombres, no solo no fueron sancionados, sino que en ocasiones se beneficiaron de su condición de padres; así, los hombres padres fueron percibidos como más comprometidos con sus trabajos que los no padres, y se les ofreció un salario de entrada significativamente más alto que el ofrecido a los hombres que no lo eran.

En el contexto colombiano, la investigación ha establecido relación entre la maternidad y una penalidad salarial que afecta a las mujeres madres (Olarte y Peña, 2010; Badel y Peña, 2010), así como tasas de desempleo y subempleo más altas para ellas (Peña-Parga y Glassman, 2004; Peña *et al.*, 2013). Se ha sugerido, por ejemplo, que los costos globales de contratación de mujeres —a causa de la eventualidad de la maternidad— son más altos que los de contratación de los hombres, lo cual puede explicar una mayor disposición de los empleadores a contratar hombres y por consiguiente una mayor tasa de participación masculina en la economía formal. En efecto, mientras que los costos salariales del empleado en licencia son cubiertos por el sistema de seguridad social, los costos mensuales de seguridad social del trabajador de reemplazo son asumidos por el empleador, lo cual genera un “pago doble” del empleador al sistema de seguro: por una parte, paga los aportes del trabajador en licencia, y por otro, los aportes del trabajador de reemplazo⁸.

Pero el incremento en el costo “global” de contratación de mujeres frente a hombres no se reduce únicamente a costos directos; por el contrario, y con base en la literatura existente, consideramos que existen al menos tres factores que podrían generar sobrecostos a quien emplea mujeres: en primer lugar, costos “organizacionales” relacionados con la búsqueda y el entrenamiento del trabajador de reemplazo y la posible pérdida de productividad de la empresa durante el período de ajuste; en segundo lugar estarían los costos psíquicos que impone el prejuicio de los empleadores con respecto a la maternidad, a causa de los cuales estos suelen considerar que las mujeres, a diferencia de los hombres, enfrentan un conflicto entre los compromisos con el trabajo y las responsabilidades familiares, lo que las haría potencialmente menos productivas⁹; en tercer lugar, un

⁷ Para dar a entender el estatus parental del candidato, se indicaba que él o ella pertenecían a la junta de padres de una institución educativa.

⁸ En Colombia los pagos mensuales al sistema de seguridad social en salud son el 12,5% del salario mensual devengado por el empleado; de este monto, el empleador cubre 8,5% y el empleado el 4% restante. En los casos en que el empleador paga por la trabajadora en licencia y el trabajador de reemplazo, el empleador pagaría un 8,5% extra mensual.

⁹ Este sobrecosto está relacionado con un “gusto por la discriminación” o en inglés *a taste for discrimination* de acuerdo con Becker (1971). Según su explicación, si un empleador tiene prejuicios en contra de un grupo de personas, el valor que efectivamente paga por contratar miembros de ese grupo no se reduce al salario, sino que a él se suma la intensidad de su ánimo discriminatorio. El valor no es, entonces, solo económico, sino también psicológico para el empleador.

costo relacionado con la disminución de la capacidad de despido que generan las normas de protección a la maternidad.

Dado que este esquema de protección cubre un período de aproximadamente doce meses y medio de duración (nueve de embarazo y tres y medio de licencia), durante ese lapso la capacidad de terminación de los contratos laborales por parte de los empleadores se reduce¹⁰, debido a que no podrían recurrir a este mecanismo para reaccionar a *shocks* en la demanda del producto o servicio ofrecido por la empresa. A esto se suma que el despido de una trabajadora en embarazo debe ser autorizado por un inspector de trabajo, lo cual aumenta los costos administrativos del procedimiento en comparación con el despido de un trabajador hombre. La suma de estos costos resultaría en una demanda más baja de mano de obra femenina en el mercado laboral formal (Ramírez, 2008).

Otros estudios muestran que a causa de dichos sobrecostos y el agravante de una restringida oferta de cuidado para la primera infancia y los adultos mayores, las mujeres participan más en la economía informal y son más afectadas que los hombres por el desempleo estructural, pese a que en promedio cuentan con mayores años de educación que ellos (Peña-Parga y Glassman, 2004).

2. HISTORIA DE LA LEGISLACIÓN EN COLOMBIA

La Convención 3 de la OIT fue el primer impulso hacia la globalización de la protección de la maternidad en contextos laborales industriales y comerciales. El acuerdo establecía unos beneficios para las trabajadoras que permanecieran en el trabajo durante el embarazo, como el del derecho a no trabajar durante las seis semanas anteriores al parto y una licencia de maternidad de seis semanas después del alumbramiento, así como el pago de beneficios durante todo el período de ausencia a través de un sistema de seguro o de recursos estatales. Estos beneficios fueron incorporados a la legislación colombiana en 1931¹¹ y luego modificados a través de la Ley 53 de 1938, que sentó los fundamentos de la protección vigente en la actualidad en nuestras normas laborales. A partir de 1938 es posible identificar en la legislación nacional un interés por proteger a las trabajadoras del tratamiento adverso que el embarazo puede generar en sus vidas laborales; puntualmente, la incorporación en la ley de la presunción de que el despido ha ocurrido a causa del embarazo cuando este se produce durante el período protegido y sin la autorización de un inspector de trabajo, es una protección que reduce el poder de despido de los empleadores y lo somete a un procedimiento que busca proteger la estabilidad en el empleo de las trabajadoras y su derecho a no ser discriminadas a causa de su estado.

