

5. Relación entre el estado de salud de los individuos y su participación laboral: evidencia para Colombia

Ana María Iregui-Bohórquez
Ligia Alba Melo-Becerra
María Teresa Ramírez-Giraldo*

La salud, como la educación, es un componente importante del capital humano que desempeña un papel crucial en el crecimiento económico como determinante de la oferta de trabajo (Becker, 1964; Strauss y Thomas, 1998; Weil, 2014). Malas condiciones de salud pueden afectar de manera negativa la productividad del trabajo y, en consecuencia, el crecimiento económico de largo plazo. Así, el estudio de la relación entre la percepción del estado de salud de los individuos y su participación laboral es importante debido al costo, en términos de la pérdida de producción e ingresos, de una reducción de la participación de la fuerza de trabajo como resultado de la condición de salud de los individuos.

La relación entre el estado de salud y la participación en el mercado laboral ha sido estudiada empíricamente por varios autores. Estos se han concentrado en los posibles problemas de endogeneidad asociados con las características no observables de los individuos, así como en la posible determinación simultánea de estas dos variables (véanse, por ejemplo, Stern, 1989; Cai y Kalb, 2006; Laplagne *et al.*, 2007). Dichos estudios también se han enfocado en la elección del indicador de la salud de los individuos y en los problemas asociados con su medición.

Aunque existe una amplia literatura sobre los determinantes de la participación en la fuerza laboral en Colombia (por ejemplo, Arango y Posada, 2005; Amador *et al.*, 2013; González *et al.*, 2014), la salud no se ha incluido en estos análisis. El objetivo de este capítulo es avanzar en el estudio de la relación entre el estado de salud de los individuos y

* Las autoras son investigadoras principales de la Unidad de Investigaciones del Banco de la República. Agradecemos a Ximena Cadena, Directora del Proyecto ELCA, por suministrarnos la información de la encuesta. También a Luis Eduardo Arango, Jesús Otero, Rainer Wilkelmann, Héctor Zárate y a un evaluador anónimo por sus comentarios y sugerencias y a Carmen Cecilia Delgado, Helena González y Sonia Salazar por su asistencia durante el desarrollo de esta investigación.

Las opiniones expresadas aquí son responsabilidad de las autoras y no reflejan necesariamente las opiniones del Banco de la República ni de su Junta Directiva.

su participación en la fuerza laboral en Colombia. Para ello, utilizamos información recogida por la primera etapa de la *Encuesta longitudinal colombiana* de la Universidad de los Andes (ELCA) para personas de ingresos medios y bajos que habitan en áreas urbanas. El análisis se realizó por género y grupos de edad. El estudio de este tema es importante para un país de ingresos medios como Colombia, dado que la estimación del impacto entre estas dos variables podría brindar información sobre las políticas públicas destinadas a mejorar la salud de las personas y el consiguiente efecto sobre el mercado de trabajo.

En términos generales, los resultados muestran que existe una relación positiva entre la salud y la participación en la fuerza laboral en ambas direcciones, lo que indica que una mejor percepción de salud aumenta la probabilidad de participar en el mercado laboral y que aquellos que participan tienen mayor probabilidad de reportar un mejor estado de salud. Sin embargo, hay diferencias importantes por género y grupos de edad.

Este capítulo se divide en cinco secciones, además de esta introducción; la primera sección contiene una breve revisión de la literatura; en la segunda, se presenta el modelo utilizado en las estimaciones; la tercera sección describe los datos utilizados en el análisis; en la cuarta, se discuten la estrategia empírica y los resultados, y en la última sección se presentan las principales conclusiones.

1. Revisión de la literatura

Los estudios teóricos que relacionan capital humano y mercado laboral se remontan a los trabajos de Schultz (1961), Becker (1964) y Grossman (1972). Según estos autores, la educación y la salud son los factores más importantes para determinar el acervo de capital humano de los individuos, y en esta medida son cruciales en su decisión de trabajar. A raíz de estos estudios teóricos, hubo un creciente interés por evaluar la relación entre la salud y la participación en el mercado laboral. Por ejemplo, Currie y Madrian (1999) presentan una revisión detallada de la literatura sobre la relación entre la salud y la participación laboral; en su estudio concluyen que la mala salud reduce la participación laboral, la productividad y los salarios.

Esta relación fue estudiada de manera específica para los Estados Unidos por Bartel y Taubman (1979), quienes estiman los efectos de enfermedades específicas sobre las tasas de salarios y horas de trabajo de gemelos hombres, de raza blanca y quienes, además, son veteranos de guerra. Los autores encuentran un fuerte efecto negativo sobre las ganancias y la oferta de trabajo de aquellos con algunas enfermedades crónicas, aunque el impacto depende de la enfermedad específica. También para los Estados Unidos, Stern (1989) estima el impacto de diferentes medidas de discapacidad sobre la participación en el mercado de trabajo y halla que cada medida explica una parte importante de la variación en la participación laboral.

Recientemente, Cai y Kalb (2006), Laplagne *et al.* (2007) y Cai (2010) examinan el efecto de la salud autopercebida sobre la participación de la fuerza de trabajo en Australia; encontraron una relación positiva entre la buena salud y la participación laboral, aunque con algunas diferencias por género y edad. También, para ese país, Harris (2009), Zhang *et al.* (2009) y Forbes *et al.* (2010) analizan el impacto de las enfermedades crónicas sobre

los resultados del mercado de trabajo; sus investigaciones concluyen que la reducción en la incidencia de enfermedades crónicas está asociada con mayores niveles de participación laboral y productividad. Holt (2010) y Carter *et al.* (2013) encuentran resultados similares para Nueva Zelanda. En Alemania, Jäckle y Himmeler (2010) muestran que la buena salud conduce a salarios más altos para los hombres, y para Canadá, Campolieti (2002) halla que la discapacidad tiene un efecto negativo sobre la participación laboral de los hombres mayores.

Por otra parte, Handa y Neitzert (1998), Mete y Schultz (2002), Pandey (2009) y Van Gameren (2010) estudian la relación entre la salud y la participación en la fuerza de trabajo de hombres y mujeres de edad avanzada en Jamaica, Taiwán, India y México, respectivamente. En general, los autores encuentran que la salud tiene un impacto positivo y significativo en la participación laboral, en especial para los hombres mayores

En cuanto a América Latina, el Banco Interamericano de Desarrollo presenta una colección de artículos en la que varios autores examinan la relación entre salud y salarios en diferentes países (Savedoff y Schultz, 2000). En México, Parker (2000) analiza esta relación para las personas mayores. En Perú, Murrugarra y Valdivia (2000) examinan los rendimientos de la salud a través de la distribución de los salarios de los adultos, mientras que Cortez (2000) estima la relación entre la salud y la productividad. Del mismo modo, para Nicaragua, Espinosa *et al.* (2000) evalúan la relación entre la productividad y el estado de salud. Por último, para Colombia, Ribero y Núñez (2000) analizan el impacto de dos indicadores de salud, días de incapacidad y estatura, en la productividad laboral y los salarios. En general, todos los documentos concluyen que la salud tiene un impacto significativo en los ingresos de los individuos

Vale la pena mencionar que para Colombia el efecto de los factores asociados con la salud individual sobre el mercado laboral no se ha analizado de un modo suficiente. Además del artículo de Ribero y Núñez (1999), Ribero (2000) estudia los determinantes de salud de los individuos y su efecto sobre la productividad en las zonas urbanas y rurales por género. La autora estima ecuaciones de Mincer, incluye indicadores de salud como regresores adicionales y encuentra que los días de incapacidad tienen una correlación débil con los ingresos, mientras que hay una correlación positiva entre la estatura y el ingreso. Por su parte, Gallego, Ramírez y Sepúlveda (2005) investigan los determinantes del estado de salud de los individuos; encontraron que el ingreso y la educación tienden a influenciar positivamente su salud, mientras que la edad la afecta de manera negativa. Otras investigaciones se han centrado, sobre todo, en la evaluación de los aspectos institucionales del sector de la salud —véanse, por ejemplo Bernal y Gutiérrez (2012) y Guerrero *et al.* (2011)—.

