
ARCHIVOS DE ECONOMÍA

Determinantes y perfiles de la participación laboral en Colombia: 2002-2013

Néstor Iván GONZALEZ-QUINTERO
Nancy Aireth DAZA-BAEZ
Nidia Esperanza GARAVITO-CALDERON



DNP Departamento
Nacional
de Planeación

Documento 415
Dirección de Estudios Económicos
17 de Junio 2014

La serie ARCHIVOS DE ECONOMÍA es un medio de divulgación de la Dirección de Estudios Económicos, no es un órgano oficial del Departamento Nacional de Planeación. Sus documentos son de carácter provisional, de responsabilidad exclusiva de sus autores y sus contenidos no comprometen a la institución.

Consultar otros **Archivos de economía** en:

<https://www.dnp.gov.co/EstudiosEconomicos/ArchivosdeEconom%C3%ADa.aspx>

<http://www.dotec-colombia.org/index.php/series/118-departamento-nacional-de-planeacion/archivos-de-economia>

Determinantes y perfiles de la participación laboral en Colombia: 2002-2013*

Néstor Iván GONZÁLEZ-QUINTERO **

Nancy Aireth DAZA-BÁEZ ***

Nidia Esperanza GARAVITO-CALDERÓN ****

DNP-DEE
Bogotá D.C., Colombia

Resumen

Utilizando datos representativos del total nacional, se estiman modelos empíricos tipo *probit* de determinantes de la decisión de participación en el periodo 2002-2013 para las mujeres en el rango 25-59 años de edad, y para mujeres y hombres en los rangos 12-24 años, y más de 59 años. El análisis de determinantes distingue cuidadosamente el efecto de los diferentes niveles educativos alcanzados y de cada uno de los menores dependientes en el hogar, e introduce el papel del cubrimiento de la seguridad social en pensiones. Adicionalmente, y con el propósito de determinar el verdadero aporte de estos determinantes, se crean *perfiles* de participación para subgrupos representativos de cada uno de los grupos analizados, para los cuales se calculan probabilidades de participación condicionadas a determinantes específicos para explicar las diferencias en la probabilidad de participación durante todo el periodo de estudio. Haber alcanzado niveles de educación superior tiene una relación directa e importante con los incrementos en la tasa de participación después del año 2008 en el caso de las mujeres, especialmente para aquellas casadas. Este efecto también es importante para explicar el comportamiento de la participación de los mayores de 59 años, para los cuales el contar con un ingreso de pensión explica gran parte de las diferencias en la probabilidad de participar en el mercado de trabajo. En el caso de los individuos jóvenes, las reducciones observadas en las tasas de participación entre 2002 y 2005 pueden en parte ser explicadas por el mejoramiento de la situación del mercado de trabajo, mientras que a partir de 2008 los incrementos en la tasa de participación están explicados por los mayores niveles de educación alcanzados por las mujeres, y la presión económica que los hombres tienen ante la presencia de menores en el hogar.

Palabras clave: Participación laboral; fuerza de trabajo; mercado laboral en Colombia; modelos *probit*.

Clasificación JEL: J21, C25.

*Se agradecen los valiosos comentarios de Gabriel Piraquive, Manuel Ramírez, Jesús Otero, y del equipo técnico de la Dirección de Estudios Económicos (DEE) del Departamento Nacional de Planeación (DNP). Las opiniones expresadas por los autores en este documento son de su responsabilidad propia y en ningún momento comprometen a aquellas del DNP.

** Correo institucional: ngonzalez@dn.gov.co; correo personal: nigonzalezq@gmail.com.

*** Correo institucional: ndaza@dn.gov.co; correo personal: nancyairethdb@gmail.com.

**** Correo institucional: ngaravito@dn.gov.co; correo personal: esperanzacosmos@gmail.com

1. Introducción

Dependiendo de los factores que impulsen su cambio, la tendencia de la tasa de participación laboral es un indicador del cambio en la capacidad productiva de la economía y, en el corto y mediano plazo, refleja la situación del mercado de trabajo al analizarla junto con los cambios en las tasas de ocupación o desempleo (Juhn y Potter, 2006). Entender cuáles son los determinantes de la decisión de participación se vuelve un asunto más que relevante.

Durante las últimas cuatro décadas, los cambios en la tasa de participación en Colombia han sido asociados con cambios demográficos, culturales y económicos importantes. Con el pasar del tiempo, las diferentes cohortes de mujeres han percibido el incremento en el costo de la fecundidad asociado al incremento en los retornos de la educación. Los cambios en la estructura de los hogares, relacionados con procesos de decisión conjunta de la asignación del tiempo, han contribuido también con este proceso (Sánchez y Núñez, 2003).

Utilizando datos representativos del total nacional en el periodo 2002-2013, en el presente estudio se estiman modelos empíricos tipo *probit* de determinantes de la decisión de participación. A partir del comportamiento observado de las tasas de participación en diferentes grupos de edad, el análisis se lleva a cabo para las mujeres en el rango 25-59 años de edad; para mujeres y hombres con edades entre los 12 y 24 años; y para mujeres y hombres con más de 59 años. Aunque similar a los estudios que hasta ahora se han realizado en Colombia, el análisis de determinantes distingue cuidadosamente el efecto de los diferentes niveles educativos alcanzados, así como de cada uno de los menores dependientes en el hogar. Para el último grupo etario objeto de estudio, se introduce el papel del cubrimiento de la seguridad social en pensiones. Adicionalmente, y con el propósito de determinar el verdadero aporte de estos determinantes, se crean *perfiles* de participación para subgrupos representativos de cada uno de los grupos analizados, para los cuales se calculan probabilidades de participación condicionadas a determinantes específicos para explicar las diferencias en la probabilidad de participación durante todo el periodo de estudio.

Entre los resultados más relevantes, se encuentra que el haber alcanzado niveles de educación superior tiene una relación directa e importante con los incrementos en la tasa de participación de las mujeres, especialmente para aquellas casadas, después del año 2008. Este efecto es también importante para explicar el comportamiento de la participación de los mayores de 59 años, para los cuales contar con un ingreso de pensión explica gran parte de las diferencias en la probabilidad de participar en el mercado de trabajo. Este hallazgo pone en evidencia el papel de la capacidad de cubrimiento del sistema de seguridad social en explicar la dinámica de los indicadores del mercado de trabajo. En el caso de los individuos jóvenes, las reducciones observadas en las tasas de participación entre 2002 y 2005, pueden en parte ser explicadas por el mejoramiento de la situación del mercado de trabajo, mientras que a partir de 2008 los

incrementos en la tasa de participación están asociados a los mayores niveles de educación alcanzados por las mujeres, y la presión económica que los hombres tienen ante la presencia de menores en el hogar.

2. Estudios de participación laboral en Colombia

Durante las últimas décadas la participación laboral en Colombia ha aumentado, influenciada principalmente por el crecimiento paulatino de la participación femenina. Según Ribero y Meza (1997), la participación laboral femenina aumentó considerablemente en las 7 principales ciudades de 1950 a 1985, al pasar del 19 % al 39 %. En 1997 alcanzó un nivel del 47 % (Tenjo y Ribero, 1998). De igual manera, en las 10 grandes ciudades la participación de las mujeres entre los 18 y 65 años se incrementó del 47 % en 1984 al 65 % en 2006 (Amador et al., 2013). No obstante, dicho incremento no coincidió con un descenso de la participación masculina, como ocurrió en otros países, de hecho, entre 1976 y 1995 aumentó de 68.4 % a 76.4 % (Ribero y Meza, 1997).

En este contexto, varios autores han analizado los determinantes y la dinámica de la participación laboral en Colombia desde 1976 hasta 2006, enfocándose en el estudio de la población femenina. Gran parte de estas investigaciones (Ribero y Meza, 1997; Tenjo y Ribero, 1998; Santamaría y Rojas, 2001; Arango y Posada, 2002) hacen uso de la Encuesta Nacional de Hogares (ENH) para las siete principales ciudades en la estimación de modelos de elección binaria (probit o logit). Por ejemplo, Ribero y Meza (1997) analizan los determinantes de la participación laboral para hombres y mujeres entre 1976 y 1995, empleando un pseudo-panel con variables de control demográficas (edad, educación, estado civil, número de niños en el hogar, jefatura del hogar, número de personas en el hogar, asistencia escolar participación laboral del cónyuge) y económicas (ingresos del cónyuge o ingresos del hogar), encontrando que los principales determinantes para hombres y mujeres son jefatura del hogar, edad, educación y participación laboral del cónyuge; el estado marital por su parte, afecta negativamente la participación de las mujeres, mientras que aumenta la de los hombres.

En 1998, Tenjo y Ribero incorporan la tasa de desempleo familiar y la existencia de servicio doméstico como posibles determinantes de la participación de hombres y mujeres; desagregando entre solteros y casados, y hombres jefe de hogar y mujeres esposas de jefe de hogar. En su estudio los autores encuentran que ser jefes de hogar y estar casado aumenta la participación de los hombres, entretanto la de las mujeres se ve incrementada por la tasa de desempleo familiar. En el grupo de los casados, la educación es un determinante tanto para hombres como para mujeres, mientras que el servicio doméstico lo es solo para mujeres. La participación de hombres y mujeres solteros está determinada por la edad, la tasa de desempleo familiar en el

caso de los hombres y la presencia de menores de 6 años en el caso de las mujeres.

Siguiendo la misma línea de estudio, Santamaría y Rojas (2001) consideran que la existencia de personas con discapacidad en el hogar, la migración y el efecto ciudad contribuyen a explicar la participación laboral de hombres y mujeres. Los resultados señalan que la educación es un determinante tanto para hombres como para mujeres, entretanto el servicio doméstico lo es para mujeres y la migración para los hombres. Adicionalmente, se destaca el aumento de la tasa de desempleo y la caída del ingreso familiar como factores que aceleraron la participación femenina durante el periodo 1983-2000.

Con el fin de aportar nuevos elementos al análisis de los determinantes de la participación laboral Arango y Posada (2002), realizan un análisis trimestral considerando el efecto riqueza (Variable *dummy* que tiene en cuenta la tenencia de vivienda, ubicación-estrato e ingresos mensuales superiores a \$2,500,000) y la desagregación entre hombres y mujeres, comprometidos y no comprometidos. Los hallazgos muestran que la edad y la existencia de miembros del hogar desempleados incrementan la participación laboral de hombres y mujeres no comprometidos, mientras la educación la incrementa para las mujeres comprometidas y no comprometidas. Por su parte, la variable riqueza disminuye la participación laboral como se esperaba. Arango et al. (2003) estiman el modelo propuesto inicialmente por Arango y Posada (2002) empleando datos de la Encuesta Continua de Hogares (ECH) entre el primer trimestre de 2000 y segundo de 2002 para 13 ciudades, encontrando que los determinantes de la participación laboral para hombres y mujeres entre la ENH y la ECH en los periodos seleccionados no ha cambiado significativamente.

Recientemente Amador et al. (2013) realizaron un estudio con sub-periodos de la ENH y la ECH para las 10 ciudades más grandes, con el objetivo de entender mejor el cambio sufrido en la participación laboral femenina en el periodo 1984-2006. Realizando estimaciones sobre mujeres casadas y solteras, por niveles de educación y tenencia de hijos por edades, ellos encuentran que el incremento en la participación laboral femenina estuvo influenciado por el aumento en la participación de las mujeres casadas y de las mujeres con bajo nivel educativo.

3. Datos

En Colombia, las encuestas de hogares han sido los instrumentos utilizados para medir el comportamiento del mercado laboral. Sus preguntas buscan recolectar información sobre condiciones de empleo (si trabaja, en qué trabaja, cuánto gana, si cuenta con seguridad social en salud y/o pensión o si está buscando empleo); características generales de la población (sexo, edad, estado civil y nivel educativo); y fuentes de ingreso.

En 2001 el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) sustituyó la ENH,

que se venía aplicando desde 1976 cada trimestre, por la ECH la cual se aplicaba de forma mensual y continua en cada semana del mes. Su cubrimiento aproximado en el mes era de 44,400 hogares, en las 13 áreas metropolitanas y en más de 240 municipios en todo el país, proporcionando información representativa a nivel nacional; cabecera-resto; departamental (medición anual); y para algunas capitales de departamento. A partir del tercer trimestre de 2006, la ECH fue reemplazada por la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH), la cual amplió la cobertura a las 11 ciudades capitales restantes, lo que significó un incremento de 17,600 hogares. Adicional al cambio del marco muestral, instituyó el empleo de dispositivos móviles como sistema de recolección de la información y cambió de informante idóneo a informante directo.¹ A pesar del cambio en el marco muestral entre la ECH y la GEIH, los elementos esenciales del diseño muestral se mantienen, es decir, son muestras probabilísticas, estratificadas, de conglomerados, multietápicas, y autoponderadas (para las trece ciudades con sus áreas metropolitanas y actualmente con las capitales de departamento), lo que indica que no se puede seguir a un mismo individuo a lo largo de los diferentes periodos, dado que su selección para hacer parte de la muestra es aleatoria en cada periodo.