Sin duda, el reconocimiento de que existe una cierta vulnerabilidad de las mujeres trabajadoras debida al trato discriminatorio de los empleadores a causa del embarazo ha

¹⁰ El poder de despido se reduce, pero no es inexistente durante el período protegido, pues procede cuando existe una justa causa para la terminación del contrato de trabajo y esta sea verificada por un inspector de trabajo. De acuerdo con la ley laboral, son justas causas de despido, por ejemplo, actos graves de violencia o indisciplina de parte del trabajador, que este revele secretos técnicos o comerciales de la empresa, o un deficiente rendimiento laboral.

¹¹ La Ley 129 de 1931 ratificó el Convenio 3 de la OIT.

generado un interés especial en distintas organizaciones internacionales por crear un sistema regulatorio que efectivamente las proteja en las relaciones laborales. Por esta razón, varios tratados internacionales y convenciones ratificadas por Colombia, entre los cuales se cuentan la Declaración Universal de los Derechos Humanos, el Pacto Internacional de Derechos Económicos y Sociales, la Convención sobre la Eliminación de Todas las Formas de Discriminación contra la Mujer y el Convenio 111 de la OIT sobre discriminación en el empleo, tienen el interés de proteger el derecho de las mujeres a ser madres, al tiempo que intentan reducir las posibilidades de que sean sometidas a un trato adverso a causa del embarazo. Estos compromisos internacionales se traducen, en el derecho interno, entre otros, en el artículo 43 de la Constitución, que establece la igualdad de derechos y oportunidades para los hombres y las mujeres, la prohibición de cualquier forma de discriminación contra las mujeres y el deber del Estado de proveer una protección especial a las mujeres “durante el embarazo y después del parto”.

Derivados de estas protecciones, los desarrollos legislativos y jurisprudenciales sobre la protección a la maternidad han sido considerables. En el frente legislativo, la tendencia general ha sido la de extender la duración de la licencia de maternidad, mientras que en el judicial la Corte Constitucional ha fortalecido la protección contra el despido durante el embarazo y la licencia garantizando efectivamente los derechos de las trabajadoras en embarazo a servicios sociales básicos y protecciones contra la discriminación, y finalmente, se ha esforzado por ampliar el espectro de trabajadoras beneficiarias de esta protección (Ramírez, 2008).

En la actualidad, el régimen laboral colombiano incluye dentro del sistema general de seguridad social un paquete de protección para las trabajadoras en embarazo que comprende los siguientes beneficios: 1) la prohibición de despedir a la trabajadora a causa del embarazo durante el periodo de embarazo y licencia posparto¹²; 2) una licencia remunerada de maternidad de catorce semanas, y 3) luego de la terminación de la licencia, el reintegro a su puesto de trabajo, así como 4) dos descansos de treinta minutos cada uno durante la jornada laboral en los primeros seis meses de vida del hijo para facilitar el amamantamiento. El pago de la licencia de maternidad se hace por medio del sistema de seguridad social al cual la trabajadora esté afiliada a partir de las contribuciones realizadas por el trabajador y su empleador durante la vigencia del contrato laboral. En contraste con este paquete de protección, los hombres tienen exclusivamente una licencia remunerada de paternidad de ocho días de duración luego del nacimiento del hijo.

Aunque la regla general era que las protecciones antedichas únicamente beneficiarían a las trabajadoras vinculadas a un empleador mediante un contrato laboral a término indefinido, parte de la labor expansiva de la Corte Constitucional se ha producido como una respuesta a conductas discriminatorias en los procesos de contratación. En efecto, la Corte encontró que la contratación de mujeres selectivamente a través de contratos de corta duración estaba siendo utilizada por los empleadores para eludir la protección a la maternidad, razón por la cual a partir de 1997 extendió una protección similar para las trabajadoras vinculadas a través de contratos a término fijo.

¹² Pese a esta protección, una trabajadora en embarazo puede ser despedida si un inspector de trabajo verifica la existencia de una justa causa para el despido.

En resumen, la jurisprudencia de la Corte Constitucional colombiana evidencia un esfuerzo continuo por proteger los derechos al trabajo, a la igualdad y a la no discriminación de las trabajadoras en embarazo y, para hacerlo con eficacia, ha armonizado los derechos a la libertad de contratación con la protección especial del embarazo bajo la Constitución y la ley laboral, lo cual tiene como corolario una reducción al poder patronal de despido.

3. DATOS

La fuente de información para este estudio es la Gran encuesta integrada de hogares (GEIH) que constituye la principal fuente de información sobre el mercado de trabajo en Colombia pues provee datos sobre el tamaño y la estructura del mercado laboral, características de los hogares, al igual que individuales como edad, género, nivel de educación y estatus marital, entre otras. El período de nuestro estudio comprende desde junio de 2009 hasta junio de 2011 (prelegislación) y entre julio de 2011 y septiembre de 2013 (poslegislación).

La población estudiada consta de encuestados en las trece áreas metropolitanas cubiertas por la GEIH¹³. Nuestra base de datos para el período elegido cuenta con información de 1.775.007 individuos de ambos sexos. Cuando se restringe la muestra a las mujeres, el número total se reduce a 947.844, y este a su vez a 411.724 cuando el criterio de selección son las cohortes de edad correspondientes a las mujeres en los grupos de tratamiento (18 a 30 años) y de comparación (40 a 55 años). La selección de dos grupos específicos de individuos busca separar los efectos del incremento de la licencia de maternidad en el grupo de tratamiento, es decir, el de mujeres en edades de alta fertilidad.