Por último, si bien existe una amplia literatura sobre la participación laboral en Colombia, el estado de salud no se ha considerado como un factor determinante —véanse, por ejemplo, López (1995); Tenjo y Ribero (1998); Santamaría (2001); Arango *et al.* (2003); Arango y Posada (2005) y González *et al.* (2014)—. Algunos autores estudian específicamente la participación laboral femenina sin tener en cuenta la salud —véanse, por ejemplo, Arango y Posada (2007); Robbins *et al.* (2009); Alvis-Guzmán *et al.* (2010); Castro *et al.* (2011); Amador *et al.* (2013) y Martínez (2013)—.

2. Descripción del modelo

El modelo utilizado en este trabajo sigue a Stern (1989), Cai y Kalb (2006) y Laplagne *et al.* (2007). El modelo relaciona la participación laboral y el estado de salud, teniendo en cuenta la endogeneidad potencial entre esas dos variables. En particular, dichos autores identifican tres causas que podrían explicar esta endogeneidad: 1. Las características no observables de los individuos (por ejemplo, la motivación, la capacidad innata o las preferencias); 2. La racionalización de la conducta, que ocurre cuando las personas justifican su no participación en la fuerza laboral reportando un mal estado de salud, cuando se utiliza la salud autopercibida como un indicador del estado de salud y 3. La determinación simultánea de la salud y la participación laboral. Según estos autores, la causalidad entre la salud y la participación laboral podría funcionar en ambos sentidos. La salud puede ser endógena a la oferta de trabajo, ya que con objeto de mejorar o mantener un estado de salud dado, los individuos tienen que invertir en su salud, para lo cual se requieren recursos. La disponibilidad de recursos puede depender de la participación laboral de la persona. A su vez, las actividades en el mercado de trabajo también lograrían tener un impacto directo en la salud individual.

El modelo relaciona la participación laboral y la salud por medio de tres ecuaciones¹. La primera de ellas determina la participación laboral con base en una medida latente de la verdadera salud y un conjunto de variables exógenas:

$$p_i^* = \gamma_1 h_i^{**} + \beta_1 X_{p,i} + \varepsilon_{1,i} \quad (1)$$

donde p_i^* es el valor latente de la participación laboral del individuo i ; h_i^{**} es la variable latente de la verdadera salud del individuo i ; $X_{p,i}$ es un conjunto de características exógenas del individuo i , y $\varepsilon_{1,i}$ es el término de error que se supone se distribuye normalmente. La segunda ecuación describe la determinación de la variable latente de la verdadera salud (h_i^{**}) condicionada a la participación laboral y a un conjunto de variables exógenas:

$$h_i^{**} = \gamma_2 p_i^* + \beta_2 X_{h,i} + \varepsilon_{2,i} \quad (2)$$

donde $X_{h,i}$ es un conjunto de características exógenas de los individuos y $\varepsilon_{2,i}$ es el término de error que se supone se distribuye normalmente. $X_{p,i}$ y $X_{h,i}$ pueden tener algunas variables en común. La tercera ecuación, asocia la verdadera salud y la salud autopercibida reportada (h_i^*), ya que la primera es no observable. En este caso, la variable h_i^* depende de la verdadera salud y de la participación en la fuerza de trabajo:

$$h_i^* = h_i^{**} + \alpha p_i^* + \mu_i \quad (3)$$

donde μ_i es el término de error, que se asume normalmente distribuido. Sustituyendo la ecuación (2) en la ecuación (3) se obtiene:

¹ Se sigue de cerca la notación de Cai y Kalb (2006).

$$h_i^* = \theta_h p_i^* + \beta_2 X_{h,i} + \varepsilon_{h,i} \quad (4)$$

donde $\theta_h = \gamma_2 + \alpha$; y $\varepsilon_{h,i} = \varepsilon_{2,i} + \mu_i$. A partir de (3), se deduce que $h_i^{**} = h_i^* - \alpha p_i^* - \mu_i$, y sustituyendo esto en la ecuación (1), se obtiene:

$$p_i^* = \theta_p h_i^* + \beta_p X_{p,i} + \varepsilon_{p,i} \quad (5)$$

donde $\theta_p = \frac{\gamma_1}{1 + \gamma_1 \alpha}$; $\beta_p = \frac{\beta_1}{1 + \gamma_1 \alpha}$ y $\varepsilon_{p,i} = \frac{\varepsilon_{1,i} - \gamma_1 \mu_i}{1 + \gamma_1 \alpha}$. Como Cai y Kalb (2006) mencionan, $\varepsilon_{h,i}$ y $\varepsilon_{p,i}$ están correlacionados por medio de μ_i aun si se asume que $\varepsilon_{1,i}$ y $\varepsilon_{2,i}$ son independientes. Sin embargo, es muy probable que $\varepsilon_{1,i}$ y $\varepsilon_{2,i}$ estén correlacionados debido a la presencia de variables no observables que pueden afectar tanto la participación laboral como la salud.

Las ecuaciones (4) y (5) constituyen un sistema de ecuaciones simultáneas y los parámetros a estimar son θ_h , θ_p , y β_p . Las formas reducidas de las ecuaciones (4) y (5) pueden escribirse como:

$$h_i^* = \left[\frac{1}{1 - \theta_h \theta_p} \right] [\theta_h \beta_p X_{p,i} + \beta_h X_{h,i} + (\varepsilon_{h,i} + \theta_h \varepsilon_{p,i})] \quad (6)$$

y

$$p_i^* = \left[\frac{1}{1 - \theta_h \theta_p} \right] [\theta_p \beta_h X_{h,i} + \beta_p X_{p,i} + (\varepsilon_{p,i} + \theta_p \varepsilon_{h,i})] \quad (7)$$

donde se asume que $\varepsilon_{p,i}$ y $\varepsilon_{h,i}$ siguen una distribución estándar normal bivariada con un coeficiente de correlación ρ

3. Datos

Los datos utilizados en este trabajo provienen de la primera ronda de la Encuesta Longitudinal Colombiana de la Universidad de los Andes (ELCA), que recoge información detallada sobre empleo, ingreso, consumo, educación, salud, composición de los hogares y capital social². Otras encuestas disponibles, como la Encuesta de Calidad de Vida (del Departamento Nacional de Estadística), tienen buena información socioeconómica, pero la de salud es bastante limitada. De otro lado, la Encuesta Nacional de Salud (del Ministerio de Salud) se especializa en variables relacionadas con la salud, por lo que en ella la información sobre el mercado de trabajo es bastante limitada.

² Para el análisis empírico, solo se dispone de la primera ronda de la Encuesta Longitudinal Colombiana de la Universidad de los Andes, y en esta medida se utilizan datos de corte transversal. Una de las posibles desventajas de utilizar estos datos, frente a los datos de panel, sería que no permite controlar una potencial heterogeneidad no observable en las variables de salud y participación laboral, al brindar estimadores menos eficientes frente a los que se obtendrían si se utilizaran datos de panel.

La ELCA se realizó durante el primer semestre de 2010 y se aplicó a 10.800 hogares (6.000 en las zonas urbanas y 4.800 en las rurales). El análisis empírico se centra en la muestra urbana, que es representativa de los hogares en los primeros cuatro estratos socioeconómicos, en las siguientes cinco regiones del país: Bogotá, Central, Oriental, Atlántica y Pacífico³. Nos concentramos en las respuestas del jefe del hogar y su cónyuge, mayores de 12 años y menores de 66 y se obtuvo una muestra total de 8.574 personas en edad de trabajar⁴. La muestra se dividió por género y grupos de edad, en hombres y mujeres entre 13 y 40 años y hombres y mujeres con edades comprendidas entre 41 y 65 años.

La ELCA contiene amplia información sobre la participación laboral de los individuos y su estado de salud. Respecto a la primera, se les preguntó a las personas si durante la semana anterior, él o ella había trabajado en forma remunerada durante al menos una hora, había trabajado como ayudante familiar sin remuneración durante al menos una hora, no trabajó pero tenía un empleo o trabajo de al menos una hora, trabajó durante al menos una hora y buscó trabajo, estaba incapacitado de manera permanente para trabajar, o ninguna de las anteriores. Si la persona respondió afirmativamente alguna de las cuatro primeras alternativas, se considera que él/ella participa en la fuerza laboral y la variable toma el valor de 1; si el individuo respondió afirmativamente alguna de las dos últimas alternativas, se considera que él/ella no participa en la fuerza laboral y la variable toma el valor de 0. En esta muestra, el 70% de los individuos participa en el mercado laboral.