En este sentido, la posibilidad de contar con una muestra representativa a nivel nacional es una primera motivación para realizar el análisis de la situación de la participación laboral en el periodo que cubren estas dos encuestas. Sin embargo, los cambios anteriormente mencionados en la metodología de recolección de la información hacen que los datos del periodo 2002-2005² (ECH) no sean estrictamente comparables con los del periodo 2007-2013 (GEIH), debido a que en alguna medida las variaciones en los indicadores se ven afectadas por el cambio de la metodología que emplea cada encuesta. Un primer intento de homogeneización se realizó ajustando las dos muestras a las medidas de población nacional de acuerdo con la información del CENSO 2005 y algunos otros controles fueron utilizados en el ejercicio de estimación para tener en cuenta la interferencia del cambio metodológico mencionado.

Para el análisis de los determinantes de la participación en Colombia en el periodo 2002-2013, la población objetivo es la Población en Edad de Trabajar (PET), que en el periodo 2002-2005 representó en promedio el 76 % (31,097,819 individuos) de la población, y en el periodo 2007-2013 representó en promedio el 78.4 % (34.690.465 individuos). Para cada individuo de este subconjunto de la población, se cuenta con las principales características generales y la estructura sociodemográfica y económica de su hogar, lo que nos permite realizar un análisis más completo de los determinantes de la participación laboral.

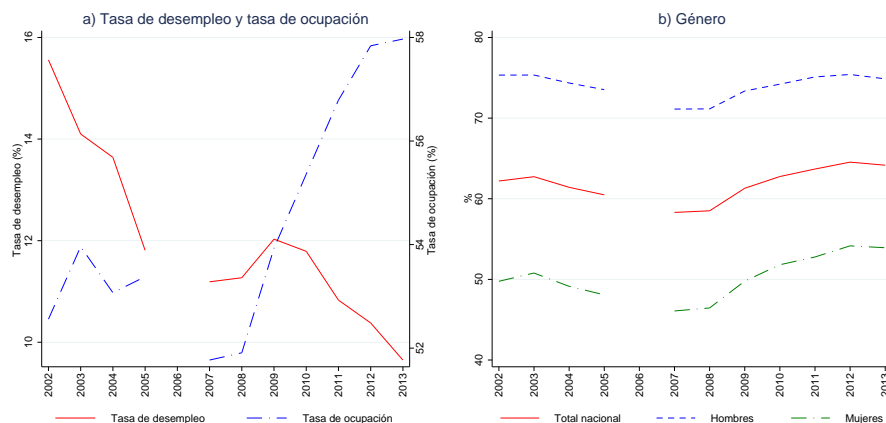
¹Entendiendo informante idóneo como la persona mayor de 18 años de edad que se siente en capacidad de dar información de un miembro del hogar diferente a él, generalmente los jefes de hogar. El informante directo, hace referencia a que cada miembro del hogar mayor de edad debe responder de manera individual las preguntas de la encuesta.

²No se tiene en cuenta la información del año 2006, ya que durante el primer semestre del año se recogió información a través de la ECH y durante el segundo semestre a través de la GEIH, sin tener un periodo de recolección de información en común, por lo tanto no es confiable agregar la información para obtener resultados sobre los datos anuales.

4. Hechos estilizados

Previamente al periodo 2002-2013, la economía colombiana y el mercado laboral habían pasado por una de sus más agudas crisis en la última mitad de los noventa. Hasta 2001 el mercado laboral presentó altas tasas de desempleo y fuertes flujos de salida de la inactividad a la actividad (mayormente hacia el desempleo), especialmente para los grupos de individuos jóvenes y/o menos calificados. Esta situación se presentó en paralelo con reducciones importantes en el ingreso real de los trabajadores y altos niveles de informalidad laboral (Núñez y González, 2011).

Figura 1: Tasa de desempleo, tasa de ocupación, y tasa de participación en Colombia: 2002-2013

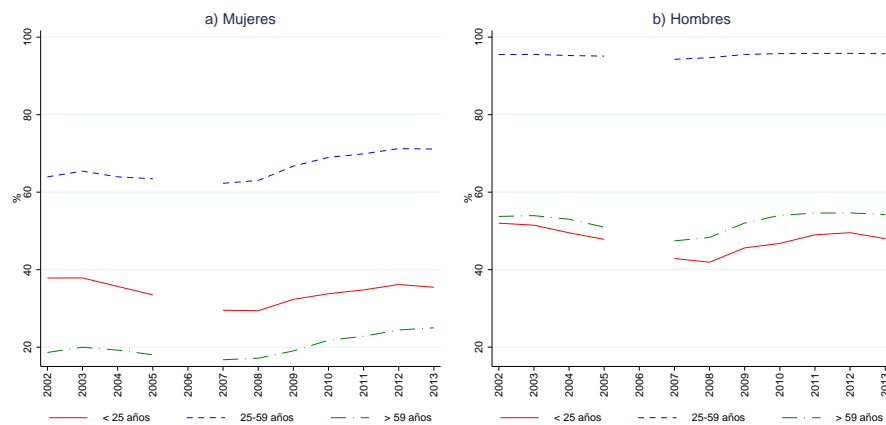


Fuente: DANE-ECH (2002-2005) DANE-GEIH (2007-2013), cálculo de los autores.

A partir de 2002, en el periodo de recuperación de la economía, la situación del mercado laboral parece cambiar significativamente. La tasa de desempleo presenta una tendencia claramente decreciente y pasa de un valor del 15.6 % en 2002 al 9.7 % en 2013, situación que es acompañada por incrementos continuos en la tasa de ocupación, la cual, en el mismo periodo, paso del 52.6 % al 58.0 % (Figura 1, panel a)). En este contexto la tasa global de participación mostró una dinámica muy particular. Como era de esperarse para un periodo de recuperación, entre 2002 y 2008 se presenta una reducción del indicador, el cual paso del 62.2 % al 58.5 %, sin embargo, a partir de 2009 la tendencia de la tasa vuelve a ser creciente hasta alcanzar en 2013 un valor del 64.2 %. Esta dinámica observada para la tasa de participación nacional se repite cuando se descompone la participación por género, aunque la tendencia creciente es más fuerte para las mujeres (Figura 1, panel b)).

Al descomponer el comportamiento del indicador por grupos de edad, surgen comporta-

Figura 2: Tasa de participación laboral para hombres y mujeres por grupos de edad en el periodo 2002-2013



Fuente: DANE-ECH (2002-2005) DANE-GEIH (2007-2013), cálculo de los autores.

mientos interesantes adicionales. La comparación que se puede observar en la Figura 2 entre lo que sucede en el periodo 2002-2005 y el periodo 2007-2013 permite señalar que tanto para hombres y mujeres con edad entre 12 y 24 años se ha presentado una reducción en los niveles relativos de participación. En el caso de las mujeres, la tasa de participación pasó de un promedio del 39.2 % en el primer periodo al 33.2 % en el segundo, mientras que en el caso de los hombres estos valores fueron el 49.2 % y el 43.4 % respectivamente.

Por su parte, el incremento de la tasa de participación parece estar asociado con la dinámica de dicho indicador para el las mujeres con edad entre 25 y 59 años y mujeres y hombres con 60 años o más. En el primer caso, la tasa promedio de participación paso de un 67.4 % en el periodo 2002-2005 a un 69.6 % en el periodo 2007-2013, mientras que para los segundos los valores promedio de participación en cada uno de estos dos periodos fueron el 17.4 % y el 20.2 % para las mujeres, y el 47.9 % y el 48.6 % para los hombres.

Al realizar el análisis a nivel de 23 ciudades (Cuadro 1 y Cuadro 2), se observa que en el grupo de ciudades que más aportan en los indicadores de mercado laboral, Bogotá y Medellín presentan incrementos del 2.6 % y del 3.0 % en la tasa de participación entre el periodo 2002-2005 y el periodo 2007-2013, soportados por crecimientos tanto en la tasa de participación de las mujeres (3.6 % y 5.7 %) como en la de los hombres (1.5 % y 0.8 %), mientras Bucaramanga e Ibagué muestran una tasa de participación relativamente estable a lo largo de los periodos analizados, comportamiento explicado por un crecimiento de la tasa de participación de las mujeres (0.3 % y 4.3 %) y una disminución en la tasa de participación de los hombres (-0.8 % y -4.3 %). Por otra parte, Cali reporta una caída en la tasa de participación laboral de 1.7 % entre los

periodos 2002-2005 y 2007-2013, debido a la reducción en la tasa de participación de mujeres (-1.0 %) y hombres (-2.2 %).

La dinámica observada para la tasa de participación nacional es similar a la presentada por las 23 ciudades en su análisis individual. Como es de esperarse Bogotá, Bucaramanga y Medellín son las que ciudades que más influyen en el comportamiento de la dinámica nacional, donde Bogotá se destaca por una continua tendencia creciente a partir de 2007, mientras las otras dos ciudades presentan un suavizamiento de dicha tendencia a partir de 2009.

Cuadro 1: Tasas de participación laboral para las ciudades colombianas (2002-2013)

Ciudad	2002	2003	2004	2005	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
ARMENIA (ARM)	60.6	59.7	60.8	61.9	56.9	58.2	56.9	60.8	62.5	64.1	62.8
BARRANQUILLA (BAR)	58.7	57.0	56.3	55.4	57.0	55.6	57.1	58.3	59.3	61.1	61.0
BOGOTÁ (BOG)	67.2	67.6	66.0	66.3	64.0	65.5	66.6	68.6	70.9	72.1	72.0
BUCARAMANGA (BUC)	67.7	68.1	65.8	65.4	59.2	62.5	67.2	69.9	68.8	69.8	69.1
CALI (CAL)	66.9	67.7	66.8	67.6	65.7	65.4	67.8	67.5	65.1	65.7	66.0
CARTAGENA (CAR)	52.7	53.2	52.6	55.2	56.9	52.4	55.6	55.9	57.3	59.5	59.6
CÚCUTA (CUC)	64.7	63.9	61.1	59.7	60.7	60.9	62.0	61.8	65.1	66.0	66.5
FLORENCIA (FLO)	49.4	56.8	60.1	58.7	57.6	53.5	53.6	54.1	56.1	55.2	53.9
IBAGUÉ (IBA)	68.8	69.8	69.6	67.2	67.7	68.9	68.3	66.9	70.5	68.3	69.4
MANIZALES (MAN)	64.3	60.8	57.4	57.2	55.2	55.1	56.9	57.8	57.9	58.0	59.2
MEDELLÍN (MED)	62.4	62.2	61.8	59.6	59.1	60.9	64.0	64.1	64.0	65.8	65.4
MONTERÍA (MON)	65.2	62.9	58.5	64.4	62.9	65.3	66.9	67.0	68.0	65.7	63.9
NEIVA (NEI)	57.5	62.9	58.5	58.7	59.4	63.1	63.0	64.2	65.1	65.2	65.4
PASTO (PAS)	66.0	70.0	65.8	63.1	62.8	62.2	65.1	67.2	67.5	67.2	68.4
PEREIRA (PER)	64.6	63.8	62.5	61.7	56.5	57.5	63.4	62.4	64.2	64.5	60.7
POPAYÁN (POP)	64.3	70.6	68.4	66.5	59.5	60.9	57.4	58.0	57.4	58.9	57.1
QUIBDÓ (QUI)	60.9	63.4	62.5	61.4	49.7	47.7	52.7	57.7	64.0	57.7	58.5
RIOHACHA (RIO)	50.0	57.4	53.0	50.6	56.0	55.8	62.7	64.2	63.3	66.1	64.3
SANTA MARTA (SAN)	53.7	54.7	54.9	51.1	58.4	58.5	59.4	59.9	59.5	61.8	61.3
SINCELEJO (SIN)	46.8	48.4	50.0	51.4	59.4	58.1	54.9	57.8	60.6	63.2	63.3
TUNJA (TUN)	63.8	65.0	59.7	58.2	58.7	59.8	60.4	61.0	61.3	61.6	62.0
VALLEDUPAR (VAL)	57.5	56.5	53.6	49.4	55.3	53.8	58.4	61.0	59.4	62.0	59.7
VILLAVICENCIO (VIL)	66.9	61.7	62.0	65.2	62.6	64.0	65.2	64.8	65.3	66.5	62.5
Resto	60.3	61.3	60.0	58.5	55.4	55.1	59.0	60.7	61.6	62.3	61.8

Fuente: DANE-ECH (2002-2005) y DANE-GEIH (2007-2013), cálculos de los autores.

Dentro de esta dinámica, Riohacha (17.1 %); Santa Marta (11.6 %); Sincelejo (21.3 %); y Valledupar (7.9 %) son las que presentan el mayor incremento en la tasa de participación entre los periodos 2002-2005 y 2007-2013. Comportamiento jalonado principalmente por el aumento en la tasa de participación de las mujeres que alcanzó niveles del 24.4 %; 21.3 %; 50.6 %; y 26.7 %, respectivamente. Por su parte, la tasa de participación de los hombres creció en las tres primeras ciudades el 11.6 %; el 4.0 %; y el 6.0 % respectivamente, mientras que en Valledupar se presentó una caída del 1.0 %. En contraste, Popayán y Quibdó presentaron un descenso del 13.3 % y del 10.6 % en la tasa de participación, asociado a la caída del 13.4 % y del 18 % en la tasa de participación de las mujeres, y del 13.0 % y 4.4 % en la de los hombres.