En el Cuadro 9.1 mostramos que la mayoría de la población desempleada pertenece al grupo de mujeres de alta fertilidad (72%), mientras que en la empleada la mayoría de los trabajadores informales o que recurren al autoempleo pertenecen al grupo de baja fertilidad (56% y 65%, respectivamente). A esto se suma que el porcentaje de inactividad es más alto para las mujeres de alta fertilidad (55%).

En el Cuadro 9.2 se resumen las características de las mujeres en los grupos de tratamiento y de comparación, según su participación en el mercado laboral. Las mujeres del grupo de alta fertilidad que hacen parte de la fuerza de trabajo tienen un nivel educativo superior a educación primaria en una proporción mayor que las mujeres inactivas del mismo grupo; por esta razón consideramos importante controlar la variable educación, dado que es razonable pensar que la educación estimula y facilita la participación activa en el mercado de trabajo. Por su parte, las mujeres en el grupo de baja fertilidad que estaban inactivas reportaron que vivían con un compañero, en mayor proporción que las mujeres en la fuerza de trabajo. Finalmente, las mujeres entre 18 y 30 años que estaban inactivas vivían, en mayor proporción, en hogares con niños menores de 12 años que las mujeres de la misma edad pero que sí estaban en el mercado de trabajo. En suma, puede inferirse que

¹³ Las trece áreas metropolitanas son: Barranquilla, Bogotá, Bucaramanga, Medellín, Cali, Cartagena, Cúcuta, Ibagué, Manizales, Montería, Pasto, Pereira y Villavicencio.

Cuadro 9.1
Distribución de variables del mercado laboral entre los grupos de tratamiento y de comparación, 2009 - 2013
 (porcentaje)

	De 18 a 30 años	De 40 a 55 años
Población económicamente activa	50,91	49,09
Ocupados	46,53	53,47
Informal	44,07	55,93
Autoempleados	34,34	65,66
Desempleados	72,34	27,66
Población económicamente inactiva	54,79	45,21
Por falta de búsqueda de empleo	31,52	68,48

Fuente: DANE; cálculos de las autoras.

Cuadro 9.2
Características de los grupos de tratamiento y de comparación para población económicamente activa e inactiva. Período 2009 - 2013
 (porcentaje)

Grupos de edad:	Inactivos		Activos	
	18 - 30 años	40 - 55 años	18 - 30 años	40 - 55 años
Educación				
Ninguna	3,95	9,4	0,51	3,95
Básica primaria	10,7	36,94	7,21	27,89
Básica secundaria	78,85	45,05	69,09	41,8
Educación superior	6,51	8,6	23,22	26,36
Estrato socioeconómico				
1	30,12	21,59	23,52	19,95
2	36,37	38,16	40,02	36,55
3	23,05	29,65	27,1	29,48
4	6,7	6,96	6,26	8,74
5	2,57	2,37	2,1	3,38
6	1,18	1,28	1	1,9
Convivencia en pareja				
No vive con pareja	54,03	29,28	62,43	46,38
Vive con pareja	45,97	70,72	37,57	53,62
Número de niños				
Ninguno	35,69	54,05	37,33	56,44
Uno o dos niños	52,99	40,81	53,72	39,61
Tres o más niños	11,33	5,14	8,95	3,95

Fuente: DANE; cálculos de las autoras.

la inactividad entre las mujeres en el grupo de 18 a 30 años es parcialmente explicada por sus características individuales (usadas como control en este estudio), y que son menos valoradas por el mercado de trabajo.

4. METODOLOGÍA EMPÍRICA

La legislación sobre la licencia de maternidad debe repercutir principalmente sobre las mujeres en edades de alta fertilidad, más que sobre las de edades de baja fertilidad, pues existe la percepción social generalizada de que una mujer cuya edad esté asociada con alta fertilidad quedará embarazada en el corto plazo, y los empleadores tendrán en cuenta esa percepción al calcular el valor esperado de contratar a una mujer de esa edad.

Por lo tanto, en nuestra estrategia empírica consideramos que al grupo de tratamiento (es decir, afectado por la legislación) pertenecen las mujeres cuya edad está entre los 18 y los 30 años, y al grupo de comparación (es decir, al que no afecta la legislación) pertenecen las mujeres cuya edad está entre los 40 y los 55 años. Para estimar el efecto de un incremento en el período de licencia de maternidad sobre los resultados del mercado laboral comparamos las diferencias en resultados entre los grupos de tratamiento y de comparación en el período después de la legislación con aquellas en el período anterior a la legislación.

El Cuadro 9.3 reporta las tasas promedio de fertilidad para los grupos de tratamiento y de comparación, según información del DANE. Durante el período analizado (2009 a 2013), la tasa promedio de fertilidad del grupo de tratamiento fue 11,5%, mientras que la del grupo de comparación fue 1,2%. Esta diferencia permite tener dos grupos comparables, uno de los cuales es afectado por los cambios en la legislación¹⁴.

Cuadro 9.3
Tasas de fertilidad por edad
(porcentaje)

Período	Grupos de edad						Tasa global
	20 - 24 años	25 - 29 años	30 - 34 años	35 - 39 años	40 - 44 años	45 - 49 años	
1985 - 1990	0,17	0,15	0,12	0,08	0,03	0	3,34
1990 - 1995	0,16	0,14	0,11	0,07	0,03	0	3,14
1995 - 2000	0,15	0,13	0,1	0,06	0,02	0	2,86
2000 - 2005	0,14	0,12	0,09	0,05	0,02	0	2,6
2005 - 2010	0,13	0,11	0,08	0,05	0,02	0,01	2,45
2010 - 2015	0,12	0,11	0,08	0,05	0,02	0,01	2,35
Promedio 2005 - 2015	0,12	0,11	0,08	0,05	0,02	0,01	2,4

Fuente: DANE, cálculos de las autoras.