En lo que corresponde a la variable salud, es importante mencionar que la literatura identifica dos tipos de indicadores de salud: objetivos y subjetivos (Currie y Madrian, 1999). En general, no hay consenso en cuanto a qué medida es la más adecuada; la elección depende, sobre todo, de la disponibilidad de la información. Algunos ejemplos de los indicadores más utilizados son: 1. Salud autopercebida; 2. Limitaciones a la capacidad de trabajar o realizar actividades cotidianas; 3. Presencia de enfermedades (específicas y/o crónicas); 4. Uso del seguro de salud; 5. Presencia de malos hábitos de salud (alcohol, drogas, tabaco, etc.), y 6. Estado nutricional, como el peso, la altura o el índice de masa corporal. En este trabajo, utilizamos el estado de salud autopercebido incluido en la encuesta.

De manera específica, en la encuesta se pidió a las personas evaluar, en una escala de 0 a 100, su estado de salud actual. En esta escala, 100 corresponde a la mejor condición de salud y 0 a la peor. Con base en la distribución de las respuestas a esta pregunta, se creó una variable categórica para indicar la percepción de la salud individual⁵. Esta variable contiene cuatro categorías: excelente = 3 (respuestas entre 90 y 100); buena = 2 (respuestas entre 79 y 89); regular = 1 (respuestas entre 50 y 78) y mala = 0 (respuestas menores de 50). En la muestra, el 48% de las personas reportan una salud excelente, 34% buena salud, 15% salud regular, y 3% mala salud. Además, tanto los hombres como las mujeres más jóvenes reportan una mejor salud que los mayores. Por ejemplo, mientras que el 61%

³ Los estratos uno a cuatro incluyen hogares de ingresos bajos y medios. La encuesta excluye los estratos cinco y seis, que corresponden a los estratos socioeconómicos más altos.

⁴ En Colombia, la población en edad de trabajar, en zonas urbanas, incluye personas de 12 años y más.

⁵ Es importante señalar que la salud autopercebida podría utilizarse para racionalizar la participación laboral. Cai y Kalb (2006) afirman que la racionalización haría que la variable salud sea endógena y su efecto sería sobrestimado. Además, es importante tener en cuenta que esta medida de salud puede sufrir errores de medición en las respuestas de los encuestados.

de los hombres jóvenes reportan una salud excelente, 44% de los hombres mayores lo reportan; para las mujeres, estos porcentajes son del 51% y 38%, respectivamente.

El Cuadro 1 relaciona la participación laboral con el estado de salud autopercebida para la muestra completa, así como para cada uno de los grupos definidos antes. Los resultados indican que para todos los grupos, el porcentaje de personas en la fuerza laboral aumenta con una mejor salud. Por ejemplo, en la muestra completa, mientras que el 43,6% de las personas que reportaron problemas de salud no están en el mercado laboral, solo el 26,9% de los individuos con una salud excelente no lo están. En general, para todas las categorías de salud autopercebida, los hombres participan más que las mujeres; asimismo, hombres y mujeres mayores participan menos que los más jóvenes.

Teniendo en cuenta la posible endogeneidad discutida antes, se estimó un modelo de ecuaciones simultáneas⁶. Más específicamente, consideramos una ecuación para la participación laboral y otra para el estado de salud. Aunque ambas ecuaciones comparten algunas de las variables explicativas, se incluye un conjunto diferente de regresores en cada ecuación para garantizar la identificación de los parámetros del modelo (véase el Apéndice B para una descripción de las variables y sus estadísticas descriptivas).

La ecuación de participación laboral incluye las variables consideradas tradicionalmente en la literatura, como la edad, la edad al cuadrado, el estado civil, el nivel de estudios (técnicos, tecnológicos, universitarios, de posgrado), los ingresos diferentes a las rentas del trabajo, y la presencia de niños menores de 5 años en el hogar. También se controló por la región en la que vive la familia, por la participación del cónyuge en la fuerza de trabajo, y si el hogar es beneficiario del programa Familias en Acción. Por último, como uno de los principales objetivos de este trabajo es comprobar si la salud afecta la participación laboral, la variable de la condición de salud autopercebida del individuo se incluyó como un regresor adicional.

Cuadro 1
Relación entre la participación laboral y el estado de salud autopercebida

Fuerza de trabajo	Salud autopercebida				Total
	Excelente (3)	Buena (2)	Regular (1)	Mala (0)	
	(porcentaje)				
Muestra completa					
Participa	73,1	70,7	63,5	56,4	70,3
No participa	26,9	29,3	36,5	43,6	29,7
Hombres					
Participa	92,4	87,9	85,6	74,7	89,6
No participa	7,6	12,1	14,4	25,3	10,4
Hombres entre 13 y 40 años					
Participa	94,9	92,3	94,3	88,5	94,0
No participa	5,1	7,7	5,7	11,5	6,0

⁶ Véase por ejemplo, Cai y Kalb (2006) y Zhang *et al.* (2009).

Cuadro 1 (continuación)

Relación entre la participación laboral y el estado de salud autopercebida

Fuerza de trabajo	Salud autopercebida				Total
	Excelente (3)	Buena (2)	Regular (1)	Mala (0)	
	(porcentaje)				
Hombres entre 41 y 65 años					
Participa	89,4	85,0	81,8	68,9	85,9
No participa	10,6	15,0	18,2	31,1	14,1
Mujeres					
Participa	56,5	58,2	51,4	48,2	55,8
No participa	43,5	41,8	48,6	51,8	44,2
Mujeres entre 13 y 40 años					
Participa	56,9	59,7	56,4	51,3	57,6
No participa	43,1	40,3	43,6	48,8	42,4
Mujeres entre 41 y 65 años					
Participa	55,9	56,7	48,2	46,0	54,1
No participa	44,1	43,3	51,8	54,0	45,9

Fuente: cálculos de los autores con base en el Apéndice A.

En cuanto a la ecuación de la salud, además del conjunto de variables comunes (edad, estado civil, nivel educativo y ubicación geográfica del hogar), se considera el grupo étnico de la persona y el estrato socioeconómico de la familia. Con el fin de tener en cuenta los factores genéticos se incluyeron dos variables dicótomas que indican si el padre/madre tenía/tiene una enfermedad crónica. Además, para tener en cuenta el impacto del régimen de seguridad social al que pertenece el individuo, consideramos si está afiliado al régimen contributivo de salud. En Colombia, el sistema de seguridad social en salud consta de tres regímenes, cada uno con diferentes servicios de salud: contributivo, no contributivo (subsidiado) y especial (por ejemplo, las Fuerzas Armadas y la Policía Nacional)⁷. En la muestra utilizada, el 56,4% de los individuos están afiliados al régimen contributivo, 39,4% al régimen subsidiado, y el 4,2% al régimen especial. Del mismo modo, para evaluar el efecto de los programas del gobierno en la salud de las personas, se incluye el programa Familias en Acción como una variable dicótoma para indicar si el hogar es un beneficiario del programa⁸. Por otra parte, consideramos los factores de riesgo asociados con la vivienda donde vive la familia, que podrían afectar la salud del individuo; específicamente, si la residencia se encuentra cerca de lugares riesgosos (por ejemplo, fábricas, vertederos, mataderos, plantas

⁷ El régimen contributivo funciona como un sistema de seguros que ofrece un plan básico de salud. Este cubre a los trabajadores vinculados con un contrato de trabajo, pensionados y trabajadores independientes. El régimen no contributivo o subsidiado cubre a las personas más pobres y vulnerables en el país y se financia con recursos públicos (Melo y Ramos, 2010). Es importante mencionar que la Sentencia de la Corte Constitucional T-760 de 2008, ordenó igualar los planes de beneficios de los regímenes contributivo y subsidiado. Sin embargo, en el momento de realizar la encuesta, los regímenes contributivo y subsidiado prestaban diferentes servicios de salud.