Cuadro 2: Tasas de participación laboral para mujeres y hombres en las ciudades colombianas (2002-2013)

Ciudad	Mujeres											Hombres										
	2002	2003	2004	2005	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2002	2003	2004	2005	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
ARM	49.1	46.8	46.8	48.5	46.5	48.0	46.2	51.0	52.6	55.1	53.7	73.6	74.0	74.3	75.4	68.4	69.4	68.6	71.2	73.2	73.8	72.4
BAR	47.5	45.6	44.7	43.1	45.4	43.1	45.4	47.4	48.5	51.4	51.4	71.2	69.5	69.0	68.9	69.7	69.0	69.8	69.9	70.9	71.6	71.6
BOG	60.4	61.1	58.7	59.5	56.7	58.3	59.7	62.3	65.4	65.9	66.4	74.8	75.0	74.2	73.9	72.1	73.4	74.2	75.6	77.0	79.0	78.1
BUC	60.5	61.8	58.8	58.5	50.8	54.7	60.6	64.6	63.4	63.8	63.0	76.0	75.3	73.7	73.3	68.7	71.2	74.6	76.0	74.9	76.7	76.1
CAL	58.8	60.2	58.8	60.0	57.9	57.7	60.7	60.4	57.3	58.8	58.9	76.1	76.4	75.9	76.4	74.5	74.2	75.8	75.6	73.8	73.5	74.0
CAR	39.4	39.9	39.9	44.5	48.0	41.1	45.0	46.0	46.8	49.0	50.0	67.3	67.3	66.4	67.3	66.7	64.9	67.1	66.8	69.0	71.0	70.1
CUC	49.7	51.3	47.8	47.7	49.9	49.0	50.9	51.7	55.4	57.0	57.5	79.6	77.6	75.5	72.9	72.7	74.0	74.3	72.9	75.8	76.0	76.4
FLO	33.9	41.6	45.1	45.2	43.6	37.3	37.1	40.9	42.2	41.8	39.5	66.0	74.2	74.2	72.9	71.9	70.0	69.9	67.0	70.0	69.0	68.5
IBA	57.3	60.4	62.3	59.4	60.9	63.2	62.8	60.6	64.7	61.6	63.2	81.6	80.0	77.4	75.8	75.1	75.3	74.5	73.7	76.9	75.6	76.2
MAN	51.9	51.4	47.0	47.9	45.6	45.1	47.4	49.0	49.0	49.1	50.6	78.4	71.5	69.0	68.1	66.3	66.6	67.6	68.0	68.1	68.2	69.2
MED	52.7	52.6	52.7	50.6	50.3	51.8	55.5	56.5	56.0	58.2	57.6	73.1	73.2	72.2	70.1	69.3	71.3	73.7	72.9	73.2	74.5	74.3
MON	49.6	47.8	44.5	53.1	53.3	56.3	57.8	58.1	59.7	56.7	55.5	80.7	78.6	72.4	76.8	73.5	75.3	77.0	77.0	77.3	75.7	73.3
NEI	47.4	53.7	50.7	47.2	50.1	54.1	54.9	56.6	57.1	57.9	57.6	68.9	73.0	67.2	71.3	69.8	73.4	72.1	72.7	73.9	73.3	74.1
PAS	57.9	63.1	56.8	54.7	55.8	54.8	59.0	61.4	61.3	61.6	63.0	75.2	78.0	75.3	72.6	70.7	70.5	71.9	73.5	74.3	73.4	74.4
PER	50.8	51.0	48.9	49.1	43.7	45.1	53.1	51.8	55.2	53.8	50.5	79.1	76.0	76.4	75.2	70.3	70.9	74.9	74.1	74.0	76.4	71.7
POP	54.9	61.1	56.7	59.3	50.2	53.8	49.6	49.5	49.0	50.6	48.8	73.4	80.9	82.2	74.1	69.4	68.7	66.1	67.6	66.9	68.0	66.5
QUI	58.5	56.2	57.8	53.4	41.8	36.2	46.0	46.4	54.8	47.8	50.7	63.5	71.3	67.6	70.0	58.0	60.5	59.1	69.3	73.7	68.2	66.9
RIO	41.0	49.4	37.6	38.9	46.1	46.5	51.4	53.9	52.9	57.8	54.6	62.5	66.4	69.5	62.0	67.8	65.9	74.7	75.6	74.6	75.0	75.1
SAN	43.2	42.1	42.7	38.1	48.9	48.8	49.8	50.2	49.7	52.6	52.8	66.1	69.2	68.8	65.7	68.9	69.2	69.7	70.4	70.2	71.9	70.4
SIN	33.5	30.3	32.0	32.2	47.1	46.3	42.6	46.2	49.7	53.2	52.4	60.4	69.5	69.7	71.1	72.6	70.8	68.1	69.9	72.3	73.8	74.7
TUN	56.7	58.2	50.7	50.2	53.6	54.9	54.8	55.5	55.8	56.6	57.2	70.2	71.3	68.7	66.8	64.7	65.4	66.8	67.4	67.4	67.3	67.5
VAL	39.2	39.0	36.5	34.4	42.9	41.7	46.8	50.1	47.5	51.9	49.9	74.5	75.2	70.7	65.5	68.9	67.3	71.1	72.7	72.2	72.4	70.5
VIL	54.0	47.4	49.9	56.1	53.4	55.3	57.3	56.5	56.8	57.2	53.1	79.7	75.5	74.9	74.8	72.4	73.2	73.7	73.9	74.6	76.4	72.6
Resto	44.7	46.3	44.7	42.5	39.4	39.5	44.1	46.6	47.3	49.1	48.6	76.1	76.3	75.5	74.4	71.2	70.6	73.7	74.8	75.8	75.4	74.9

Fuente: DANE-ECH (2002-2005) y DANE-GEIH (2007-2013), cálculos de los autores.

5. Determinantes de la participación laboral

5.1. Un modelo empírico de los determinantes de la participación laboral

La naturaleza de los datos disponibles para entender la decisión de participación en la economía colombiana, impone una restricción teórica importante al modelo empírico a utilizar en este análisis. Como no es posible seguir a los individuos a lo largo del tiempo, el modelo no podrá recoger muchos aspectos de la teoría del ciclo de vida y el efecto de la sustitución intertemporal en las decisiones de oferta de trabajo (Mulligan, 1998). Teniendo esto en consideración, se propone un modelo basado en la decisión estática de participación.

En la literatura empírica, la decisión de participación en el mercado de trabajo se considera la faceta *extensiva* del problema de oferta de trabajo del individuo (Heckman, 1993). Sea $h_{it} \geq 0$ el tiempo de trabajo que podría utilizar un individuo i en el mercado laboral en el periodo t , la *extensión* de la oferta de trabajo puede modelarse a través de la variable latente

$$y_{it}^* = \begin{cases} 1 & \text{si } h_{it} > 0 \\ 0 & \text{si } h_{it} = 0 \end{cases}$$

Siguiendo los trabajos clásicos de Heckman (1974) y Heckman y Willis (1977), la disyuntiva entre ofrecer tiempo positivo de trabajo ($y_{it}^* = 1$) y no ofrecer tiempo de trabajo ($y_{it}^* = 0$) depende de la comparación entre el beneficio y costo marginales de obtener un empleo en el mercado de trabajo. El salario de mercado ω_{it} sería el beneficio, mientras el costo estaría determinado por lo que se denomina el *precio sombra del tiempo* evaluado en la situación en que el individuo ofrece un tiempo nulo de trabajo μ_{it} . En este contexto, el comportamiento de la variable latente estaría determinado por una función $f : \mathbb{R} \rightarrow \{0, 1\}$ tal que

$$y_{it}^* = f(\omega_{it} - \mu_{it}) = \begin{cases} 1 & \text{si } \omega_{it} - \mu_{it} > 0 \\ 0 & \text{si } \omega_{it} - \mu_{it} \leq 0 \end{cases} \quad (1)$$

El individuo ofrecerá tiempo positivo de trabajo sólo si el beneficio marginal de participar exitosamente en el mercado de trabajo es superior al costo marginal; en caso contrario decidirá no participar. Desde el punto de vista empírico, tal y como lo señalan Heckman y Willis, se presentan dos importantes problemas. En primer lugar ω_{it} es solo observable para aquellos individuos que participaron de manera exitosa en el mercado de trabajo, de manera que si se utilizan los valores observados de esta variable se estaría incurriendo en el denominado problema de *sesgo de selección*. Por otra parte, μ_{it} no es directamente observable para ningún individuo.

Una aproximación tipo Mincer (1974) resuelve parte del primer problema y es posible decir

que ω_{it} es función de un conjunto de atributos \mathbf{x}_i entre los cuales se encuentran variables que representan el nivel educativo, la experiencia, o la condición del mercado laboral, entre otras probablemente no observables. En el caso de μ_{it} , otro tipo de atributos y situaciones personales \mathbf{z}_i pueden determinar dicho precio sombra, entre estos la presencia de dependientes en el hogar, o el ingreso de otros miembros del hogar y algunos otros también no observables. A partir de la ecuación (1), y eliminando el subíndice de tiempo se tiene que

$$y_i^* = f(\mathbf{x}_i'\boldsymbol{\beta} + \mathbf{z}_i'\boldsymbol{\delta} + \xi_i) \quad (2)$$

Asumiendo que el componente no observable tiene una distribución normal estándar en la ecuación (2), el modelo tipo *probit* de probabilidad de participación en el mercado de trabajo para el individuo i se determina cómo:

$$\begin{aligned} Pr(y_i^* = 1) &= Pr(\mathbf{x}_i'\boldsymbol{\beta} + \mathbf{z}_i'\boldsymbol{\delta} + \xi_i > 0) \\ &= \Psi(\mathbf{x}_i'\boldsymbol{\beta} + \mathbf{z}_i'\boldsymbol{\delta}) \\ &= (2\pi)^{-1/2} \exp\left(-\frac{(\mathbf{x}_i'\boldsymbol{\beta} + \mathbf{z}_i'\boldsymbol{\delta})^2}{2}\right) \end{aligned} \quad (3)$$

5.2. Modelos estimados

Como fue señalado en la sección 4, los movimientos importantes en la participación laboral durante el periodo 2002-2013 se dieron en tres grupos etarios principalmente: 25 a 59 años; 12 a 24 años; y mayores de 59 años. En el primer grupo los movimientos interesantes se dan para el caso de las mujeres, para las cuales se hizo distinción entre casadas (MC 25-59) y no casadas (MS 25-59), considerando a las primeras como aquellas que se encuentran legalmente ligadas a una pareja bajo la institución del matrimonio, como también a las que sin lazo legal cohabitan con una pareja estable; las no casadas serán aquellas que no cumplen con alguna de estas dos condiciones. Por otra parte, en el segundo grupo la distinción se determinó a partir del género, lo que implica que se hablará de mujeres (M 12-24) y hombres (H 12-24). Así como en el grupo de los jóvenes, la distinción de mujeres (M > 59) y hombres (H > 59) hará parte del análisis para el último grupo etario.

Los ejercicios de estimación del modelo empírico se llevaron a cabo para cada uno de los grupos en los ámbitos *total nacional*, y *cabeceras o área urbana*. El ejercicio en el primer ámbito, dará una primera idea de los determinantes del comportamiento de los individuos que toman la decisión de participar o no en el mercado laboral colombiano. Concentrar el segundo esfuerzo de análisis en el área urbana, permite revisar los determinantes en un contexto en donde se espera haya más dinamismo en la entrada y salida del mercado de trabajo.

A partir de la información de las encuestas de hogares mencionadas, y siguiendo la idea expresada por la ecuación (1), los determinantes están asociados con el salario o beneficio marginal de obtener un empleo, y el costo marginal de ofrecer tiempo positivo en el mercado de trabajo. En el primer caso los atributos determinantes (x_i) están asociados con el nivel de capital humano acumulado por el individuo. Tradicionalmente entre las variables utilizadas están, el perfil de edad del individuo, conformado por la *edad* en años y su valor al cuadrado (*edad2*)³, y el número de años de educación alcanzados. Sin embargo, es de interés determinar el aporte en el margen de cada nivel de educación, para lo cual se definieron variables indicadoras o *dummy* para determinar el último nivel de educación alcanzado por cada individuo en la muestra. Se definieron 8 distintos niveles: sin educación (*sin_edu*); primaria incompleta (*primaria*); primaria completa (*primaria.comp*) secundaria incompleta (*secundaria*); secundaria completa; terciaria incompleta (*terciaria*); terciaria completa (*terciaria.comp*); y post-terciaria (*post_terciaria*). Sólo siete de estos ocho niveles hacen parte de los determinantes, y se toma como referencia el nivel secundaria completa.⁴

Los determinantes del precio sombra del tiempo (z_i) están asociados con la posible dependencia no económica de otros individuos parte del hogar en el individuo; la posibilidad de otros usos productivos del tiempo en actividades por fuera del mercado de trabajo; y las fuentes de ingreso diferentes a la propia dentro del hogar. Para determinar el efecto dependencia, se incluyen variables *dummy* para determinar la presencia de uno hasta seis o más menores de 15 años en el hogar (*1_menor_15 - 6_o_más_menores_15*), y se introduce el número de adultos mayores no participantes presentes en el hogar (*mayoresnop*). Sobre todo en el caso de las mujeres, la presencia de menores mide el posible efecto de decisiones de fecundidad presentes y pasadas, por lo cual se escogió la edad de 5 años como la edad de máxima dependencia para el grupo de jóvenes entre 12 y 24 años, y se definió la variable indicadora a partir de la presencia de algún menor de 6 años en el hogar (*menores_6_años*). En el caso del grupo de individuos con 60 o más años, el número de mayores no participantes no hace parte de los determinantes de la decisión de participación.