¹⁴ Los resultados de nuestro modelo empírico son robustos a cambios en la definición del grupo de alta fertilidad; por ejemplo, los resultados no cambian cuando el grupo de comparación está compuesto por mujeres en edades de 25 a 30 años, o de 25 a 35 años.

Proponemos el siguiente modelo empírico:

$$y_i = \gamma_0 + \gamma_1 \text{tratado}_i + \gamma_2 \text{ley2011} + \gamma_3 \text{tratado} * \text{ley2011} + \Gamma X_i + \theta_i + \varepsilon_i$$

Donde y_i son variables tales como inactividad laboral, desempleo e informalidad; tratado_i es una variable *dummy* que toma el valor de 1 si la mujer tiene entre 18 y 30 años, y 0 si tiene entre 40 y 55 años; ley2011 es una variable que toma el valor de 1 para todos los meses a partir de julio de 2011, cuando el cambio en la legislación sobre protección a la maternidad entró en rigor, y 0 para los meses anteriores (esta *dummy* busca aislar los choques comunes que afectan los resultados laborales de las mujeres tanto de alta como de baja fertilidad a partir de julio de 2011).

Las diferencias observadas en las decisiones de participación y empleo entre las mujeres de los dos grupos pueden deberse a diferencias en sus características. Por lo tanto, incluimos variables que nos permiten controlar por las características observables de las mujeres. El vector de variables de control, X_i , incluye edad, edad al cuadrado, tres variables indicadoras (si su nivel de educación es mayor que bachillerato, si vive con pareja, si es jefe de hogar), el número de niños en el hogar, el número total de miembros del hogar, y el estrato de la casa según el recibo de energía. También controlamos por efectos fijos de año, mes y ciudad de residencia. Es posible que los choques estacionales afecten a los trabajadores jóvenes de manera diferente que a los trabajadores mayores; para aislar este posible efecto incluimos una interacción entre el indicador de mes y el de pertenecer al grupo de tratamiento (*tratado*). Todas las estimaciones están ponderadas por el porcentaje de residentes de la ciudad que tienen entre 18 y 65 años en cada año.

El coeficiente de interés es γ_3 , que indica si el cambio en legislación afectó de forma diferencial a las mujeres en el grupo de tratamiento. Las ecuaciones se estiman con regresiones *probit*, excepto para la ecuación de salarios que se estima usando mínimos cuadrados ordinarios.

5. RESULTADOS

A continuación se reportan los resultados de los efectos marginales estimados para mujeres del grupo de tratamiento suponiendo que vivían en Bogotá y que, según los promedios de la muestra, su edad es de 23,9 años, viven en un hogar compuesto por 4,5 miembros y 1,1 niños, y su estrato socio-económico es de 2,3. Los efectos marginales fueron estimados en distintos escenarios descritos por la combinación de tres variables dicótomas: si viven en pareja o no, si son jefes de hogar o no, y su nivel educativo, que se define como alto o bajo de acuerdo con los años de educación alcanzados (se considera que el individuo cuenta con alto nivel educativo si tiene once años de educación o más).

El Cuadro 9.4, columna 1, muestra que la probabilidad de inactividad aumenta significativamente para mujeres en el grupo de alta fertilidad en comparación con las del grupo de baja fertilidad una vez entró en vigencia la ley que extiende la licencia de maternidad¹⁵.

¹⁵ La variable de inactividad es una *dummy* que toma el valor de uno si la persona indicó que no está en la fuerza laboral y cero para cualquier otra alternativa.

En general, al mantener todo lo demás constante, el incremento en la probabilidad de inactividad es más alta para mujeres: 1) con bajos niveles de educación; 2) que viven en pareja; 3) que no son jefes de hogar. Estos resultados son consistentes con nuestra hipótesis de que con la nueva ley los empleadores están menos dispuestos a contratar mujeres en edades de alta fertilidad. Ante esta situación, las mujeres en edades entre 18 y 30 años racionalmente deciden no participar en el mercado laboral ante la dificultad de encontrar trabajo; de esta manera, la probabilidad de ser inactivas aumenta, aunque estén dispuestas a trabajar.

Los resultados para desempleo, en la columna 2, no son significativos, por tanto no encontramos evidencia de que el desempleo de mujeres en edades de alta fertilidad se vea afectado por la ley. La columna 3 indica que la probabilidad de informalidad aumenta en el grupo de alta fertilidad, con relación a las mujeres del grupo de baja fertilidad, a partir del momento en que entra en vigencia la ley¹⁶; este resultado puede deberse a que

Cuadro 9.4
Efecto marginal de la Ley 1468 de 2011 en indicadores del mercado laboral para mujeres

Efecto Marginal			(1)	(2)	(3)	(4)
Nivel educativo	Vive en pareja	Jefe de hogar	Inactividad	Desempleo	Informalidad	Autoempleo
Alto	No	No	0,007*** (0,002)	-0,004 (0,003)	0,008* (0,004)	0,004* (0,002)
Alto	No	Si	0,005*** (0,001)	-0,003 (0,003)	0,008* (0,004)	0,005* (0,002)
Alto	Si	No	0,009*** (0,002)	-0,004 (0,003)	0,008* (0,004)	0,005* (0,003)
Alto	Si	Si	0,008*** (0,002)	-0,003 (0,003)	0,008* (0,004)	0,005* (0,003)
Bajo	No	No	0,009*** (0,002)	-0,004 (0,003)	0,006* (0,003)	0,005* (0,003)
Bajo	No	Si	0,007*** (0,002)	-0,003 (0,003)	0,006* (0,003)	0,006* (0,003)
Bajo	Si	No	0,010*** (0,003)	-0,004 (0,003)	0,005* (0,002)	0,006* (0,003)
Bajo	Si	Si	0,009*** (0,002)	-0,003 (0,003)	0,005* (0,002)	0,006* (0,004)