⁸ Familias en Acción es un programa gubernamental dirigido a las familias en situación de pobreza y vulnerabilidad, que proporciona transferencias monetarias condicionadas con el fin de complementar los ingresos y mejorar la salud y la educación de los niños menores de 18 años.

de energía, tuberías de aguas residuales), y si la vivienda se ha visto afectada por desastres naturales (por ejemplo, inundaciones, avalanchas, desbordamiento de ríos, terremotos). Por último, para tener en cuenta la posible endogeneidad entre la salud y la fuerza de trabajo, en esta ecuación se incluyó la variable participación laboral.

4. Estrategia empírica y resultados

Conforme a la especificación teórica del modelo, la simultaneidad es una característica importante en nuestra estimación. Vale la pena señalar que en la ecuación de la participación laboral la variable dependiente es binaria, mientras que en la ecuación de salud la variable dependiente es ordinal (cuatro categorías). Si simplificamos el modelo y dejamos de lado la parte ordenada, entonces de manera esencial tenemos un modelo de tipo probit bivariado con simultaneidad completa, lo cual es “lógicamente inconsistente”; véanse, por ejemplo, Maddala (1983, p. 119) y Winkelmann y Boes (2006). Por lo tanto, se decidió utilizar modelos de probabilidad lineales y mínimos cuadrados ordinarios⁹.

Específicamente, estimamos los efectos de la salud y de la participación laboral de los individuos por medio de variables instrumentales y mínimos cuadrados en dos etapas (VI-MC2E) para abordar la endogeneidad potencial entre estas variables —Laplagne *et al.* (2007); Cai y Kalb (2006); Cai (2010) y Bartel y Taubman (1979)—. De no hacerlo, se obtendrían estimaciones sesgadas e inconsistentes. En este método de estimación, cada ecuación es estimada por separado y todas las variables exógenas son utilizadas como instrumentos (véase Wooldridge, 2006).

Inicialmente, se prueba la endogeneidad de la variable salud en la ecuación de participación laboral y la endogeneidad de la variable participación laboral en la ecuación de salud, con el fin de determinar si el método de estimación es el apropiado¹⁰. Si la variable salud no es endógena, se estima un modelo probit para la participación en la fuerza laboral. A su vez, si la variable participación laboral tampoco lo es, se estima un modelo probit ordenado para la salud, dado que la variable estado de salud tiene cuatro categorías ordenadas, a saber, mala = 0, regular = 1, buena = 2 y excelente = 3. Los modelos se estiman para cuatro grupos diferentes: mujeres entre 13 y 40 años, hombres en el mismo rango de edad, mujeres entre 41 y 65 años y hombres de las mismas edades. En todos los casos, las condiciones de identificación (orden y rango) indican que ambas ecuaciones están sobreidentificadas.

El Cuadro 2 presenta los resultados de las ecuaciones de participación laboral de las mujeres entre 13 y 40 años y entre 41 y 65 años y el Cuadro 3 muestra los resultados

⁹ Otro método de estimación podría ser el probit bivariado. Este método no permite que consideremos ni simultaneidad completa ni las cuatro categorías en la variable de estado de salud. No obstante, se estimaron modelos probit bivariados, asumiendo dos categorías para la variable salud (buena y mala). Estos resultados no son reportados aquí, pero están disponibles. Además, un método alternativo podría ser mínimos cuadrados en tres etapas. Sin embargo, decidimos no presentar los resultados de este método de estimación debido a que los estimadores son inconsistentes cuando los errores son heteroscedásticos.

¹⁰ Se utilizaron dos pruebas de endogeneidad: la de *Wooldridge's score test* y una prueba de exogeneidad que admite errores heteroscedásticos y autocorrelacionados. Para más detalles véase Wooldridge (2006), capítulo 15, p. 532. Junto con estas pruebas, se realizaron pruebas de la significancia conjunta de los instrumentos utilizados y de las restricciones de sobre-identificación en el modelo (véase el Apéndice C).

para los hombres entre los mismos rangos de edad¹¹. Al principio, los modelos se estimaron utilizando variables instrumentales y mínimos cuadrados en dos etapas en todos los grupos. A continuación, se realizaron pruebas de endogeneidad para el estado de salud; la hipótesis nula de exogeneidad es rechazada en el grupo de mujeres entre 13 y 40 años (véase el Apéndice C); en todos los otros casos la hipótesis no es rechazada. Así, en el caso de las mujeres entre 13 y 40 años de edad, la salud es endógena a la participación laboral, lo que indica que para mantener o mejorar la salud se requieren recursos que dependen de su participación en el mercado laboral. Esta endogeneidad podría estar relacionada con la edad fértil de este grupo, o ser el resultado de características no observables. Por ejemplo, la aspiración de tener una carrera puede no solo aumentar la probabilidad de participación, sino también hacerlas más vulnerables a los problemas de salud relacionados con el estrés, al tratar de combinar las exigencias de una carrera laboral y las responsabilidades familiares (Cai y Kalb, 2006). Además, para este grupo, el coeficiente indica que una mejor salud aumenta la probabilidad de participación.

Cuadro 2
Ecuación de participación laboral femenina por grupos de edad

Variables	Mujeres entre 13 y 40 años		Mujeres entre 41 y 65 años	
	VI-MC2E	Errores estándar robustos	<i>Probit</i>	Errores estándar robustos
Salud	0,3178***	(0,091)		
Salud regular (1)			0,1443	(0,140)
Salud buena (2)			0,2872**	(0,136)
Salud excelente (3)			0,2490*	(0,136)
Edad	0,0638***	(0,018)	0,2151***	(0,071)
Edad al cuadrado	-0,0008***	(0,000)	-0,0026***	(0,000)
Estado civil	-0,1492**	(0,062)	-0,2768**	(0,110)
Mujer jefe de hogar	0,0673*	(0,041)	0,2630***	(0,092)
Educación técnica (con título)	0,0290	(0,041)	0,3558***	(0,137)
Educación tecnológica (con título)	-0,0565	(0,078)	0,7923***	(0,221)
Educación universitaria (con título)	0,1451***	(0,056)	0,8889***	(0,140)
Posgrado (con título)	0,1703*	(0,103)	0,9617***	(0,209)
Región Atlántica	-0,1654***	(0,038)	-0,2979***	(0,092)
Región Oriental	-0,0016	(0,036)	-0,0530	(0,091)
Región Central	-0,1779***	(0,041)	-0,5047***	(0,084)
Región Pacífico	-0,0961***	(0,037)	-0,2152**	(0,091)
Ln otros ingresos	-0,0071	(0,005)	-0,0086	(0,008)
Cónyuge en fuerza laboral	-0,0359	(0,052)	0,1208	(0,086)
Niños menores de 5 años	-0,0757***	(0,025)	-0,1943	(0,133)
Programa Familias en Acción	0,0016	(0,031)	0,0573	(0,076)
Constante	-1,1021***	(0,332)	-4,3242**	(1,822)
Número de observaciones	2.128		2.415	

*** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

Fuente: cálculos de los autores.

¹¹ El Apéndice D presenta los efectos marginales de los modelos *probit* estimados.

Cuadro 3
Ecuación de participación laboral masculina por grupos de edad

Variables	Hombres entre 13 y 40 años		Hombres entre 41 y 65 años	
	<i>Probit</i>	Errores estándar robustos	<i>Probit</i>	Errores estándar robustos
Salud regular (1)	0,2255	(0,392)	0,4408**	(0,193)
Salud buena (2)	0,1064	(0,363)	0,5540***	(0,185)
Salud excelente (3)	0,3024	(0,361)	0,6681***	(0,186)
Edad	0,2485***	(0,084)	0,1684*	(0,086)
Edad al cuadrado	-0,0039***	(0,001)	-0,0020**	(0,000)
Estado civil	0,5932***	(0,160)	0,1510	(0,140)
Educación técnica (con título)	0,4340	(0,302)	0,1885	(0,192)
Educación tecnológica (con título)	-0,0728	(0,363)	0,2682	(0,275)
Educación universitaria (con título)	-0,2537	(0,209)	0,4028**	(0,185)
Región Atlántica	-0,0906	(0,162)	0,1576	(0,126)
Región Oriental	0,1662	(0,167)	0,1572	(0,123)
Región Central	0,0364	(0,173)	-0,0425	(0,118)
Región Pacífico	0,0140	(0,163)	0,1117	(0,123)
Ln otros ingresos	-0,0270	(0,017)	-0,0267***	(0,009)
Cónyuge en fuerza laboral	-0,1862	(0,113)	0,1146	(0,079)
Niños menores de 5 años	0,1829*	(0,106)	0,1516	(0,140)
Programa Familias en Acción	0,0065	(0,130)	-0,0700	(0,106)
Constante	-3,0386**	(1,282)	-2,1907	(2,268)
Número de observaciones	1.676		1.919	

*** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

Fuente: cálculos de los autores.