El uso del tiempo en otras actividades productivas es medido a partir de la variable *estudia*, la cual es una variable indicadora en referencia a si el individuo en la actualidad se encuentra estudiando. El logaritmo del total del ingreso laboral y no laboral del resto de individuos en el hogar (*log_ing_res_h*) es otro de los determinantes del costo marginal de ofrecer tiempo positivo en el mercado laboral y, en el caso de los individuos mayores de 59 años, se incluye la variable indicadora *pensionado*, la cual establece si el individuo cuenta con un ingreso de pensión.

Por otra parte, se construyó para cada individuo la variable número de desempleados en

³El perfil de edad en los modelos de participación laboral tiene también el papel determinar la posibilidad de no linealidad en la relación entre edad y participación. Esta no linealidad está asociada a la idea de ciclo de vida.

⁴Esto es necesario para evitar el problema de *multicolinealidad* perfecta en los ejercicios de estimación.

el hogar (*desempleados_h*)⁵, la cual puede medir incrementos o reducciones en la diferencia beneficio-costo que determina la decisión de participación. Así como la presencia de menores o el número de mayores participantes, el número de desempleados en el hogar puede establecer una situación de dependencia y reducir el costo marginal del tiempo en el mercado de trabajo, señalando que el empeoramiento de las condiciones del mercado laboral percibidas por el individuo lo impulsan a participar dada la posible pérdida de ingreso en el hogar (*worker-added effect*). Por otra parte y ante la misma percepción de la situación del mercado, el individuo puede percibir una reducción en la probabilidad de encontrar un empleo, esto incrementa el costo marginal del tiempo y reduce la probabilidad de participación (*discouraged-worker effect*) (Hotchkiss y Robertson, 2006).

La definición de los grupos objetivo sólo distingue entre casados y no casados en el caso de las mujeres entre 25 y 59 años de edad. Para el resto de grupos se define la variable indicadora *casado* cuya referencia es cumplir con las condiciones mencionadas anteriormente para definir a un individuo como casado. Para tener en cuenta las diferencias del mercado laboral en el área urbana y no urbana en el total nacional, la variable *dummy* urbano es incluida como determinante. Finalmente, y para controlar por factores propios de la muestra y los efectos metodológicos mencionados, se incluyen variables indicadores para cada año con referencia al año 2013.

La estimación por máxima verosimilitud de la ecuación (3), tiene como resultado la determinación de los estimadores $\hat{\beta}$ y $\hat{\delta}$, sin embargo, para determinar el efecto que cada uno de los determinantes tiene sobre la probabilidad de participar, es necesario calcular los *efectos marginales* $\frac{\partial \Psi(\cdot)}{\partial x_{\ell i}}$ y $\frac{\partial \Psi(\cdot)}{\partial z_{ni}}$, donde $x_{\ell i}$ y z_{ni} denotan la variable ℓ -ésima y n -ésima de los vectores \mathbf{x}_i y \mathbf{z}_i respectivamente. Los valores de estos efectos marginales son los que se reportan abajo en los cuadros resumen de la estimación de los modelos de participación laboral.

Total Nacional

El Cuadro 3, resume los modelos *probit* estimados para la muestra que representa el total nacional en el periodo 2002-2013. Como era de esperarse, entre los 12 y los 59 años la probabilidad de participación se incrementa con la edad para cualquier individuo, esto asociado al ciclo de vida y a un mayor ingreso laboral esperado. Así mismo, el efecto marginal significativo de *edad2* indica la no linealidad esperada. Para los individuos con 60 y más años el efecto de la edad es el contrario, lo cual es también algo esperado, pues están en la fase descendente del ciclo de vida.

⁵En caso que el individuo en la muestra participe y sea desempleado, la variable no lo cuenta a él como parte del número de individuos desempleados en el hogar.

Cuadro 3: Determinantes de la participación laboral (Total Nacional). Variable dependiente: *participación*

	(1) MS 25-59	(2) MC 25-59	(3) M 12-24	(4) H 12-24	(5) M > 59	(6) H > 59
<i>edad</i>	0.0365*** (0.001)	0.0464*** (0.001)	0.0844*** (0.003)	0.1280*** (0.004)	-0.0104*** (0.003)	-0.0051 (0.005)
<i>edad2</i>	-0.0005*** (0.000)	-0.0006*** (0.000)	-0.0011*** (0.000)	-0.0016*** (0.000)	-0.0000 (0.000)	-0.0002*** (0.000)
<i>sin_edu</i>	-0.2576*** (0.006)	-0.1240*** (0.005)	-0.2208*** (0.004)	-0.2332*** (0.008)	0.0034 (0.005)	-0.008 (0.008)
<i>primaria</i>	-0.0817*** (0.004)	-0.0946*** (0.003)	-0.1001*** (0.004)	0.1035*** (0.006)	0.0072* (0.004)	0.0362*** (0.007)
<i>primaria_comp</i>	-0.0596*** (0.003)	-0.0750*** (0.003)	-0.0873*** (0.004)	0.0912*** (0.005)	-0.0012 (0.004)	0.0218*** (0.007)
<i>secundaria</i>	-0.0410*** (0.003)	-0.0560*** (0.003)	-0.1043*** (0.003)	0.0165*** (0.004)	0.004 (0.005)	0.0138* (0.008)
<i>terciaria</i>	0.0559*** (0.002)	0.1320*** (0.003)	0.0629*** (0.003)	0.0143*** (0.004)	0.0383*** (0.008)	0.0401*** (0.011)
<i>terciaria_comp</i>	0.1118*** (0.002)	0.2321*** (0.003)	0.2196*** (0.009)	0.0970*** (0.012)	0.0690*** (0.009)	0.0733*** (0.009)
<i>post_terciaria</i>	0.1286*** (0.002)	0.2971*** (0.003)	0.2637*** (0.022)	0.1542*** (0.024)	0.1548*** (0.012)	0.1844*** (0.010)
<i>estudia</i>	-0.1042*** (0.004)	0.0184*** (0.005)	-0.2998*** (0.003)	-0.4759*** (0.002)		
<i>1_menor_15</i>	0.0190*** (0.002)	-0.0066*** (0.002)			-0.0069** (0.003)	0.0116** (0.005)
<i>2_menores_15</i>	0.0144*** (0.002)	-0.0380*** (0.003)			-0.0150*** (0.004)	0.0075 (0.006)
<i>3_menores_15</i>	0.0070** (0.003)	-0.0526*** (0.003)			-0.007 (0.006)	0.0264*** (0.009)
<i>4_menores_15</i>	0.0115** (0.005)	-0.0669*** (0.005)			0.0015 (0.009)	0.0238* (0.013)
<i>5_menores_15</i>	-0.0126 (0.008)	-0.0934*** (0.008)			0.0246 (0.016)	0.0482** (0.022)
<i>6_o.más_menores_15</i>	0.0033 (0.010)	-0.1047*** (0.010)			0.0054 (0.016)	0.0600** (0.025)
<i>menores_6_años</i>			-0.0024 (0.002)	0.0347*** (0.003)		
<i>casado</i>			-0.1849*** (0.002)	0.2730*** (0.006)	-0.0414*** (0.002)	0.0618*** (0.004)
<i>pensionado</i>					-0.1027*** (0.002)	-0.3727*** (0.004)
<i>mayoresnop</i>	-0.0372*** (0.002)	-0.0310*** (0.003)	-0.0272*** (0.003)	-0.0597*** (0.003)		
<i>desemp_h</i>	0.0038** (0.002)	0.0199*** (0.002)	0.0118*** (0.002)	-0.0128*** (0.002)	-0.0243*** (0.002)	-0.0281*** (0.004)
<i>urbano</i>	0.0686*** (0.003)	0.1312*** (0.003)	0.0529*** (0.003)	-0.1796*** (0.003)	-0.0305*** (0.003)	-0.1915*** (0.004)
<i>log_ing_res_h</i>	-0.0060*** (0.000)	-0.0050*** (0.000)	-0.0027*** (0.000)	-0.0038*** (0.000)	-0.0057*** (0.000)	-0.0068*** (0.000)
<i>N</i>	757,926	1,139,608	1,038,031	975,453	461,040	357,173
<i>Pseudo R²</i>	0.131	0.0802	0.275	0.447	0.108	0.225

Errores estándar entre paréntesis. Todos los modelos se estimaron con variables *dummy* para cada año de la muestra.
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Para las mujeres entre 12 y 59 años, sin importar si son no casadas o casadas, entre más alto

el nivel educativo alcanzado, existe mayor probabilidad de participación. Los efectos marginales negativos y estadísticamente significativos de los niveles anteriores a la secundaria completa, indican que al haber alcanzado únicamente estos niveles la probabilidad de participación es menor respecto a la de aquellas que alcanzaron dicho nivel de referencia, mientras que los efectos marginales positivos y estadísticamente significativos de los niveles posteriores a secundaria completa indican lo contrario. El efecto creciente se nota al observar la reducción del valor absoluto del primer grupo de efectos, así como en el incremento del valor del segundo grupo. En el caso de las mujeres casadas de 25 a 59 años, el efecto positivo sobre la probabilidad de participación de alcanzar un nivel por encima de la secundaria es más del doble cuando se le compara con aquel para las no casadas.

El efecto de la educación superior es también muy importante para los individuos entre 12 y 24 años de edad, especialmente para las mujeres pues el efecto marginal de estos niveles es dos o tres veces mayor al de los hombres. En el caso de estos últimos, sin embargo, alcanzar niveles educativos inferiores a la secundaria completa tiene un efecto positivo y significativo en la probabilidad de participar, y dicho efecto es decreciente a partir del menor nivel que es la primaria incompleta, lo que implica que individuos que alcanzaron los menores niveles de educación tienen mayor probabilidad de participar que aquellos con niveles cercanos a la secundaria completa e inclusive frente a quienes han alcanzado terciaria incompleta. Se espera que en promedio la edad de entrada al mercado laboral sea más temprana para los hombres que las mujeres. A medida que pasa el tiempo si tan sólo han alcanzado niveles inferiores de educación, el costo marginal de ofrecer tiempo positivo en el mercado de trabajo se reduce, estimulando la participación.

Respecto al efecto de la educación sobre la probabilidad de participar en el mercado de trabajo, algo similar a lo observado para los hombres entre 12 y 24 años sucede en el caso de los hombres mayores de 59 años, aunque los efectos marginales son claramente menores. Debe notarse, sin embargo, que en promedio estos individuos tienen menores niveles de educación que el resto de la población. En este mismo grupo etario, la probabilidad de participación se ve afectada positivamente por los niveles de educación superiores a la secundaria completa en el caso de hombres y mujeres, lo cual muestra un claro efecto cohorte, pues en promedio los individuos más jóvenes de este grupo pudieron alcanzar niveles de educación más altos que aquellos con esta edad 10 años atrás.

Con excepción de las mujeres casadas, estar estudiando en la actualidad incrementa el costo marginal del tiempo y reduce la probabilidad de participación y, como es de esperarse, este efecto es más fuerte y determinante en los individuos jóvenes con edades entre 12 y 24 años. Por su parte, la decisión de participación y estudiar está relacionada positivamente en el caso de las mujeres casadas entre los 25 y 59 años, aunque el efecto marginal es diez veces menor

(en valor absoluto) al estimado para las mujeres no casadas.

Para las mujeres en el grupo de 25 a 59 años, la presencia de menores de 15 años en el hogar tiene efectos marginales contrarios al diferenciar entre no casadas y casadas. Para las primeras, la dependencia económica reduce el costo marginal del tiempo e incrementa la probabilidad de participación, mientras que para las casadas, al contar con un apoyo económico en su cónyuge, la presencia de menores y su número incrementa el costo en el margen del tiempo ante una dependencia no económica y la posibilidad de tomar decisiones conjuntas en el hogar (Chiapori, 1992). Al igual que para este último grupo de mujeres, la presencia de uno y/o dos menores de 15 años tiene un efecto negativo en la probabilidad de participar de las mujeres mayores de 59 años, mientras que en el caso de los hombres en el mismo grupo de edad, la similitud se da con las mujeres solteras y su situación de responsabilidad económica en el hogar.

Los efectos de la presencia de menores en la probabilidad de participación de hombres y mujeres de 12 a 24 años de edad parecen ir también en dirección contraria. Aunque no estadísticamente significativo, el signo del efecto es negativo para las mujeres y, en el caso de los hombres, es positivo y significativo. Ante la presencia de menores de 6 años, se incrementa la probabilidad de participación de los hombres en este rango de edad, pues el costo marginal de ofrecer tiempo positivo en el mercado de trabajo se reduce al crearse una dependencia económica.

La estimación de los modelos (1) a (4) en el Cuadro 3 permite concluir que la presencia de mayores no participantes, como se esperaba, reduce la probabilidad de participación para hombres y mujeres entre 12 y 59 años. Adicionalmente, para todos los grupos de edad establecidos en el análisis, el mayor nivel de ingreso del resto de individuos que conforman el hogar incrementa el costo marginal del tiempo y reduce la probabilidad de participación del individuo. En este caso, el efecto marginal puede entenderse como una semi-elasticidad y, ante un cambio en el 10 % del ingreso del resto del hogar, la probabilidad de participación se reduciría en un máximo de 7 puntos porcentuales, en el caso de los hombres de más de 59 años, y en un mínimo de 3 puntos porcentuales en el caso de las mujeres con edades en el rango de los 12 y 24 años de edad.