Nota: los efectos marginales fueron estimados para mujeres del grupo de tratamiento cuyas medias muestrales refieren una edad de 23,87 años, un hogar compuesto por 4,51 miembros y 1,07 niños, estrato socioeconómico de 2,27 y residentes en Bogotá en junio de 2012. Los efectos marginales fueron estimados en distintos escenarios descritos por la combinación de tres variables *dummy*: si viven en pareja o no, si son jefes de hogar o no, y su nivel educativo, que se define como alto o bajo de acuerdo a los años de educación alcanzados: se considera que el individuo cuenta con alto nivel educativo si tiene once años de educación o más.

*** Coeficientes significativos al 1%, ** coeficientes significativos al 5%, * coeficientes significativos al 10%.

Fuente: DANE; cálculos de las autoras.

¹⁶ Clasificamos como informales a las mujeres que no satisfacen alguna de estas dos condiciones: 1) estar afiliadas o cotizando en seguridad social en salud, o 2) cotizando en un fondo de pensiones.

la ley es aplicable y ejecutable únicamente en el sector formal. También encontramos, en la columna 4, que la probabilidad de autoempleo aumenta para las mujeres entre 18 y 30 años respecto de las mujeres entre 40 y 55 años, después del cambio en la legislación. El trabajo de Olarte y Peña (2010) revela que las ocupaciones de las mujeres que se reportan como autoempleadas en Colombia son de baja calidad, lo cual nos da un indicio de que las mujeres en el grupo de alta fertilidad son afectadas por la ley y forzadas a autoemplearse en trabajos de baja remuneración y baja calidad al margen de la ley¹⁷.

Como nuestra estrategia de identificación es comparar mujeres jóvenes con mujeres mayores, existe la posibilidad de que los resultados estén dados por cambios que se dieron en el ambiente económico e institucional y que afectaron a los trabajadores jóvenes con respecto a trabajadores mayores. Para descartar esta hipótesis, en el Cuadro 9.5 hacemos el mismo análisis pero comparando hombres de 18 a 30 años, con hombres de 40 a 55 años. Los resultados de los efectos marginales no son significativos y tienen el signo opuesto al encontrado en el análisis de mujeres. La única excepción es el resultado para la probabilidad de informalidad, puesto que aumenta para hombres jóvenes con respecto a hombres mayores a partir del cambio en la Ley 1468¹⁸.

¹⁷ Para probar que los resultados fueran robustos hicimos varias pruebas. La primera consistió en eliminar algunos meses antes y después del momento en que se implementó la ley, con el objetivo de entender si el cambio en legislación se dio en un período en el que el ciclo del mercado laboral estaba en auge, o si los empleadores se ajustaron a la ley antes o después de implementarse; los resultados de estas pruebas son similares a los encontrados utilizando todo el período, lo cual reafirma las hipótesis. La segunda prueba consiste en hacer el mismo análisis para un período anterior a la ley para descartar que los resultados están dados por diferencias entre mujeres mayores y menores, pero no por la ley, sin embargo los resultados no son significativos para la mayoría de las variables. Estos resultados adicionales se encuentran en el documento de trabajo completo (Ramírez, Tribín y Vargas, 2015).

¹⁸ En otro ejercicio reportado en el documento de trabajo encontramos que aun cuando la probabilidad de estar en informalidad aumentó para los jóvenes en relación con personas mayores, las mujeres jóvenes tienen mayor probabilidad de estar en la informalidad después de julio de 2011 con respecto a los hombres jóvenes y se ven perjudicadas una vez implementada la ley, puesto que sus probabilidades de desempleo, informalidad y autoempleo aumentan con respecto a las de los hombres jóvenes.

Cuadro 9.5
Efecto marginal de la Ley 1468 de 2011 en indicadores del mercado laboral para hombres

Efecto Marginal			(1)	(2)	(3)	(4)
Nivel educativo	Vive en pareja	Jefe de hogar	Inactividad	Desempleo	Informalidad	Autoempleo
Alto	No	No	-0,002 (0,002)	0,004 (0,003)	0,009** (0,003)	-0,001 (0,002)
Alto	No	Si	-0,002 (0,001)	0,003 (0,002)	0,009** (0,003)	-0,001 (0,002)
Alto	Si	No	-0,001 (0,002)	0,003 (0,002)	0,009** (0,003)	-0,001 (0,002)
Alto	Si	Si	-0,001 (0,002)	0,002 (0,001)	0,008** (0,003)	-0,001 (0,002)
Bajo	No	No	-0,002 (0,002)	0,004 (0,003)	0,007** (0,003)	-0,001 (0,003)
Bajo	No	Si	-0,001 (0,002)	0,003 (0,002)	0,008** (0,003)	-0,001 (0,003)
Bajo	Si	No	-0,001 (0,003)	0,003 (0,002)	0,008** (0,003)	-0,001 (0,003)
Bajo	Si	Si	-0,001 (0,002)	0,002 (0,001)	0,009** (0,003)	-0,001 (0,003)

Nota: los efectos marginales fueron estimados para hombres del grupo de tratamiento cuyas medias muestrales refieren una edad de 23,79 años, viven en un hogar compuesto por 4,48 miembros y 0,77 niños, estrato socioeconómico de 2,24 y residentes en Bogotá en junio de 2012. Los efectos marginales fueron estimados en distintos escenarios descritos por la combinación de tres variables *dummy*: si viven en pareja o no, si son jefes de hogar o no, y su nivel educativo, que se define como alto o bajo de acuerdo con los años de educación alcanzados: se considera que el individuo cuenta con alto nivel educativo si tiene once años de educación o más. *** Coeficientes significativos al 1%, ** coeficientes significativos al 5%, * coeficientes significativos al 10%.