En el resto de los grupos, la exogeneidad de la salud sugiere que el estado de salud de un individuo es independiente de su participación o no en la fuerza laboral. Este resultado podría explicarse, en parte, por el hecho de que en 2010 la cobertura de salud para la población era casi universal. En los casos en que la variable de salud es exógena a la participación laboral (mujeres entre 41 y 61 años y hombres entre 13 y 40 y entre 41 y 65 años) se utilizaron modelos *probit*. Para estos grupos, en el Cuadro 4 se presentan algunas probabilidades condicionadas de la participación laboral.

En general, los efectos de las variables exógenas sobre la participación laboral tienen el signo esperado. Con respecto al estado de salud, una mejoría de esta aumenta la probabilidad de participación, lo que es consistente con la teoría del capital humano. Cabe destacar que el efecto positivo de la educación en la participación de la mano de obra es más importante para las mujeres que para los hombres de ambos grupos de edad: cuanto mayor es el nivel educativo, mayor es la probabilidad de participación. En particular, para los hombres y las mujeres entre 41 y 65 años, la diferencia en la probabilidad de participación entre quienes tienen un título universitario y quienes no lo tienen es mayor para las mujeres (32 puntos porcentuales) que para los hombres (8 puntos porcentuales) (Cuadro 4).

Cuadro 4
Algunas probabilidades condicionadas de la participación laboral^{a/}

	Mujeres entre 41 y 65 años	Hombres entre 13 y 40 años	Hombres entre 41 y 65 años
Estado de salud			
Malo (0)	0,4014	0,6135	0,7091
Regular (1)	0,4393	0,6503	0,8338
Bueno (2)	0,4973	0,6935	0,8663
Excelente (3)	0,4725	0,7912	0,8894
Porcentaje de cambio de salud mala a excelente	17,7		25,4
Casado (o en unión libre)	0,4435	0,7587	0,8785
No casado	0,5988	0,6127	0,8189
Con niños menores de 5 años	0,3898	0,9239	0,8946
Sin niños menores de 5 años	0,5089	0,6479	0,8553
Título universitario	0,7724	0,6812	0,9381
Sin título universitario	0,4572	0,7333	0,8631
Cónyuge participa en el mercado laboral	0,4664	0,7798	0,8894
Cónyuge no participa en el mercado laboral	0,4825	0,6677	0,8384
Casado y con título universitario	0,7518	0,7024	0,9453
Casado y sin título universitario	0,4268	0,7618	0,8748
Casado y con niños menores de 5 años	0,3760	0,9301	0,9002
Casado y sin niños menores de 5 años	0,4770	0,6729	0,8677
Con niños menores de 5 años y título universitario	0,7308	0,8758	0,9618
Con niños menores de 5 años y sin título universitario	0,3706	0,9267	0,8908
Excelente salud y título universitario	0,7685	0,7347	0,9468
Excelente salud y sin título universitario	0,4520	0,7952	0,8854

^{a/} Se calcularon las probabilidades condicionadas para aquellas variables significativas en las estimaciones de los modelos *probit*.

Fuente: cálculos de los autores.

Según los coeficientes de edad y edad al cuadrado, la participación laboral aumenta con la edad hasta cerca de los 40 años cuando comienza a declinar. Desde el punto de vista de las empresas, la contratación de personas mayores podría llegar a ser más costosa debido a las dificultades asociadas con el deterioro de la salud que se presentan en la edad madura. Como resultado, las empresas ofrecen salarios más bajos, lo cual es percibido por el trabajador, lo que lleva a un menor nivel de participación laboral.

La presencia en el hogar de niños menores de 5 años no tiene un efecto sobre la participación laboral de hombres y mujeres mayores de 40 años. Un resultado interesante para las mujeres entre 13 y 40 años es que la probabilidad de participación se reduce en ocho puntos porcentuales para aquellas que tienen niños menores de cinco años en comparación con quienes no los tienen (Cuadro 2). De otro lado, para los hombres entre 13 y 40 años, la presencia de niños menores de 5 años aumenta la probabilidad de participación laboral (Cuadro 3). De hecho, la diferencia en la probabilidad de participación de los hombres entre 13 y 40 años con y sin niños menores de cinco años es de alrededor de 28 puntos porcentuales (Cuadro 4). Estos resultados podrían explicarse por factores culturales, como las actitudes tradicionales de género todavía enraizadas en varios países

de América Latina (véanse, por ejemplo, Contreras y Plaza [2010] para el caso de Chile). En particular, las preferencias asociadas a la crianza de los niños y la falta de servicios de guardería podrían explicar el impacto negativo en la participación laboral femenina, mientras que el efecto positivo sobre la participación de los hombres entre 13 y 40 años se explicaría porque en la mayoría de los hogares los hombres serían la principal fuente de sustento.

De la misma manera, el impacto negativo en la participación laboral de la mujer por estar casada indica que la probabilidad de participación se reduce con la presencia de la pareja en el hogar. Por el contrario, dicha probabilidad en el caso de los hombres entre 13 y 40 años es positiva para los casados o en unión libre¹². Por otra parte, en el caso de las mujeres, el hecho de ser jefe del hogar tiene un impacto positivo en su participación.

En cuanto a otras fuentes de ingresos diferentes al salario, se encontró que la disponibilidad de este tipo de ingresos en el hogar reduce la probabilidad de participar en la fuerza laboral de los hombres mayores de 40 años. Por último, en cuanto a la ubicación de los hogares, la probabilidad de participación es mayor en Bogotá, la región de referencia, que en otras partes del país.

En lo referente al estado de salud, como se esperaba, una mejor salud aumenta la probabilidad de participación laboral. De manera específica, para las mujeres y hombres entre 41 y 65 años una mejora en el estado de salud que pase de malo a excelente aumenta la probabilidad de participación en cerca de 18% y 25%, respectivamente (Cuadro 4). Además, para todos los estados de salud, la probabilidad de participación es mayor en los hombres entre 41 y 65 años que para las mujeres del mismo grupo de edad.

Después se realizó la estimación de las ecuaciones de salud para mujeres y hombres entre 13 y 40 años y mayores de 40 años, respectivamente (cuadros 5 y 6)¹³. Al igual que en las ecuaciones de participación laboral, al inicio utilizamos variables instrumentales y mínimos cuadrados en dos etapas para todos los grupos. Se realizaron las pruebas de endogeneidad para la participación laboral y la hipótesis nula de exogeneidad no fue rechazada para las mujeres entre 13 y 40 años y para los hombres entre 41 y 65 años (véase el Apéndice C). En estos casos, se utilizaron modelos *probit* ordenados, ya que la variable salud consta de cuatro categorías¹⁴. El Cuadro 7 presenta algunas probabilidades condicionadas del estado de salud.

¹² Los resultados para los hombres de esta franja etaria difieren de los obtenidos por Cai y Kalb (2006) en Australia. En particular, mientras que la presencia de los niños pequeños afecta de manera negativa la probabilidad de participación en Australia, en Colombia el impacto es positivo. Además, para este grupo, la educación y la salud tienen un efecto positivo sobre la participación laboral en Australia, en tanto que ni la educación ni la salud tienen un impacto significativo en la participación laboral en Colombia. Estos resultados podrían indicar diferencias en el mercado de trabajo, así como factores culturales.

¹³ El Apéndice E presenta los efectos marginales de las estimaciones de los modelos *probit* ordenados.

¹⁴ Los parámetros de umbral estimados en todos los modelos son estadísticamente diferentes el uno del otro; por lo tanto, se mantuvieron las cuatro categorías de la variable dependiente en todos los modelos. Se utilizó una prueba de Wald para probar la diferencia entre los parámetros de umbral. Los resultados de las pruebas, así como los efectos marginales para todos los modelos, se encuentran disponibles.