Un hallazgo importante para los determinantes de la participación de hombres y mujeres mayores de 59 años, es el efecto que tiene contar con un ingreso por pensión. El efecto marginal es negativo y significativo, señalando que al no percibir un ingreso por pensión, la probabilidad de participación se incrementa notoriamente. Otro efecto cohorte puede determinar la importancia de este efecto, ya que, a medida que la población envejece la importancia de la pensión sobre la participación de estos individuos es crítica, pues determina su decisión de retiro del mercado de trabajo. En este caso la probabilidad de participación va a estar asociada con la fortaleza del sistema de seguridad social en pensiones y su capacidad de cubrimiento del riesgo

de la vejez.

El número de desempleados en el hogar tiene un efecto positivo y significativo en la probabilidad de participación de las mujeres entre 12 y 59 años de edad. En este sentido, si esta variable representa la situación del mercado laboral que enfrentan los individuos, el mecanismo de transmisión es el del *worker-added effect*: la percepción de una mala (buena) situación del mercado de trabajo impulsa (reduce) la probabilidad de participar ante la (el) reducción (incremento) del ingreso laboral esperado del hogar. Para los hombres entre 12 y 24 años y los individuos mayores de 59 años, el efecto marginal estimado es estadísticamente significativo y tiene signo negativo. Es posible asociar este resultado con lo que se definió como el *discouraged-worker effect*: la percepción de una mala (buena) situación del mercado de trabajo, reduce (incrementa) la probabilidad de participar ante una reducción (incremento) en la probabilidad de conseguir empleo en el mercado de trabajo.

Para los grupos etarios en los que se distinguió por género, era importante introducir una variable que determinara el efecto de su situación conyugal, aunque puede haber endogeneidad implícita al suponer que dicha situación es exógena a la decisión de participación (Heckman, 1978). El resultado obtenido es estándar pues la mujer casada, ya sea joven o mayor, tiene una menor probabilidad de participar, mientras que para el hombre casado se espera lo contrario.

Por último, el efecto marginal de la variable urbano es negativo para los hombres entre 12 y 24 años y los hombres y mujeres mayores de 59 años. En el caso del primer grupo, este resultado tiene relación con que los hombres jóvenes pueden ingresar de manera más fácil al mercado de trabajo mediante la realización de labores agrícolas, mientras que para el segundo grupo es posible que los individuos permanezcan más tiempo en el mercado llevando a cabo este tipo de actividades. Por otro lado, y como era de esperarse para las mujeres entre 12 y 59 años, la probabilidad de participar es mayor en el caso de aquellas cuya situación geográfica está en ciudades o centros poblados. Este es un resultado que se repite en los trabajos de determinantes de la participación en Colombia.

Ciudades

Como se señaló en la sección 4, la participación laboral es mayor en las cabeceras y centros poblados. Para establecer los determinantes de la decisión de participación en estas zonas geográficas, se estimó el modelo de la ecuación 3 reduciendo la muestra a los individuos que allí habitan. La muestra comprende 23 ciudades y el *Resto* de centros poblados. Tomando como referencia la ciudad de Bogotá, además de las variables tipo *dummy* que controlan por el año, se incluyeron 23 variables indicadoras para cada una de las ciudades incluyendo *Resto*, con el propósito de diferenciar el comportamiento de la participación en cada una de estas.

Cuadro 4: Diferencias de las ciudades frente a Bogotá en los modelos de participación laboral (Urbano)

	(7) MS 25-59	(8) MC 25-59	(9) M 12-24	(10) H 12-24	(11) M > 59	(12) H > 59
ARM	-0.0913*** (0.005)	-0.1089*** (0.005)	-0.0726*** (0.006)	-0.0584*** (0.007)	-0.0425*** (0.004)	0.0520*** (0.008)
BAR	-0.0992*** (0.004)	-0.1668*** (0.004)	-0.1791*** (0.003)	-0.1794*** (0.004)	-0.0310*** (0.003)	-0.0294*** (0.007)
BUC	0.0089** (0.004)	0.0127*** (0.004)	0.0283*** (0.005)	0.0429*** (0.006)	0.0098** (0.005)	0.0382*** (0.008)
CAL	-0.0237*** (0.003)	-0.0138*** (0.003)	0.0179*** (0.004)	0.0172*** (0.005)	0.0014 (0.004)	0.0230*** (0.007)
CAR	-0.1114*** (0.004)	-0.1757*** (0.003)	-0.2002*** (0.002)	-0.2249*** (0.004)	-0.0422*** (0.003)	-0.1146*** (0.006)
CUC	-0.0295*** (0.004)	-0.0708*** (0.004)	-0.0260*** (0.004)	0.0584*** (0.005)	-0.0233*** (0.004)	-0.0004 (0.007)
FLO	-0.0687*** (0.007)	-0.1417*** (0.006)	-0.1035*** (0.005)	-0.0819*** (0.007)	-0.0551*** (0.005)	-0.0301*** (0.011)
IBA	0.0199*** (0.003)	0.0591*** (0.003)	0.1201*** (0.004)	0.1555*** (0.005)	0.0488*** (0.004)	0.1266*** (0.007)
MAN	-0.0931*** (0.004)	-0.0980*** (0.004)	-0.1183*** (0.003)	-0.1060*** (0.005)	-0.0572*** (0.003)	-0.0063 (0.007)
MED	-0.0479*** (0.003)	-0.0893*** (0.003)	-0.0406*** (0.003)	-0.0369*** (0.005)	-0.0354*** (0.003)	-0.0160** (0.007)
MON	0.0090*** (0.003)	-0.0001 (0.003)	-0.0000 (0.004)	0.0576*** (0.005)	0.0737*** (0.005)	0.1344*** (0.007)
NEI	-0.0227*** (0.005)	-0.0381*** (0.005)	-0.0229*** (0.006)	-0.0043 (0.008)	-0.0069 (0.005)	0.0184* (0.009)
PAS	-0.0070** (0.003)	-0.0184*** (0.004)	-0.0610*** (0.004)	-0.0692*** (0.005)	0.0758*** (0.005)	0.0800*** (0.007)
PER	-0.0696*** (0.004)	-0.0793*** (0.004)	-0.0134*** (0.004)	0.0185*** (0.005)	-0.0468*** (0.004)	0.0397*** (0.007)
POP	-0.0747*** (0.009)	-0.0720*** (0.009)	-0.0984*** (0.008)	-0.1548*** (0.010)	-0.0153* (0.008)	-0.0202 (0.014)
QUI	-0.0658*** (0.012)	-0.0059 (0.011)	-0.0845*** (0.009)	-0.0508*** (0.014)	0.0710*** (0.018)	-0.0002 (0.023)
RIO	-0.0291*** (0.007)	-0.0970*** (0.006)	-0.0933*** (0.006)	-0.0536*** (0.008)	0.0524*** (0.010)	0.0735*** (0.013)
SIN	-0.0752*** (0.007)	-0.1472*** (0.006)	-0.1349*** (0.005)	-0.0731*** (0.007)	0.0012 (0.006)	0.0665*** (0.010)
TUN	-0.0343*** (0.009)	-0.0268** (0.010)	-0.1152*** (0.011)	-0.1423*** (0.015)	-0.0344*** (0.011)	-0.0789*** (0.026)
VAL	-0.0906*** (0.006)	-0.1449*** (0.005)	-0.1388*** (0.004)	-0.0765*** (0.007)	-0.0101* (0.006)	0.0285*** (0.010)
VIL	-0.0247*** (0.004)	-0.0405*** (0.004)	-0.0303*** (0.004)	-0.0068 (0.005)	0.0039 (0.004)	0.0597*** (0.007)
SAN	-0.0780*** (0.006)	-0.1268*** (0.005)	-0.1493*** (0.004)	-0.1402*** (0.006)	0.0014 (0.005)	-0.0218** (0.009)
Resto	-0.0555*** (0.003)	-0.0904*** (0.003)	-0.0609*** (0.003)	0.0137*** (0.004)	0.0049 (0.003)	0.0637*** (0.006)

Errores estándar entre paréntesis. Todos los modelos se estimaron con variables *dummy* para cada año de la muestra.
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Los modelos estimados se resumen en los Cuadros A.2 y 4. En el primero de estos se establece el valor de los efectos marginales de los determinantes establecidos para los modelos del total nacional y frente a estos últimos sólo se establecen dos diferencias para mencionar. Para

el grupo de los hombres entre 12 y 24 años, el efecto marginal del número de desempleados en el hogar cambia de signo aunque deja de ser estadísticamente significativo; en las cabeceras y centros poblados, en promedio, no parece existir un *worker-added effect* o un *discouraged-worker effect* para este grupo particular de individuos. En segundo lugar, y para este mismo grupo, el efecto sobre la probabilidad de participación de alcanzar un nivel educativo de terciaria incompleta no tiene una diferencia significativa frente a aquel asociado con alcanzar la secundaria completa.

Al mirar las diferencias entre ciudades, el Cuadro 4 muestra que Bucaramanga e Ibagué son las únicas que ante valores iguales del resto de determinantes y, al ser comparadas con Bogotá, presentan una mayor probabilidad de participación en todos los grupos analizados. Esta situación se repite para la ciudad de Montería pero sólo en el caso de las mujeres no casadas de 25 a 59 años, los hombres con edades entre los 12 y 24 años, y hombres y mujeres mayores de 59 años; y para la ciudad de Cali en el grupo etario 12-24 años y los hombres mayores de 59 años.

6. Perfiles de la participación laboral

A partir de los resultados de los modelos de participación estimados, se propone un análisis adicional para determinar el aporte de los determinantes de la participación durante el periodo de estudio. La idea es construir *perfiles de participación* para grupos de individuos específicos a partir de las probabilidades estimadas de participación. El perfil nos muestra como estas probabilidades han evolucionado a lo largo del tiempo y nos permite establecer razones por las cuales se presentan dichos cambios a partir de comparaciones asociadas a factores como la presencia de menores en el hogar, el nivel educativo, el estado civil, el número de desempleados en el hogar o, en el caso particular de los individuos de 60 años o más, el cubrimiento de la pensión.

Se eligieron tres tipos de perfiles. En el grupo de personas entre 25 y 59 años de edad, se eligió el perfil para las *mujeres de 25 a 35 años*, mientras que para el grupo de individuos con edades entre los 12 y 24 años, se estableció el perfil para las/los *mujeres/hombres de 15 a 20 años*. Finalmente, para aquellos con 60 años o más, el perfil elegido fue para las/los *mujeres/hombres de 65 años*. Aunque arbitraria, la elección de estos perfiles buscó que, en relación al grupo etario correspondiente, las tasas de participación fueran altas con el fin de asociar el análisis con el incremento observado de las tasas de participación durante el periodo. En el caso del perfil de mujeres/hombres de 15 a 20 años, esta observación puede no cumplirse, pero es interesante analizar el comportamiento de quienes posiblemente se enfrentan por primera vez a la decisión de extender la oferta de trabajo.

De acuerdo con el grupo de edad al que corresponda el perfil, se estima el modelo de de-

terminantes de participación expresado en la ecuación (3) en cada uno de los periodos $t = \{2002, \dots, 2005, 2007, \dots, 2013\}$ y, para cada uno de los individuos i que conforman este perfil k , se determinan posteriormente las probabilidades puntuales condicionadas de participación

$$\begin{aligned} PP_{t|\bar{x}_j}^k &= P(y_{i,t}^* = 1 | x_{j,i} = \bar{x}_j) = \Psi \left(\mathbf{x}_{i,t(x_{\ell,i} \neq x_{j,i})}^k \hat{\beta}_{(\beta_{\ell} \neq \beta_j)} + \hat{\beta}_j \bar{x}_j + \mathbf{z}_t^k \hat{\delta} \right) \\ PP_{t|\bar{z}_m}^k &= P(y_{i,t}^* = 1 | z_{m,i} = \bar{z}_m) = \Psi \left(\mathbf{x}_{i,t}^k \hat{\beta} + \mathbf{z}_{i,t(z_{n,i} \neq z_{m,i})}^k \hat{\delta}_{(\delta_n \neq \delta_m)} + \hat{\delta}_m \bar{z}_m \right) \end{aligned} \quad (4)$$

Las probabilidades estimadas para cada perfil están condicionadas a algún atributo x_j que afecta el beneficio marginal, o algún atributo z_m determinante del costo marginal de ofrecer tiempo positivo en el mercado de trabajo. Para cada una las probabilidades puntuales calculadas a partir de la ecuación (4), se calcula un intervalo de confianza del 90 % de acuerdo con

$$\begin{aligned} \{PP_{t|\bar{x}_j}^{k,up}, PP_{t|\bar{x}_j}^{k,lo}\} &= PP_{t|\bar{x}_j}^k \pm 1.96 \times \sigma_{t|\bar{x}_j}^k \\ \{PP_{t|\bar{z}_m}^{k,up}, PP_{t|\bar{z}_m}^{k,lo}\} &= PP_{t|\bar{z}_m}^k \pm 1.96 \times \sigma_{t|\bar{z}_m}^k \end{aligned} \quad (5)$$

donde $\sigma_{t|\cdot}^k$ es el error estándar del operador lineal de la función $\Psi(\cdot)$. El cálculo de los intervalos de confianza permite determinar si las diferencias entre las probabilidades de participación estimadas son estadísticamente significativas.