Fuente: DANE; cálculos de las autoras.

Los resultados de comparar hombres mayores con hombres jóvenes nos dan confianza de que los efectos encontrados para mujeres en edades de alta fertilidad con relación a las de baja fertilidad no se deben a diferencias en las cohortes, sino a la extensión de la licencia de maternidad.

6. POLÍTICA PÚBLICA

Nuestras propuestas de política pública se centran en redistribuir los costos asociados a la maternidad, que, como hemos señalado y es demostrado por otros estudios, hoy pesan únicamente sobre las mujeres, especialmente aquellas en edades más fértiles. Proponemos un conjunto de medidas legislativas y de política pública dirigidas a modificar las percepciones culturales de la maternidad y la crianza.

De acuerdo con investigadores como Folbre y Weisskopf (1998), Gornick y Meyers (2003) y England y Folbre (1999), consideramos que nuestras sociedades deberían

trabajar conjuntamente en el diseño de un nuevo pacto social que promueva un sentido de responsabilidad por el cuidado en todos los miembros de la sociedad. Esto requeriría tanto una ingeniería social que movilice el cambio social en los miembros de ella hacia el reconocimiento de los beneficios y la productividad económica de cuidar a los menores de manera compartida, como cambios institucionales que puedan facilitar que ambos padres compartan por igual las responsabilidades de cuidado. Más aún, siguiendo a Folbre y Weisskopf (1998), estamos de acuerdo en que es importante cuestionar quiénes pagan por el cuidado que se provee a los niños; según su análisis, dado que los cuidadores asumen los costos de “producción” de los menores mientras la sociedad como un todo se beneficia (al aprovechar el cuidado proveído casi exclusivamente por las mujeres), estos costos deberían ser socializados, lo cual puede alcanzarse expandiendo la red pública de apoyo al cuidado infantil.

Hoy la entidad prestadora de salud (EPS) cubre los salarios de la trabajadora durante el período de licencia, pero el empleador debe asumir los pagos de seguridad social. Si se contrata un trabajador para reemplazar a la mujer durante la licencia, el empleador se ve obligado a hacer dos pagos de seguridad social: por la trabajadora en licencia y por el trabajador de reemplazo. Uno de los mecanismos que sugerimos para socializar parte de los costos de proveer la licencia es transferir el pago de la seguridad social de la trabajadora en licencia al Estado o a la EPS; de esta forma, durante el período de licencia el empleador únicamente cubre los salarios y prestaciones de quien haga el reemplazo. Esta propuesta mitiga la percepción de que contratar a mujeres en edades de alta fertilidad implica pagar un sobre costo.

Restan, sin embargo, otros costos asociados a la maternidad cuya socialización parece menos transferible mediante impuestos o contribuciones estatales, como ya se explicó. En esta segunda dimensión nuestra propuesta de política se concentra en sugerir que se eliminen las diferencias en cobertura entre hombres y mujeres en la legislación laboral al promover que se reconozcan las licencias de paternidad en la misma extensión y los mismos beneficios que se otorgan hoy a las mujeres, así como incentivos para que los padres las disfruten. Alternativamente, proponemos el diseño de una “licencia parental” que pueda ser aprovechada por ambos padres en partes iguales o en una fracción similar, como forma de incentivar a los padres a tomarla¹⁹; es el camino que han seguido con éxito países de la Unión Europea como Suecia y Finlandia, y otros como Canadá. En el caso de Suecia, el interés del gobierno consistía en proveer a los padres incentivos para incrementar su participación en el cuidado de los niños, así como promover la igualdad de género y la participación de las mujeres en el mercado de trabajo. En palabras del gobierno sueco:

¹⁹ Este tipo de política pública debe partir de reconocer la improbabilidad de que los padres, dejados a su libre arbitrio, se tomen todo el tiempo permitido durante la licencia de paternidad, razón por la cual países como Dinamarca han diseñado un período de doce semanas de licencia de paternidad reservada para los padres con la particularidad de que es un beneficio que “se toma o se deja”. Si el padre no las disfruta, la familia las pierde, pues son intransferibles a la madre. Políticas similares para padres han sido implementadas en Finlandia, Noruega y Suecia (Gornick y Meyers, 2003).

Es importante que los padres tomen licencias de paternidad. Incrementar el uso de la licencia de paternidad para los padres debería contribuir a cambiar las actitudes de los empleadores, los cuales entenderán que la licencia de paternidad es un evento natural que se debe considerar y coordinar con el trabajo productivo en una compañía. Este cambio de actitud es necesario para que tanto los hombres como las mujeres puedan disfrutar de las licencias de paternidad y maternidad sin sentir que están poniendo en riesgo sus carreras o sus oportunidades de ascenso profesional (Ekberg, Eriksson y Friebe, 2013).