Cuadro 5
Ecuación de salud para mujeres por grupos de edad

Variables	Mujeres entre 13 y 40 años		Mujeres entre 41 y 65 años	
	<i>Oprobit</i>	Errores estándar robustos	VI-MC2E	Errores estándar robustos
Participación laboral	0,0086	(0,050)	-0,6345*	(0,383)
Edad	-0,0200***	(0,004)	-0,0261***	(0,007)
Estado civil	0,0610	(0,056)	-0,1654**	(0,067)
Educación técnica (con título)	0,1176	(0,088)	0,0565	(0,1103)
Educación tecnológica (con título)	0,3630**	(0,151)	0,4566***	(0,134)
Educación universitaria (con título)	0,4362***	(0,118)	0,3964***	(0,130)
Posgrado (con título)	0,3025	(0,241)	0,2895*	(0,165)
Región Atlántica	0,1088	(0,080)	0,2079***	(0,078)
Región Oriental	-0,0590	(0,074)	0,0239	(0,066)
Región Central	0,2564***	(0,084)	0,1798**	(0,088)
Región Pacífico	0,0235	(0,077)	0,0304	(0,075)
Grupo étnico	0,0928	(0,087)	-0,0113	(0,073)
Estrato socioeconómico	0,0341	(0,035)	0,0948***	(0,026)
Enfermedad crónica del padre	-0,1957***	(0,049)	-0,0233	(0,040)
Enfermedad crónica de la madre	-0,1145**	(0,049)	-0,0737*	(0,039)
Régimen contributivo de salud	0,1837***	(0,051)	0,1392***	(0,043)
Vivienda ubicada cerca a lugares riesgosos	-0,0279	(0,049)	-0,0917**	(0,040)
Vivienda afectada por desastres naturales	-0,0280	(0,075)	0,0187	(0,064)
Programa Familias en Acción	0,1314**	(0,061)	0,0831	(0,061)
Constante			3,3569***	(0,639)
Número de observaciones	2.430		2.363	

*** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

Fuente: cálculos de los autores.

Cuadro 6
Ecuación de salud para hombres por grupos de edad

Variables	Hombres entre 13 y 40 años		Hombres entre 41 y 65 años	
	VI-MC2E	Errores estándar robustos	<i>Oprobit</i>	Errores estándar robustos
Participación laboral	1,4696*	(0,795)	0,2655***	(0,076)
Edad	-0,0116***	(0,003)	-0,0259***	(0,003)
Estado civil	-0,1391	(0,106)	-0,1266	(0,104)
Educación técnica (con título)	0,0153	(0,077)	-0,0025	(0,134)
Educación tecnológica (con título)	0,0179	(0,126)	0,2522	(0,198)
Educación universitaria (con título)	0,1086	(0,080)	0,3295***	(0,105)
Posgrado (con título)	0,1582	(0,120)	0,2438	(0,151)
Región Atlántica	0,0911	(0,065)	0,1770**	(0,090)
Región Oriental	-0,0586	(0,062)	-0,0071	(0,088)

Cuadro 6 (continuación)
Ecuación de salud para hombres por grupos de edad

Variables	Hombres entre 13 y 40 años		Hombres entre 41 y 65 años	
	VI-MC2E	Errores estándar robustos	Oprobit	Errores estándar robustos
Región Central	0,1682***	(0,059)	0,3516***	(0,084)
Región Pacífico	-0,0649	(0,065)	0,0286	(0,087)
Grupo étnico	-0,0780	(0,081)	-0,0490	(0,091)
Estrato socioeconómico	0,0199	(0,025)	0,0695*	(0,035)
Enfermedad crónica del padre	-0,1269***	(0,043)	-0,1755***	(0,052)
Enfermedad crónica de la madre	-0,0890**	(0,040)	-0,1344**	(0,053)
Régimen contributivo de salud	0,1546***	(0,043)	0,2895***	(0,057)
Vivienda ubicada cerca a lugares riesgosos	-0,0207	(0,039)	-0,0500	(0,056)
Vivienda afectada por desastres naturales	-0,0431	(0,067)	-0,0003	(0,087)
Programa Familias en Acción	0,1074*	(0,054)	0,2552***	(0,077)
Constante	1,4249**	(0,663)		
Número de observaciones	1.659		1.916	

*** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,1.

Fuente: cálculos de los autores.

La endogeneidad de la participación laboral en la ecuación de salud para los hombres entre 13 y 40 años y las mujeres entre 41 y 65 años podría ser el resultado de racionalización y/o de características no observables, como se mencionó. Sin embargo, mientras que para los hombres entre 13 y 40 años el coeficiente positivo y significativo podría indicar la racionalización del comportamiento, para las mujeres entre 41 y 65 años el coeficiente negativo indicaría que, si existe la racionalización del comportamiento, su impacto es bajo, y que las malas condiciones de trabajo y el estrés asociado con el empleo podrían compensar los posibles efectos positivos de la participación. Este resultado no es sorprendente, ya que las mujeres entre 41 y 65 años son menos propensas a la presión social para atribuir la no participación a problemas de salud, según lo explicado por Cai y Kalb (2006)¹⁵. Para los hombres entre 41 y 65 años, en los que la participación laboral es exógena al estado de salud, la probabilidad de tener una excelente salud es mayor para aquellos que participan en comparación con quienes no lo hacen (Cuadro 7).

¹⁵ Para Australia, Cai y Kalb (2006) encuentran, para las mujeres mayores, una relación positiva entre la participación laboral y la salud autopercebida, lo que indicaría diferentes condiciones de trabajo entre los dos países.

Cuadro 7
Algunas probabilidades condicionadas del estado de salud^{a/}

	Mujeres entre 13 y 40 años; estado de salud				Hombres entre 41 y 65 años; estado de salud			
	Malo (0)	Regular (1)	Bueno (2)	Excelente (3)	Malo (0)	Regular (1)	Bueno (2)	Excelente (3)
Participación laboral					0,0162	0,1123	0,3205	0,5510
No participa en el mercado laboral					0,0332	0,1709	0,3664	0,4296
Título universitario	0,0154	0,0871	0,2759	0,6215	0,0053	0,0568	0,2409	0,6970
Sin título universitario	0,0505	0,1738	0,3504	0,4253	0,0224	0,1348	0,3405	0,5023
Enfermedad crónica del padre	0,0646	0,1998	0,3615	0,3741	0,0291	0,1582	0,3599	0,4528
Sin enfermedad crónica del padre	0,0378	0,1483	0,3360	0,4779	0,0163	0,1116	0,3179	0,5542
Enfermedad crónica de la madre	0,0588	0,1900	0,3583	0,3928	0,0272	0,1529	0,3571	0,4628
Sin enfermedad crónica de la madre	0,0379	0,1474	0,3340	0,4807	0,0155	0,1073	0,3121	0,5651
Régimen contributivo de salud	0,0378	0,1473	0,3341	0,4809	0,0135	0,1003	0,3066	0,5796
Sin régimen contributivo de salud	0,0602	0,1924	0,3595	0,3879	0,0302	0,1635	0,3658	0,4405

^{a/} Se calcularon las probabilidades condicionadas para aquellas variables significativas en las estimaciones de los modelos *probit* ordenados.

Fuente: cálculos de los autores.

Respecto a los efectos de las variables exógenas sobre el estado de salud, encontramos que, en general, los coeficientes estadísticamente significativos tienen el signo esperado. Las personas más educadas poseen mejor salud en comparación con la categoría de referencia (menos de secundaria). La educación mejoraría los comportamientos de salud de diferentes maneras. En efecto, las personas con más educación están mejor informadas acerca de las consecuencias negativas para la salud de los comportamientos riesgosos, como fumar o beber. La educación también podría influir en estos comportamientos mediante el nivel de ingresos y de las condiciones socioeconómicas de los individuos —véanse, por ejemplo, Grossman (2006); Cutler y Lleras-Muney (2010); Cawley y Ruhm (2012)—. Vale la pena mencionar que el efecto positivo de la educación, en la ecuación de salud, es más importante en las mujeres que en los hombres.