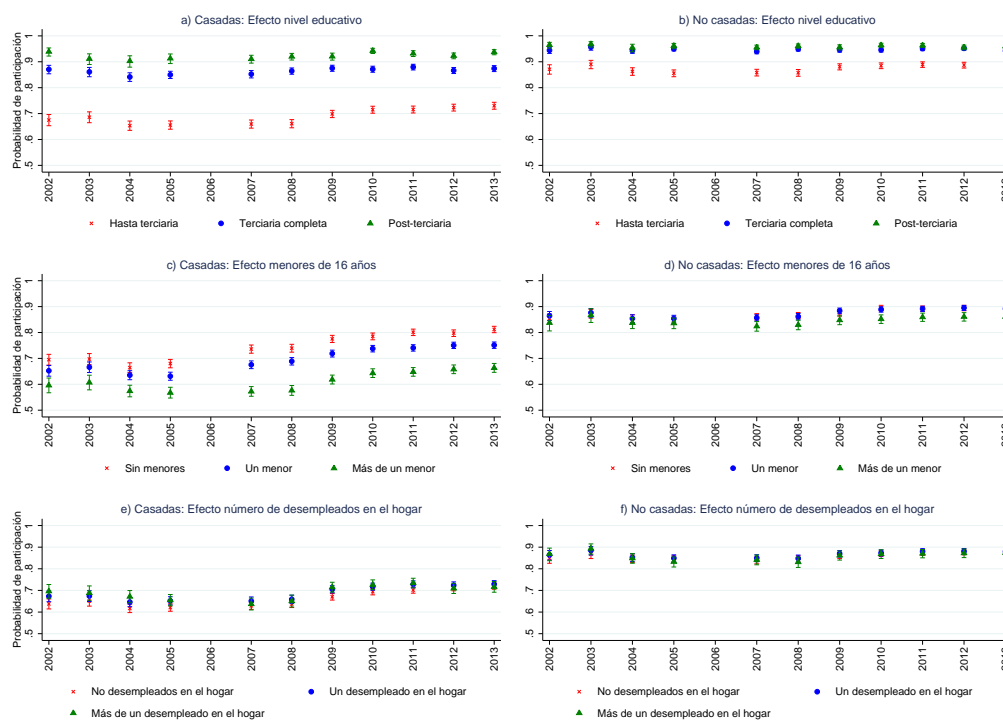
Mujeres de 25 a 35 años

El perfil condicionado de la probabilidad de participación establecido por las ecuaciones (4) y (5) para las mujeres de 25 a 35 años se puede observar en la Figura 3. Como era de esperarse a partir del análisis de determinantes, a lo largo del periodo de estudio las mujeres no casadas tienen una probabilidad de participación en el mercado laboral significativamente mayor a la de aquellas casadas. Dicha diferencia, sin embargo, parece diluirse si la mujer ha alcanzado niveles de educación superior.

Sin importar su estado conyugal, al condicionar por el nivel educativo alcanzado surgen diferencias significativas en la probabilidad de participar de estas mujeres, siendo más notables en el caso de las mujeres casadas, para las cuales terminar la educación universitaria implica incrementos de casi 20 puntos porcentuales en dicha probabilidad, aunque a partir de 2008 se ha presentado un incremento significativo de la probabilidad de participar de las mujeres casadas con niveles de educación hasta la terciaria incompleta (panel a)). En el caso de las mujeres no casadas, las diferencias importantes sólo se presentan si las mujeres tienen niveles de educación superiores a la terciaria incompleta (panel b)).

Condicionada a la presencia de menores, y sólo para el caso de las mujeres casadas, el número de menores es un determinante significativo de las diferencias en la probabilidad de parti-

Figura 3: Probabilidad de participación promedio de las mujeres de 25 a 35 años

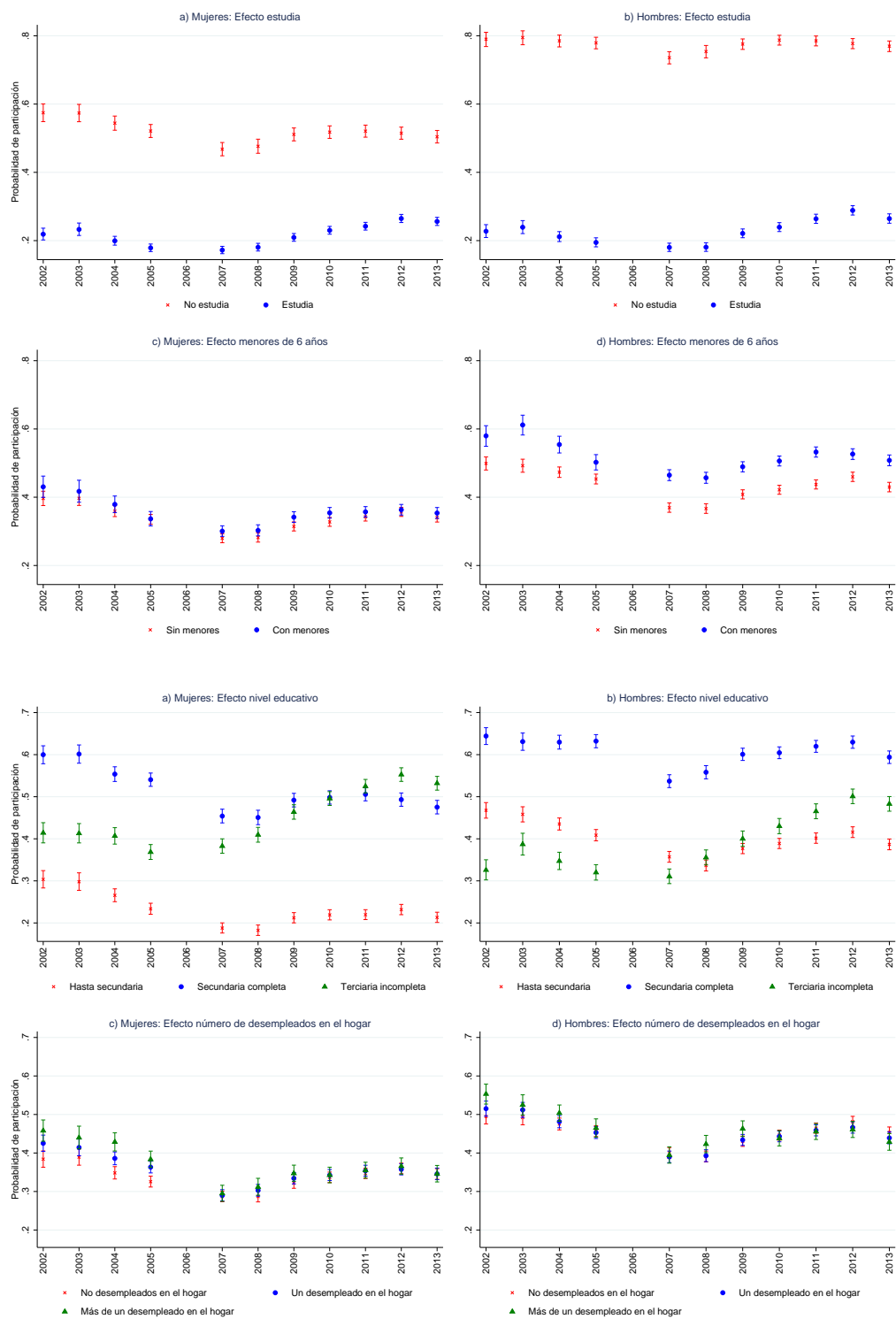


cipación. Como se observa en el panel c) de la Figura 3, estas diferencias se han ampliado en favor de las mujeres con menor número de menores presentes en el hogar lo que implica que, al menos en parte, la menor presencia de menores ha contribuido a las mayores tasas de participación observadas para el grupo de mujeres con edades entre 25 y 59 años de edad después de 2007. Finalmente, y a pesar que los efectos marginales son significativos en el modelo de determinantes, las diferencias en la probabilidad de participación de este grupo de mujeres no parecen ser explicadas por el número de desempleados en el hogar (paneles e) y f)).

Mujeres/hombres de 15 a 20 años

El análisis del perfil de participación condicionado para mujeres u hombres con edades entre 15 y 20 años (Figura 4), señala que las diferencias significativas en el periodo 2002-2013 en la probabilidad de participar en el mercado laboral, están determinadas por si el individuo estudia o no estudia en la actualidad; el nivel educativo alcanzado; y la presencia de menores de 6 años en el hogar, aunque este último factor es determinante de las diferencias sólo en el caso de los hombres, resultado previsible a partir de los efectos marginales estimados para el grupo de edad al que pertenecen estos individuos.

Figura 4: Probabilidad de participación promedio de mujeres y hombres de 15 a 20 años



El número de desempleados en el hogar parece ser importante para explicar parte de las diferencias sólo en el periodo 2002-2005 y únicamente para el caso de las mujeres, para las cuales las diferencias se redujeron en favor de aquellas con ninguna presencia de desempleados en el hogar (panel g)); la reducción del número promedio de desempleados y la mejor situación del mercado de trabajo, contribuyeron a la reducción de la tasa de participación de este grupo etario durante este sub-periodo; en el periodo 2002-2005 el número de desempleados promedio por hogar para estas mujeres cayó a una tasa del 9.9 % anual.

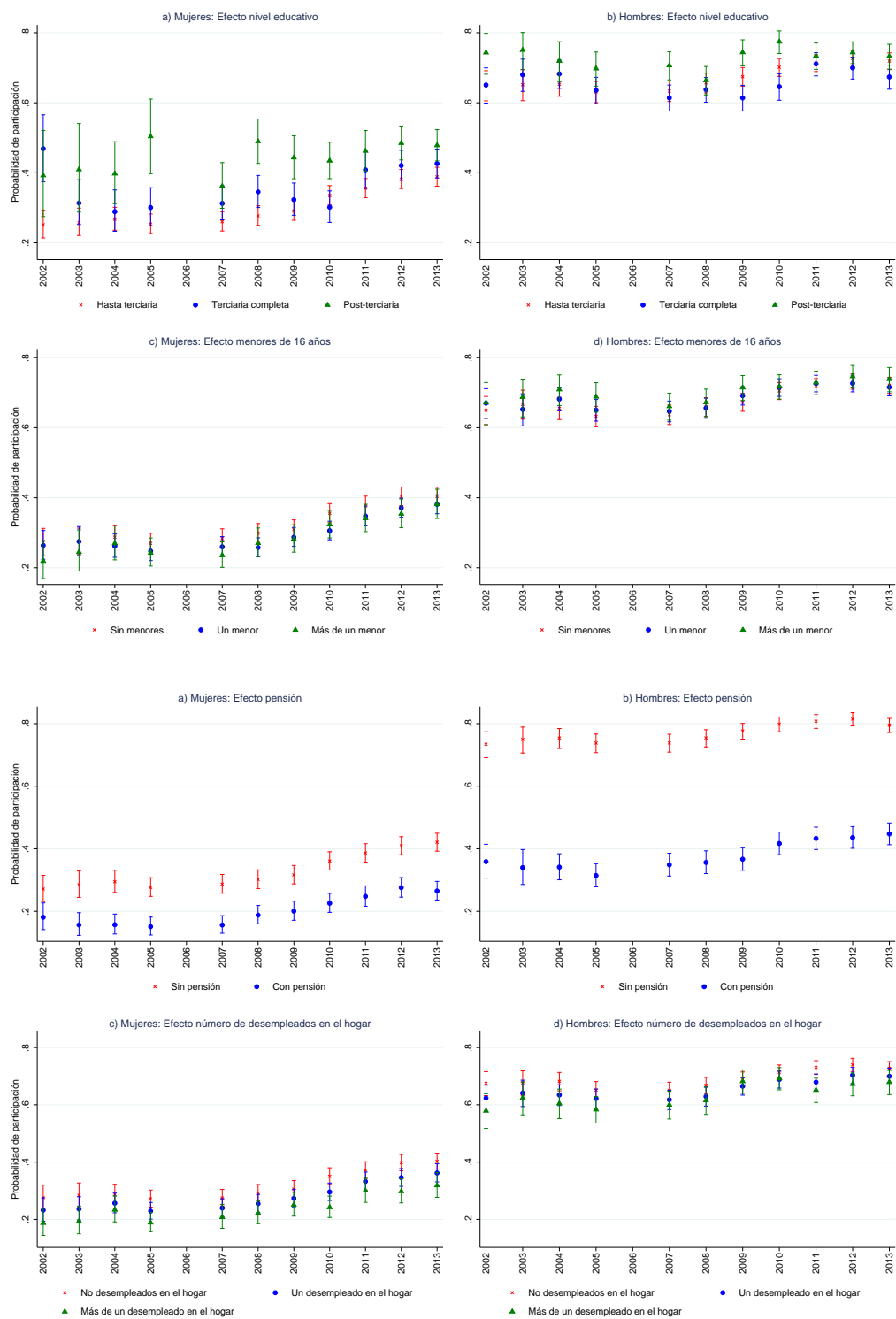
No estudiar o estudiar en la actualidad, establece en promedio si estos individuos participan o no en el mercado de trabajo, pues las diferencias en la probabilidad de participar son aproximadamente de 40 puntos porcentuales en el caso de las mujeres y casi de 60 puntos en el caso de los hombres (paneles a) y b)). A partir de 2009, sin embargo, esta brecha se ha reducido por el incremento significativo de la probabilidad de participación de aquellos que estudian. Asociado con esta situación, a partir de 2008 el efecto que tiene alcanzar el nivel de educación terciaria completa se incrementó de forma importante frente al de secundaria completa para mujeres y hombres, y siendo más fuerte en el caso de las primeras (paneles e) y f)); alcanzar un nivel de educación inmediatamente superior a la secundaria completa, permanecer estudiando y participar al mismo tiempo puede ser parte de la caracterización del incremento de la participación de este grupo etario en el periodo 2008-2013. Efectivamente, durante este periodo, el número de individuos participantes (hombres y mujeres) que alcanzaron la terciaria incompleta, estudiaban, y eran participantes del mercado de trabajo, se incrementó a una tasa del 10.4 %.