Como resultado de la percepción cultural generalizada de que las mujeres son las principales responsables del cuidado y la crianza de los niños, se tiende a evaluarlas como menos competentes, menos comprometidas con el trabajo y potencialmente menos confiables. Nuestras recomendaciones de política a este respecto están relacionadas con la promoción de un cambio cultural que resalte la importancia de que ambos padres tomen parte activa y en proporciones similares en el cuidado y crianza de los hijos y las labores domésticas en general. Una iniciativa interesante, por ejemplo, es el Programa Equipares desarrollado por el Ministerio de Trabajo, cuyo objetivo es “transformar las estructuras de trabajo y gestión de recursos humanos al interior de las empresas, buscando eliminar posibles desigualdades de género que hacen que la empresa desaproveche su recurso humano”²⁰. Como parte de este programa, se emitieron comerciales de televisión en los que se recreaban situaciones para llamar la atención sobre la importancia de la equidad de género; uno de estos, por ejemplo, muestra a una mujer empujando un carro de mercado al tiempo que hala con cuerdas a un hombre sentado en un escritorio. La voz del narrador dice: “Sin tu ayuda, ella tiene que esforzarse el doble. Cuando apoyas a tu pareja, sus oportunidades de trabajo mejoran. Apoya la equidad laboral, es una cuestión de desarrollo”. Pese a que la iniciativa es interesante, porque le habla directamente a los padres para resaltar la importancia de su contribución al trabajo doméstico, los comerciales parecen haber tenido baja difusión en medios locales. De cualquier forma, iniciativas similares pero dirigidas a los empleadores, como parece ser también el objetivo de Equipares, son también deseables con el fin de reducir las creencias de que las mujeres en general, y las madres en particular, tienen menor compromiso con las imposiciones del trabajo en comparación con los hombres, haciéndolas candidatas menos competentes que ellos para trabajos similares.

7. CONCLUSIONES

Nuestra investigación evalúa el efecto de la Ley 1468 de 2011 (a través de la cual se extendió la licencia de maternidad de doce a catorce semanas de descanso remunerado), sobre los resultados de las mujeres en el mercado de trabajo. Los resultados señalan que la extensión realizada por la ley incrementó la probabilidad de inactividad para las mujeres

²⁰ Andrea Castaño, líder del Grupo de Equidad Laboral con Enfoque Diferencial de Género, del Ministerio del Trabajo, disponible en: <http://www.mintrabajo.gov.co/mayo-2013/1859-sello-de-equidad-laboral-logra-mayo-rigualdad-y-competitividad-en-las-empresas.html> (Recuperado el 11 de marzo de 2015).

en edades más fértiles (18 a 30 años), a diferencia del grupo de mujeres en edades menos fértiles (40 a 55 años); asimismo, que las probabilidades de informalidad y autoempleo se incrementaron para las mujeres en edades de alta fertilidad con respecto a las de menor fertilidad. Dichos resultados son robustos a la selección de grupos demográficos y períodos de tiempo, por lo cual se sugiere que la causa de estos resultados es la mayor duración de la licencia de maternidad.

Como lo señalan Autor *et al.* (2006), en el contexto de su investigación, nuestros hallazgos no pretenden proveer un análisis general del esquema normativo de protección a la maternidad, dado que este estudio no evalúa todo el conjunto de los beneficios de tales leyes para los trabajadores ni para la sociedad en general. Sin embargo, el hecho de que haya efectos laborales en las mujeres en edades de alta fertilidad demuestra que, en algunos casos, las protecciones jurídicas imponen costos a quienes intentan beneficiar. Por consiguiente, la ley debe estar atada a otras regulaciones que prevengan que los empleadores excluyan al grupo objetivo, en este caso las mujeres en edades fértiles. Nuestra principal recomendación es socializar el pago de la seguridad social del trabajador en licencia, que ahora es asumido por el empleador, así como impulsar el diseño de una política pública de licencia de paternidad que pueda ser disfrutada por los dos padres en igual o muy similares proporciones.

REFERENCIAS

- Amador, D.; Bernal, R.; Peña, X. (2013). “El aumento en la participación laboral femenina en Colombia: ¿fertilidad, estado civil o educación?”, *Ensayos sobre Política Económica*, vol. 31, núm. 71, Banco de la República.
- Autor, D. H.; Donohue, J. J. III; Schwab, S. J. (2006). “The Costs of Wrongful-Discharge Laws”, *Review of Economics and Statistics*, vol. 88, núm. 2, pp. 211-231, mayo.
- Badel, A.; Peña, X. (2010). “Decomposing the Gender Wage Gap with Sample Selection Adjustment: Evidence from Colombia”, *Economic Analysis Review*, vol. 2, núm. 25, pp. 169-191.
- Baker, M.; Milligan, K. (2008). “Maternal Employment, Breastfeeding, and Health: Evidence from Maternity Leave Mandates”, *Journal of Health Economics*, vol. 27, núm. 4, pp. 871-887.
- Banco Mundial (2014) Informe sobre el desarrollo mundial 2014: Riesgos y oportunidades.
- Baum, C. (2003). “The Effect of State Maternity Leave legislation and the 1993 Family and Medical Leave Act on Employment and Wages”, *Labor Economics*, núm. 10, pp. 573-596.
- Becker, G. (1971). *The Economics of Discrimination* (Second Edition), Chicago, IL: University of Chicago Press.
- Blau, F.; Kahn, L. (2013). “Female Labor Supply: Why is the US Falling Behind?” *The American Economic Review*, vol. 103, núm. 3, pp. 251-256, mayo.
- Correll, S.; Bernard, S. (2007). “Getting a Job: Is There a Motherhood Penalty?”, *American Journal of Sociology*, vol. 112, núm. 5, pp. 1297-1339.
- Corse, S. J. (1990). “Pregnant Managers and their Subordinates: The Effects of Gender Expectations on Hierarchical Relationships”, *The Journal of Applied Behavioral Science*, vol. 26, núm. 1, pp. 25-47.
- Cuddy, A.; Fiske, S.; Glick, P. (2004). “When Professionals become Mothers, Warmth Doesn’t Cut the Ice”, *Journal of Social Issues*, núm. 60, pp. 701-718.
- Ekberg, J.; Eriksson, R.; Friebe, G. (2013). “Parental Leave-A Policy Evaluation of the Swedish ‘Daddy-Month’ Reform”, *Journal of Public Economics*, núm. 97, pp. 131-143.
- England, P.; Folbre, N. (1999). “The Cost of Caring”, *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, vol. 561, núm. 1, p. 39-51, January.