Por otra parte, a partir de las estimaciones de los modelos *probit* ordenados se encuentra que para las mujeres entre 13 y 40 años y los hombres entre 41 y 65 años, las probabilidades condicionadas de tener una excelente salud son cerca de 20 puntos porcentuales más alta para quienes tienen un título universitario en comparación con aquellos que no lo tienen (Cuadro 7).

El estrato socioeconómico al que pertenece el hogar, como proxy de los ingresos, tiene un impacto positivo en la salud de los hombres y mujeres mayores de 40 años, dado que las personas con más recursos pueden tener acceso a mejores servicios de salud. Además, ser beneficiario del programa gubernamental Familias en Acción tiene un impacto

positivo en la salud de todos los grupos, excepto para las mujeres mayores de 40 años, ya que es menos probable que tengan niños en edad escolar. Del mismo modo, los afiliados al régimen contributivo de seguridad social tienen una mejor salud en comparación con los del grupo de referencia, lo que podría deberse a la diferencia de los planes de salud en el momento en que se realizó la encuesta.

Por el contrario, la salud se deteriora con la edad en todos los grupos, y lo mismo ocurre con la presencia de enfermedades crónicas en los padres de los encuestados. En particular, para las mujeres entre 13 y 40 años y los hombres entre 41 y 65 años, la probabilidad de tener una excelente salud es cerca de diez puntos porcentuales más baja para aquellos cuyo padre o madre tiene una enfermedad crónica en comparación con aquellos cuyos padres no las tienen (Cuadro 7).

Además, un resultado inesperado para las mujeres mayores de 40 años lo constituye el hecho de que estar casada (o en unión libre) afecta de manera negativa su salud en comparación con el grupo de referencia. Esto es sorprendente, ya que en la literatura se reconocen varias ventajas de vivir en pareja sobre la salud de los individuos —véanse, por ejemplo Hahn (1993) y Pandey (2009)—.

5. Conclusiones

En este capítulo se analizó la relación entre el estado de salud y la participación en la fuerza laboral de individuos de ingresos medios y bajos que residen en zonas urbanas en Colombia; los datos utilizados provienen de la primera ronda de la *Encuesta longitudinal colombiana*. Al tener en cuenta la posible endogeneidad entre las dos variables, el análisis se realizó empleando variables instrumentales y mínimos cuadrados en dos etapas. Cuando se rechaza la endogeneidad, se utilizan modelos *probit* y *probit* ordenados. Con el fin de evaluar las diferencias por género y edad, las estimaciones se efectúan por separado para hombres entre 13 y 40 años, hombres entre 41 y 65 años y mujeres de los mismos rangos de edad.

Las estimaciones por género y grupos de edad muestran diferencias interesantes. Por ejemplo, en la ecuación de participación laboral, la salud es endógena para las mujeres entre 13 y 40 años. Esta endogeneidad podría estar relacionada con la edad fértil de este grupo, o ser el resultado de características no observables. Este grupo, a diferencia de los otros, enfrentaría más problemas de salud relacionados con el estrés al tratar de combinar las exigencias de iniciar una carrera laboral junto con las responsabilidades de la vida familiar.

Para las mujeres menores de 40 años, el estado de salud, la educación universitaria y los estudios de posgrado afectan la probabilidad de participación laboral positivamente, mientras que tener niños menores de 5 años en el hogar y estar casada (o en unión libre) reducen su probabilidad de participación. Estos resultados destacan la importancia de la educación y sugieren que en la sociedad colombiana aún prevalecen actitudes tradicionales de género. Por el contrario, para los hombres menores de 40 años, ni el estado de salud ni la educación tienen un impacto significativo sobre la participación laboral. En este grupo, tener niños menores de 5 años y estar casado (o en unión libre) son las variables más importantes para explicar la probabilidad de participación, lo cual podría obedecer

a que, por razones culturales, los hombres son la principal fuente de sustento del hogar. Para hombres y mujeres mayores de 40 años, tanto el estado de salud, como tener título universitario afectan de manera positiva la probabilidad de participación laboral. En el caso de las mujeres, ser el jefe del hogar tiene un impacto positivo en su participación.

De otro lado, en la ecuación de salud, la participación laboral es endógena para las mujeres entre 41 y 65 años y para los hombres entre 13 y 40 años. En el caso de los hombres, el carácter endógeno podría obedecer a la racionalización de su conducta. Para las mujeres, la endogeneidad y el signo negativo del coeficiente sugieren que este grupo está bajo menos presión social para atribuir la no participación a problemas de salud, y que las malas condiciones laborales y el estrés relacionado con el trabajo podrían compensar los efectos positivos de la participación. En los hombres entre 41 y 65 años, en quienes la participación laboral es exógena al estado de salud, aquellos que participan reportan una mejor salud en comparación con quienes no lo hacen.

En cuanto al impacto de otras variables, la educación es importante para todos los grupos, excepto para los hombres menores de 40 años, lo que indica la relevancia de la educación para mejorar los comportamientos y hábitos saludables y, en consecuencia, el estado de salud general. El estrato socioeconómico, como *proxy* de los ingresos, es importante para los hombres y mujeres entre 41 y 65 años, sugiriendo que las personas con mayores recursos pueden tener acceso a mejores servicios de salud. Del mismo modo, los afiliados al régimen contributivo reportan una mejor salud, en comparación con los afiliados al régimen subsidiado, lo que podría ser el resultado de diferentes planes de salud en la época en que se realizó la encuesta. La política adoptada recientemente para igualar estos planes de servicios es un paso para mejorar la salud de la población en general. Asimismo, se debe mencionar que la presencia de enfermedades crónicas en ambos padres tiene un impacto negativo sobre la salud en todos los grupos.

La evidencia presentada sugiere que es esencial para la política pública garantizar buenas condiciones de salud de la población. Estas podrían tener un efecto positivo en la productividad del trabajo y, por consiguiente, en el crecimiento económico de largo plazo. Por otra parte, en lo relacionado con el envejecimiento de la población y la posibilidad de aumentar la edad de jubilación, es importante garantizar que estas personas tengan una buena salud para poder participar de manera productiva y así reducir la carga de los gastos de la seguridad social a la sociedad.

Además, nuestros resultados muestran que la educación no solo es un determinante importante de la participación laboral, como se ha reconocido tradicionalmente en la literatura, sino que también es un factor importante para explicar el estado de salud. Este resultado es especialmente importante para las mujeres, lo que sugiere que a mayor capital humano, mayor es la probabilidad de que ellas participen en el mercado laboral.

La diferencia en los resultados entre hombres y mujeres menores de 40 años en la ecuación de participación, en relación con la presencia de niños menores de 5 años en el hogar y al estado civil (estar casado o en unión libre), sugiere la importancia de las políticas públicas hacia las mujeres con el fin de contribuir a una mayor participación laboral femenina y estimularlas a permanecer en el mercado laboral. Estas políticas, junto con una mejor educación, podrían incluir una mayor disponibilidad de servicios de guardería y una mayor flexibilidad laboral