Mujer/hombre de 60-65 años

Los paneles e) y f) de la Figura 5 señalan que al comparar la evolución en el periodo de estudio de las probabilidades de participación de mujeres y hombres con edades entre 60 y 65 años de edad, el hecho de no contar con ingreso por pensión en edad de retiro determina cerca de 30 puntos porcentuales más de probabilidad de participar para los hombres, y entre 5 y 10 puntos para las mujeres, aunque las diferencias no han cambiado significativamente a lo largo del periodo de estudio.

Por otra parte, en el caso de las mujeres, la diferencia entre alcanzar un nivel de educación de post-terciaria frente al algún otro nivel educativo, puede explicar significativamente las diferencias en la probabilidad de participación, aunque la brecha se ha cerrado en favor de la educación terciaria completa después de 2010 (panel a)). Este incremento en la probabilidad de participar de aquellos con terciaria completa se observa también para los hombres (panel b)), señalando que en este periodo la cohorte tiene mayores niveles de educación que cohortes anteriores, lo que en parte puede explicar el incremento en la participación de los individuos

Figura 5: Probabilidad de participación de mujeres y hombres de 60 a 65 años



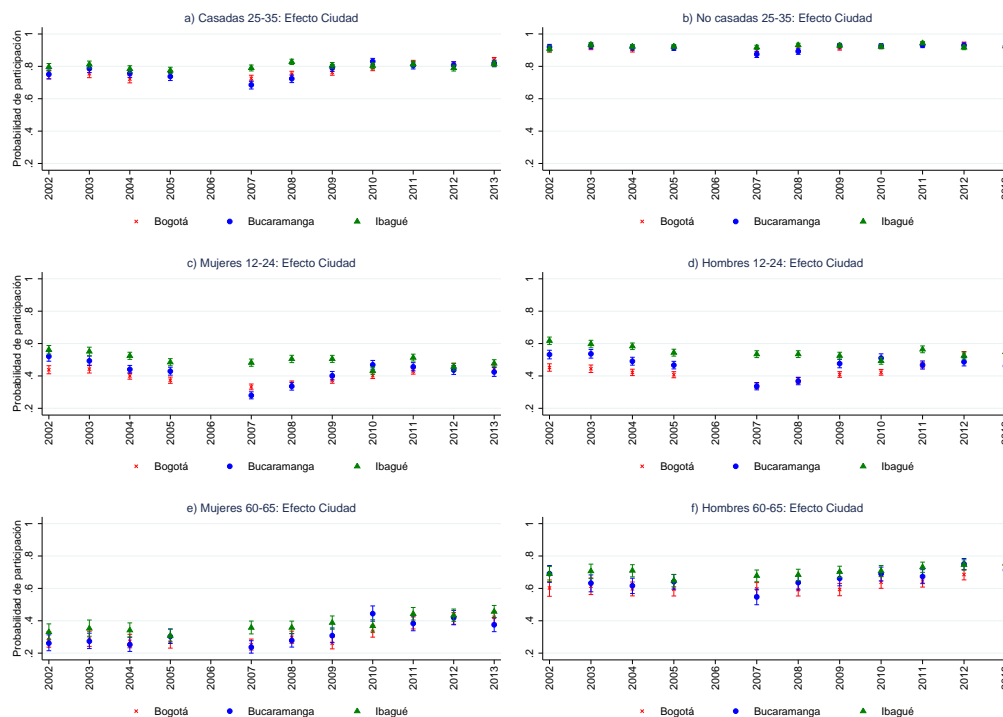
con 60 o más años.

A pesar de tener efectos marginales significativos, el número de menores o de desempleados en el hogar no logran explicar diferencias significativas en la probabilidad de participar de los mayores de 59 años (paneles c)-d) y g)-h)).

Ciudades

Para establecer con mayor exactitud las diferencias señaladas entre Bogotá, Bucaramanga, e Ibagué, se condicionó el perfil a la ubicación geográfica del individuo en estas ciudades. Las diferencias significativas se establecen para el caso de mujeres y hombres con edades entre 12 y 24 años. Son entonces las diferencias en los determinantes de la entrada por primera vez al mercado laboral las que, en principio, explicarían las diferencias entre estas tres ciudades (Figura 6, paneles c) y d)). Estas condiciones parecen haber sido más importantes en el periodo 2002-2005, aunque en 2008 y 2009 fueron especialmente diferentes para la ciudad de Ibagué.

Figura 6: Probabilidad de participación en 3 ciudades



7. Conclusiones

La evidencia señala que las mujeres; los hombres con edades entre los 12 y 24 años; y aquellos mayores de 59 años, son los que han determinado la dinámica de la tasa de participación laboral en los últimos 10 años. A partir de la unión de dos muestras de individuos de la ECH y la GEIH, se llevó a cabo el ejercicio de hallazgo de los determinantes de la participación laboral en Colombia para cada uno de estos grupos en el periodo 2002-2013, utilizando un modelo empírico tipo *probit* que representa el problema estático de extensión de la oferta laboral.

Para el total nacional, los niveles educativos alcanzados por el individuo; la presencia de dependientes en el hogar, sean menores de edad o adultos mayores; el número de desempleados en el hogar; la situación escolar actual, y el ingreso del resto del hogar son determinantes importantes de la probabilidad de participar. Alcanzar niveles educativos más allá de la secundaria completa es especialmente relevante para las mujeres casadas en el rango de edad de 25 a 35 años, las mujeres jóvenes entre los 12 y 24 años de edad, y las mujeres con más de 59 años.

De otro lado, el efecto de la presencia de menores funciona en sentido inverso entre mujeres casadas y no casadas; mientras para las primeras este factor tiene un efecto negativo sobre la probabilidad de participación, para las segundas el efecto es positivo. En el primer caso, la posibilidad de compartir responsabilidades hace que la presencia de menores de 16 años incremente el costo marginal de ofrecer tiempo en el mercado de trabajo. En el segundo caso, la presencia de menores crea una dependencia económica y, por el contrario, reduce dicho costo.

En el caso de los individuos jóvenes menores de 25 años, la presencia de menores de 6 años, sorprendentemente, parece no tener efecto sobre la decisión de participación en las mujeres. La dependencia, por el contrario, se crea en los hombres, para los cuales este factor tiene un efecto en el margen positivo e importante. Para este mismo grupo de individuos la situación escolar actual (si no estudia o estudia) determina en promedio si el individuo participa o no participa, especialmente en el caso de los hombres. Al contrario de lo esperado, el haber alcanzado niveles de educación inferiores a la secundaria completa tiene un efecto positivo sobre la probabilidad de participación de los hombres jóvenes.

En el grupo de mayores de 59 años, se detectaron efectos cohorte asociados con la educación y el cubrimiento del sistema de seguridad social en pensiones: una cohorte con niveles de educación más altos tiene mayor probabilidad de participación; una cohorte con mayor número de individuos que superan los 59 años tiene mayor probabilidad de participar sino esta cubierta por el sistema de seguridad social.

El efecto del número de desempleados en el hogar refleja el mecanismo *worker-added effect* para las mujeres jóvenes y adultas no mayores de 59 años. Para los hombres jóvenes e individuos mayores de 59 años, el mecanismo parece ser el *discouraged-worker effect*. Por otra parte, el efecto marginal del logaritmo del ingreso del resto del hogar refleja que ante diferencias del

10 % en este ingreso, la probabilidad de participar se reduce entre 3 puntos y 7 puntos porcentuales la probabilidad de participación.

Al llevar este análisis a las cabeceras y centros poblados, los resultados fueron similares a los establecidos para el total nacional. Bucaramanga e Ibagué fueron las ciudades en donde las probabilidades de participación, ante características iguales de los individuos, son superiores a las de Bogotá en todos los grupos de individuos analizados.

Con el propósito de establecer el aporte real de estos determinantes a la dinámica de las tasas de participación en el periodo de estudio, se crearon perfiles de probabilidad de participación para subgrupos de individuos en cada uno de los grupos etarios elegidos para este estudio. Se calcularon probabilidades de participación condicionadas a los diferentes determinantes en cada uno de los años del periodo 2002-2013 y se realizaron comparaciones utilizando intervalos de confianza del 90 %.

La comparación en cada perfil determinó que el incremento después de 2007 en la tasa de participación de las mujeres de de 25 a 59 años, estuvo fuertemente asociado con las mayores probabilidades de participación de las mujeres con menor nivel de educación, ante una menor presencia de menores en el hogar. Por su parte, la dinámica de esta tasa para las mujeres menores de 25 años, se relaciona con una reducción en el número de desempleados en el periodo 2002-2005 (mejoramiento de la situación del mercado de trabajo), y un incremento en el nivel educativo alcanzado después de 2008. Este último factor es importante también para los hombres jóvenes. Por último, y como se había señalado en el análisis de determinantes, el mayor aporte a la tendencia creciente de la tasa de participación de los mayores de 59 años es explicada por los efectos cohorte educación y seguridad social, especialmente en el caso de las mujeres.

A pesar de existir diferencias en el margen entre las ciudades de Bogotá, Bucaramanga, e Ibagué, las diferencias en las probabilidades de participación de un individuo con iguales características, no son significativamente diferentes. Al tomar a la primera de estas ciudades como referente, la dinámica observada en esta jalona la del resto de cabeceras y centros poblados. Aún así, es posible que el análisis deje de lado factores importantes asociados con las diferencias espaciales, lo que abre las puertas a una futura investigación más profunda.

Referencias

- Amador, Diego, Ximena Peña, y Raquel Bernal, "The rise in female participation in Colombia: Fertility, marital status or education?," *Ensayos sobre Política Económica*, 2013, 31, 54-63.
- Arango, Luis E., Carlos E. Posada, y Alejandro Charry, "La participación laboral en Colombia según la nueva encuesta: ¿cambian sus determinantes?," *Borradores de Economía*, 2003, (250).

- y — , “La participación laboral en Colombia,” *Borradores de Economía*, 2002, (217).
- Chiappori, Pierre-André, “Collective Labor Supply and Welfare,” *Journal of Political Economy*, 1992, 100 (3), 437–467.
- Heckman, James J., “Shadow prices, market wages and labor supply,” *Econometrica*, 1974, 42 (4), 679–694.
- , “Dummy Endogenous Variables in a Simultaneous Equation System,” *Econometrica*, 1978, 46 (4), 931–959.
- , “What Has Been Learned About Labor Supply in the Past Twenty Years?,” *The American Economic Review*, 1993, 83 (2), 116–121.
- y Robert J. Willis, “A Beta-logistic Model for the Analysis of Sequential Labor Force Participation by Married Women,” *Journal of Political Economy*, 1977, 85 (1), 27–58.
- Hotchkiss, Julie L. y John C. Robertson, “Asymmetric Labor Force Participation Decisions over the Business Cycle: Evidence from U.S. Microdata,” *FRB of Atlanta Working Paper*, 2006, (2006-8).
- Juhn, Chinhui y Simon Potter, “Changes in Labor Force Participation in the United States,” *Journal of Economic Perspectives*, 2006, 20 (3), 27–46.
- Mincer, Jacob, *Schooling, Experience and Earnings*, National Bureau of Economic Research, 1974.
- Mulligan, Casey B., “Substitution over Time: Another Look at Life-Cycle Labor Supply,” *NBER Macroeconomics Annual*, 1998, 13, 75–134.
- Núñez, Jairo y Néstor González, “Colombia,” en Marco Sánchez y Pablo Sauma, eds., *Vulnerabilidad económica externa, protección social y pobreza en América Latina*, CEPAL-FLACSO-UN/DESA, 2011, pp. 209–262.
- Ribero, Rocío y Claudia Meza, “Determinantes de la participación laboral de hombres y mujeres en Colombia: 1976-1995,” *Archivos de Economía*, 1997, (63).
- Santamaría, Mauricio y Norberto Rojas, “La participación laboral: ¿qué ha pasado y qué podemos esperar?,” *Archivos de Economía*, 2001, (146).
- Sánchez, Fabio y Jairo Núñez, “A dynamic analysis of human capital, female work-participation, returns to education and changes in household structure in urban Colombia, 1976-1998,” *Colombian Economic Journal*, 2003, 1 (1), 110–149.
- Tenjo, Jaime y Rocío Ribero, “Participación, desempleo y mercados laborales en Colombia,” *Archivos de Economía*, 1998, (81).