- Espino, A.; Salvador, S. (2014). “Un análisis de género de los costos laborales en Colombia”, Consultoría para el Ministerio de Trabajo de Colombia.
- Folbre, N.; Weisskopf, T. (1998). “Did Father Know Best? Families, Markets, and the Supply of Caring Labor”, en Ben-Ner, A. y Putterman, L. (eds.), *Economics, Values, and Organization*. New York, NY: Cambridge University Press.
- Forero, M.; Cañón, L.; Pineda, J. A. (1991). “Participación de la mujer en el trabajo”, en *Mujer trabajadora. Nuevo compromiso social*. Bogotá, Colombia: Estudios Sociales Juan Pablo II.
- Gornick, J.; Meyers, M. (2003). *Families that Work. Policies for Reconciling Parenthood and Employment*. New York, NY: Russell Sage Foundation.
- Gruber, J. (1994). “The Incidence of Mandated Maternity Benefits”, *American Economic Review*, vol. 84, núm. 3, pp. 622-641.
- Halpert, J.; Wilson, M.; Hickman, J. (1993). “Pregnancy as a Source of Bias in Performance Appraisals”, *Journal of Organizational Behavior*, vol. 14, pp. 649-663.
- Hashimoto, M.; Percy, R.; Shoellner, T.; Weinberg, B. (2004). “The Long and Short of It: Maternity Leave Coverage and Women’s Labor Market Outcomes”, *IZA Discussion Paper Series*, núm. 1207.
- Junguito, R. ET AL. (1970). *Análisis de la estructura y evolución de la fuerza de trabajo colombiana 1938, 1951, 1964*, Bogotá, D. C.: Universidad de los Andes, Documentos CEDE.
- Kammerman, S. (2000). “From Maternity to Parental Leave Policies: Women’s Health, Employment and Child and Family Well-being”, *Journal of the American Medical Women’s Association*, vol. 55, núm. 2, pp. 96-99.
- Lai, Y.; Masters, S. (2005). “The Effects of Mandatory Maternity and Pregnancy Benefits on Women’s Wages and Employment in Taiwan, 1984-1996”, Ithaca, NY: Industrial and Labor Relations School, Cornell University, *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 58, núm. 2, pp. 274-281, enero.
- Molinos, C. (2012). “La ley de protección a la maternidad como incentivo de participación laboral femenina: el caso colombiano”, *Coyuntura Económica*, vol. XLII, núm. 1, pp. 93-116.
- OIT (International Labour Organisation) (1997): “Maternity Protection at Work” [en línea], disponible en: <http://www.ilo.org/public/english/standards/relm/ilc/ilc87/rep-v-1.htm>
- OIT (2005). “Maternity at Work: A Review of National Legislation. Findings from the ILO’s Conditions of Work and Employment Database”.

- OIT (2010). “Maternity at Work” [en línea], disponible en: http://www.ilo.org/global/publications/books/WCMS_124442/lang--en/index.htm
- Olarte, L.; Peña, X. (2010). “El efecto de la maternidad sobre los salarios femeninos”, *Ensayos sobre Política Económica*, vol. 28, núm. 63, pp. 190-231.
- Peña, X.; Cárdenas J. C.; Ñopo, H.; Castañeda J. L.; Muñoz, J. S.; Uribe, C. (2013). “Mujer y movilidad social”, Documentos CEDE 2013-05.
- Peña-Parga, X.; Glassman, A. (2004). “Demand for Child Care and Female Employment in Colombia”, Documentos CEDE 2004-43.
- Ramírez, N. (2008). “¿Poder o desventaja? El derecho de las mujeres a no ser despedidas durante el embarazo”, tesis de maestría, Bogotá, Universidad de los Andes.
- Ramírez, N.; Tribín, A. M.; Vargas, C. (2015). “Maternity and Labor Markets: the Effect of Legislation in Colombia”, Borradores de Economía, núm. 870, Banco de la República.
- Rossin-Slater, M.; Ruhm, C.; Waldfogel, J. (2013). “The Effects of California’s Paid Family Leave Program on Mother’s Leave Taking and Subsequent Labor Market Outcomes”, *Journal of Policy Analysis and Management*, vol. 32, núm. 2, pp. 224-245.
- Ruhm, C. J. (1998). “The Economic Consequences of Parental Leave Mandates: Lessons from Europe”, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 113, núm. 1, pp. 295-317.
- Schönberg, U.; Ludsteck, J. (2007). “Maternity Leave Legislation, Female Labor Supply, and the Family Wage Gap”, *IZA*, Discussion Papers núm. 1699. Disponible en: <http://nbn-resolving.de/urn:nbn:de:101:1-200804110188>

Desempleo femenino en Colombia
se terminó de imprimir en Bogotá,
en diciembre de 2016, en La Imprenta Editores S. A.