A. Apéndice

Cuadro A.1: Tasa de participación por grupos de edad para 23 ciudades colombianas (2002-2013)

	2002	2003	2004	2005	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2002	2003	2004	2005	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	
ARM												NEI											
< 25	42.7	40.2	41.3	45.5	33.5	33.2	32.6	36.9	39.0	40.3	40.3	< 25	42.7	46.9	38.3	36.9	37.7	40.7	39.7	40.9	42.2	42.0	41.7
25-59	76.9	78.2	79.4	78.2	76.6	78.5	77.6	80.7	81.9	83.7	81.9	25-59	77.5	81.1	78.2	80.1	79.2	82.3	83.2	84.0	85.3	84.4	84.9
> 59	35.6	33.0	39.0	35.9	26.3	28.8	26.4	31.1	35.2	34.6	34.8	> 59	21.8	35.7	29.9	26.5	26.3	32.5	33.4	33.8	32.7	36.1	36.1
BAR												PAS											
< 25	37.6	34.9	33.9	31.8	31.6	30.2	31.6	30.3	32.5	33.4	32.9	< 25	50.4	58.7	46.0	40.6	39.6	36.0	38.3	42.2	41.0	40.8	42.3
25-59	78.5	76.7	76.2	75.8	77.2	75.5	77.9	79.2	79.6	81.1	81.6	25-59	82.9	82.9	83.6	81.9	82.3	82.6	85.7	87.3	86.4	86.7	86.9
> 59	26.7	24.9	23.2	22.1	25.1	26.3	25.7	29.6	31.3	33.5	33.7	> 59	44.7	39.1	47.1	39.8	34.0	35.6	38.7	36.4	42.7	41.7	44.2
BOG												PER											
< 25	47.9	48.2	44.7	44.3	39.6	41.0	42.4	44.8	48.1	51.9	50.5	< 25	51.3	48.6	45.6	43.6	37.1	36.8	44.4	44.6	45.6	48.1	39.9
25-59	84.5	85.3	84.3	85.0	83.6	84.9	85.9	87.2	89.3	89.2	89.6	25-59	78.7	79.8	79.0	78.8	74.7	76.8	82.3	80.8	82.6	82.4	80.6
> 59	29.8	28.7	28.1	27.5	25.2	26.9	26.3	31.3	32.8	34.9	36.0	> 59	36.0	31.2	36.5	29.9	25.0	25.6	29.7	29.1	32.6	31.2	28.5
BUC												POP											
< 25	52.9	52.5	48.8	47.6	35.7	40.0	46.8	51.6	50.4	49.9	49.1	< 25	49.5	60.5	58.2	54.2	36.4	35.1	29.0	30.3	27.8	30.8	27.8
25-59	85.1	86.5	84.6	84.2	80.4	82.3	86.9	88.3	87.5	87.8	88.1	25-59	77.4	79.6	81.1	81.4	79.7	81.5	78.8	79.6	78.8	80.0	78.3
> 59	29.3	27.6	26.1	29.3	21.9	26.5	28.1	35.0	31.8	38.3	33.1	> 59	40.3	57.3	43.5	39.6	27.3	29.3	29.4	27.0	29.3	28.3	28.7
CAL												QUI											
< 25	50.8	52.5	50.0	50.3	46.4	46.3	49.0	48.4	44.9	45.5	44.4	< 25	37.5	46.2	40.4	40.5	26.7	26.6	30.9	38.2	47.1	37.6	36.3
25-59	83.2	83.8	83.2	84.2	83.5	83.3	85.3	85.0	83.8	84.2	85.0	25-59	86.8	88.4	86.2	85.9	77.1	72.0	78.9	80.0	83.7	80.7	81.8
> 59	30.5	31.0	31.5	31.4	29.6	29.4	31.8	32.4	28.7	29.3	30.7	> 59	36.2	44.4	43.9	47.0	37.0	26.8	39.8	41.5	44.5	44.2	40.2
CAR												RIO											
< 25	26.4	30.3	24.9	29.7	28.9	23.9	27.2	26.9	29.0	31.8	31.9	< 25	29.5	38.4	27.9	26.2	32.6	29.3	40.0	40.3	38.0	41.2	39.9
25-59	74.1	73.3	74.2	76.2	79.0	74.2	77.3	78.0	79.0	80.5	80.5	25-59	74.3	78.5	77.7	77.3	76.4	79.5	82.1	84.1	82.4	84.9	82.0
> 59	25.1	22.0	21.4	23.9	26.8	23.0	26.1	26.3	27.5	32.0	32.7	> 59	15.3	29.2	25.8	31.8	33.2	34.8	46.8	43.4	51.3	50.8	53.0
CUC												SAN											
< 25	50.7	49.3	43.3	41.5	41.0	41.5	42.5	41.9	47.2	48.5	48.4	< 25	26.5	30.1	33.8	27.1	33.0	33.8	33.3	34.9	36.8	35.3	35.3
25-59	79.1	80.7	78.2	77.8	79.5	79.3	80.5	80.1	82.4	83.5	84.2	25-59	72.6	74.1	73.6	71.8	79.1	78.4	79.7	80.8	79.5	82.0	81.9
> 59	36.7	30.3	31.8	26.7	28.6	28.6	30.2	33.5	33.4	33.4	35.8	> 59	24.0	30.9	26.1	23.0	27.2	29.9	31.2	33.6	32.3	36.3	37.2
FLO												SIN											
< 25	27.5	38.6	37.6	36.5	35.8	34.0	33.3	32.1	33.7	31.3	28.4	< 25	26.7	30.0	31.0	29.2	37.1	34.6	29.2	33.3	36.6	39.3	39.4
25-59	69.9	75.4	78.2	77.7	76.5	71.9	72.0	74.8	75.2	74.3	73.2	25-59	70.5	66.5	68.0	72.2	78.7	78.2	76.1	78.3	81.7	82.2	83.0
> 59	34.1	26.0	47.9	34.8	39.0	33.1	34.1	34.6	36.8	42.2	39.6	> 59	22.4	34.8	28.4	34.5	33.6	34.3	33.9	33.8	36.9	45.2	43.3
IBA												TUN											
< 25	54.5	57.7	54.7	51.0	50.6	51.1	50.5	46.4	53.1	50.7	52.3	< 25	47.7	47.9	43.1	38.1	26.9	27.0	27.6	28.9	31.3	29.4	29.5
25-59	83.8	85.1	86.1	84.8	85.9	88.1	87.1	86.6	88.4	86.7	87.4	25-59	86.4	84.3	79.7	81.3	82.2	83.6	84.1	84.0	83.5	84.4	85.0
> 59	40.7	33.5	36.8	33.2	34.1	33.7	36.1	35.8	40.2	37.4	40.6	> 59	16.9	32.1	31.9	25.5	24.2	24.6	23.6	26.0	25.2	28.3	27.3
MAN												VAL											
< 25	51.1	40.4	38.4	36.3	33.4	32.1	34.0	35.2	34.2	36.6	35.8	< 25	35.9	37.7	33.2	24.9	31.5	27.4	35.0	36.7	35.2	37.6	33.1
25-59	79.0	79.7	76.4	77.4	75.9	76.5	77.9	78.8	78.8	78.5	80.1	25-59	76.4	73.8	73.7	72.1	75.3	75.7	78.2	80.1	79.4	81.2	80.2
> 59	32.7	30.9	23.7	22.5	22.0	21.3	24.4	25.5	24.5	22.6	25.9	> 59	32.4	48.1	35.0	31.9	34.6	33.7	35.8	42.3	38.1	43.7	41.2
MED												VIL											
< 25	43.9	42.7	44.3	40.9	37.9	40.1	43.1	41.5	43.3	45.7	45.7	< 25	49.8	39.7	42.1	44.6	39.7	40.6	41.6	42.0	41.6	44.6	38.6
25-59	79.5	79.7	79.0	78.2	78.3	79.7	82.9	83.7	82.8	84.3	84.4	25-59	80.2	77.1	79.7	83.1	81.3	82.8	84.1	83.2	83.9	83.9	81.2
> 59	25.9	25.4	24.3	19.6	21.6	23.7	25.3	27.8	28.1	28.4	27.4	> 59	54.0	53.9	36.4	36.8	36.1	35.8	38.7	37.0	36.4	38.3	33.2
MON												Resto											
< 25	47.0	45.0	37.7	44.5	41.5	43.0	45.9	44.8	46.8	42.8	38.0	< 25	44.5	44.1	42.6	39.9	34.7	33.5	37.9	39.6	41.2	41.4	40.3
25-59	80.7	78.6	77.7	81.7	81.1	84.2	84.8	84.8	85.4	84.1	82.8	25-59	76.6	78.0	76.8	75.8	74.2	74.7	77.7	79.5	79.7	80.7	80.4
> 59	56.8	48.8	40.2	45.1	36.8	40.9	40.2	42.7	45.3	42.9	44.4	> 59	38.5	40.3	39.9	38.6	35.2	35.3	39.5	41.4	42.5	42.7	42.7

Fuente: DANE-ECH (2002-2005) y DANE-GEIH (2007-2013), cálculos de los autores.

Cuadro A.2: Determinantes de la participación laboral (Urbano). Variable dependiente: *participación*

	(7) MS 25-59	(8) MC 25-59	(9) M 12-24	(10) H 12-24	(11) M > 59	(12) H > 59
<i>edad</i>	0.0355*** (0.001)	0.0471*** (0.001)	0.1499*** (0.004)	0.1535*** (0.005)	-0.0151*** (0.003)	0.0032 (0.005)
<i>edad2</i>	-0.0005*** (0.000)	-0.0006*** (0.000)	-0.0025*** (0.000)	-0.0021*** (0.000)	-0.0000 (0.000)	-0.0002*** (0.000)
<i>sin_edu</i>	-0.2447*** (0.006)	-0.0879*** (0.006)	-0.2736*** (0.005)	-0.2955*** (0.008)	0.0058 (0.005)	-0.0361*** (0.008)
<i>primaria</i>	-0.0642*** (0.004)	-0.0688*** (0.003)	-0.0833*** (0.007)	0.0816*** (0.008)	0.0084** (0.004)	0.0158** (0.007)
<i>primaria_comp</i>	-0.0455*** (0.003)	-0.0594*** (0.003)	-0.0558*** (0.005)	0.0945*** (0.007)	-0.002 (0.004)	0.0084 (0.007)
<i>secundaria</i>	-0.0343*** (0.003)	-0.0477*** (0.003)	-0.0831*** (0.003)	0.0155*** (0.004)	0.0043 (0.004)	0.0128* (0.008)
<i>terciaria</i>	0.0486*** (0.002)	0.1188*** (0.003)	0.0529*** (0.003)	-0.002 (0.004)	0.0359*** (0.008)	0.0463*** (0.011)
<i>terciaria_comp</i>	0.1002*** (0.002)	0.2118*** (0.003)	0.2104*** (0.009)	0.0728*** (0.013)	0.0598*** (0.008)	0.0858*** (0.010)
<i>post_terciaria</i>	0.1132*** (0.002)	0.2624*** (0.003)	0.2400*** (0.023)	0.1221*** (0.026)	0.1411*** (0.012)	0.2005*** (0.011)
<i>estudia</i>	-0.1141*** (0.004)	0.0033 (0.005)	-0.3222*** (0.003)	-0.4704*** (0.003)		
<i>1_menor_15</i>	0.0148*** (0.002)	-0.0107*** (0.002)			-0.0123*** (0.003)	0.0093** (0.005)
<i>2_menores_15</i>	0.0090*** (0.002)	-0.0408*** (0.003)			-0.0157*** (0.004)	0.0039 (0.006)
<i>3_menores_15</i>	0.0057* (0.003)	-0.0581*** (0.004)			-0.0032 (0.006)	0.0322*** (0.010)
<i>4_menores_15</i>	0.0071 (0.005)	-0.0575*** (0.006)			-0.0042 (0.010)	0.0260* (0.015)
<i>5_menores_15</i>	-0.0139 (0.008)	-0.0928*** (0.011)			0.0360** (0.017)	0.0577** (0.023)
<i>6.o.más.menores.15</i>	0.0026 (0.010)	-0.0947*** (0.012)			0.0165 (0.019)	0.0359 (0.033)
<i>menores_5.años</i>			-0.0031 (0.003)	0.0433*** (0.004)		
<i>casado</i>			-0.1832*** (0.003)	0.2909*** (0.007)	-0.0394*** (0.002)	0.0450*** (0.004)
<i>pensionado</i>					-0.0969*** (0.002)	-0.3570*** (0.003)
<i>mayoresnop</i>	-0.0314*** (0.001)	-0.0257*** (0.003)	-0.0202*** (0.003)	-0.0520*** (0.003)		
<i>desemp_h</i>	0.0035** (0.002)	0.0182*** (0.002)	0.0118*** (0.002)	0.001 (0.002)	-0.0207*** (0.002)	-0.0187*** (0.004)
<i>log_ing.res.h</i>	-0.0049*** (0.000)	-0.0041*** (0.000)	-0.0026*** (0.000)	-0.0047*** (0.000)	-0.0047*** (0.000)	-0.0049*** (0.000)
<i>N</i>	721,923	1,022,730	927,388	855,846	420,133	311,284
<i>Pseudo R²</i>	0.138	0.0752	0.304	0.453	0.120	0.210

Errores estándar entre paréntesis. Todos los modelos se estimaron con variables *dummy* para cada año de la muestra.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1