Referencias

- Alvis-Guzmán, N.; Yáñez-Contreras, M.; Quejada-Pérez, R.; Acevedo-González, K.; Del Río-Carrasquilla, F. (2010). “Fecundidad y participación de la mujer en el mercado laboral en la costa Caribe y en Colombia”, en *Revista Gerencia y Políticas de Salud*, vol. 9, núm. 19, pp. 90-107.
- Amador, D.; Bernal, R.; Peña, X. (2013). “The Rise in Female Participation in Colombia: Fertility, Marital Status or Education?”, en *Ensayos sobre Política Económica*, vol. 31, núm. 71, pp. 54-63.
- Arango, L. E.; Posada, C. E. (2005). “Labour Participation in Colombia”, en *Applied Economics*, vol. 37, núm. 16, pp. 1829-1838.
- Arango, L. E.; Posada, C. E. (2007). “Labor Participation of Married Women in Colombia”, en *Revista Desarrollo y Sociedad*, núm. 60, pp. 93-126.
- Arango, L. E.; Posada, C. E.; Charry, A. (2003). “La participación laboral en Colombia según la nueva encuesta: ¿cambian sus determinantes?”, en *Borradores de Economía*, núm. 250, Banco de la República.
- Bartel, A.; Taubman, P. (1979). “Health and Labor Market Success: The Role of Various Diseases”, en *The Review of Economics and Statistics*, vol. 61, núm. 1, pp. 1-8.
- Becker, G. S. (1964). *Human Capital*. Nueva York: Columbia University Press.
- Bernal, O.; Gutiérrez, C. (2012). *La salud en Colombia: logros, retos y recomendaciones*. Universidad de los Andes, Escuela de Gobierno, Ediciones Uniandes, Bogotá.
- Cai, L. (2010). “The Relationship Between Health and Labour Force Participation: Evidence from a Panel Data Simultaneous Equation Model”, en *Labour Economics*, vol. 17, núm. 1, pp. 77-90.
- Cai, L.; Kalb, G. (2006). “Health Status and Labour Force Participation: Evidence from Australia”, en *Health Economics*, vol. 15, núm. 3, pp. 241-261.
- Campolieti, M. (2002). “Disability and the Labor Force Participation of Older Men in Canada”, en *Labour Economics*, vol. 9, núm. 3, pp. 405-432.
- Carter, K. N.; Gunasekara, F. I.; Blakely, T.; Richardson, K. (2013). “Health Shocks Adversely Impact Participation in the Labour Force in a Working Age Population: A Longitudinal Analysis”, en *Australian and New Zealand Journal of Public Health*, vol. 37, núm. 3, pp. 257-263.
- Castro, E.; García, G.; Badillo, E. (2011). “La participación laboral de la mujer casada y su cónyuge en Colombia: un enfoque de decisiones relacionadas”, en *Lecturas de Economía*, núm. 74, pp. 171-201.
- Cawley, J.; Ruhm, C. (2012). “The Economics of Risky Health Behaviors”, en McGuire, T. G.; Pauly, M. V.; Pita Barros P. (eds.), *Handbook of Health Economics*, vol. 2, pp. 95-199, Elsevier: Nueva York.
- Contreras, D.; Plaza, G. (2010). “Cultural Factors in Women’s Labor Force Participation in Chile”, en *Feminist Economics*, vol. 16, núm. 2, pp. 27-46.
- Cortez, R. (2000). “Health and Productivity in Peru: Estimates by Gender and Region”, en Savedoff, W. D. y Schultz, T. P. (eds.). *Wealth from Health: Linking Social Investments to Earnings in Latin America*, pp. 189-217, Washington D. C.: Inter-American Development Bank.

- Currie, J.; Madrian, B. C. (1999). "Health, Health Insurance and the Labor Market", en Ashenfelter, O. y Card, D. (eds.), *Handbook of Labor Economics*, 1ª ed., vol. 3, cap. 50, pp. 3309-3416, Elsevier.
- Cutler, D. A.; Lleras-Muney, A. (2010). "Understanding Differences in Health Behaviors by Education", en *Journal of Health Economics*, vol. 29, núm. 1, pp. 1-28.
- Espinosa-Ferrando, J.; Hernández-Álvarez, C.; Savedoff, W. D. (2000). "Productivity and Health Status in Nicaragua", en Savedoff, W. D. y Schultz, T. P. (eds.). *Wealth from Health: Linking Social Investments to Earnings in Latin America*, pp. 219-245, Washington D. C.: Inter-American Development Bank.
- Forbes, M.; Barker, A.; Turner, S. (2010). "The Effects of Education and Health on Wages and Productivity" [en línea]. Productivity Commission Staff Working Paper, Melbourne. Disponible en http://www.pc.gov.au/_data/assets/pdf_file/0009/95778/education-health-effects-wages.pdf (consultado el 28 de noviembre de 2013).
- Gallego, J. M.; Ramírez, M.; Sepúlveda, C. (2005). "The Determinants of the Health Status in a Developing Country: Results from the Colombian Case, en *Lecturas de Economía*, núm. 63 (julio-diciembre), pp. 119-141.
- González-Quintero, N.; Daza-Báez, N.; Garavito-Calderón, N. (2014). "Determinantes y perfiles de la participación laboral en Colombia: 2002-2013", en *Archivos de Economía*, núm. 415. Bogotá: Departamento Nacional de Planeación.
- Grossman, M. (1972). *The Demand for Health*. National Bureau of Economic Research, Occasional Paper, núm. 119. Nueva York: Columbia University Press.
- Grossman, M. (2006). "Education and Nonmarket Outcomes", en Hanushek, E. A. y Welch, F. (eds.). *Handbook of the Economics of Education*, vol. 1, pp. 577-633, Elsevier.
- Guerrero, R.; Gallego, A. I.; Becerril-Montekio, V.; Vásquez, J. (2011). "Sistema de salud de Colombia", en *Salud Pública de México*, vol. 53, núm. 2, pp. 144-155.
- Hahn, B. A. (1993). "Marital Status and Women's Health: The Effect of Economic Marital Acquisitions", en *Journal of Marriage and Family*, vol. 55, núm. 2, pp. 495-504.
- Handa, S.; Neitzert, M. (1998). "Chronic Illness and Retirement in Jamaica" [en línea]. Living Standards Measurement Study Working, Paper núm. 131, The World Bank, Washington D. C. Disponible en <http://elibrary.worldbank.org/doi/pdf/10.1596/0-8213-4087-5> (consultado el 11 de septiembre de 2014).
- Harris, A. (2009). "Diabetes, Cardiovascular Disease and Labour Force Participation in Australia: An Endogenous Multivariate Probit Analysis of Clinical Prevalence Data", en *The Economic Record*, vol. 85, núm. 271, pp. 472-484.
- Holt, H. (2010). "Health and Labour Force Participation" [en línea]. New Zealand Treasury Working Paper 10/03. Disponible en <http://www.treasury.govt.nz/publications/research-policy/wp/2010/10-03/twp10-03.pdf> (consultado el 29 de noviembre de 2013).
- Jäckle, R.; Himmler, O. (2010). "Health and Wages: Panel Data Estimates Considering Selection and Endogeneity", en *Journal of Human Resources*, vol. 45, núm. 2, pp. 364-406.
- Laplagne, P.; Glover, M.; Shomos, A. (2007). "Effects of Health and Education on Labour Force Participation" [en línea]. Productivity Commission Staff Working

- Paper, Melbourne. Disponible en http://www.pc.gov.au/_data/assets/pdf_file/0019/63190/healthandeducation.pdf (consultado el 13 de noviembre de 2013).
- López, H. (1995). "Participación laboral y desempleo en las cuatro principales ciudades: un modelo econométrico", en López, H. (ed.), *Ensayos sobre Economía Laboral Colombiana*, Fonade y Carlos Valencia Editores, pp. 36-44.
- Maddala, G. S. (1983). *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Econometric Society Monographs, núm. 3, Cambridge: Cambridge University Press.
- Martínez, C. (2013). "Descenso de la fecundidad, participación laboral de la mujer y reducción de la pobreza en Colombia, 1990-2010", en *Serie de Estudios a Profundidad ENDS 1990-2010*, Bogotá.
- Melo, L.; Ramos, J. (2010). "Algunos aspectos fiscales y financieros del sistema de salud en Colombia", en Borradores de Economía, núm. 624, Banco de la República
- Mete, C.; Schultz, T. P. (2002). "Health and Labor Force Participation of the Elderly in Taiwan" [en línea]. Yale University Economic Growth Center Discussion, Paper núm. 846. Disponible en http://www.econ.yale.edu/growth_pdf/cdp846.pdf (consultado el 11 de septiembre de 2014).
- Murrugarra, E.; Valdivia, M. (2000). "The Returns to Health for Peruvian Urban Adults by Gender, Age, and across the Wage Distribution", en Savedoff, W. D. y Schultz, T. P. (eds.). *Wealth from Health: Linking Social Investments to Earnings in Latin America*, pp. 151-187, Washington D. C.: Inter-American Development Bank.
- Pandey, M. K. (2009). Labor Force Participation among Indian Elderly: Does Health Matter? ASARC, Working Paper Series, núm. 2009/11, Australia South Asia Research Centre, Australian National University, Canberra, Australia. Disponible en https://taxpolicy.crawford.anu.edu.au/acde/asarc/pdf/papers/2009/WP2009_11.pdf (consultado el 11 de septiembre de 2014).
- Parker, S. W. (2000). "Elderly Health and Salaries in the Mexican Labor Market", en Savedoff, W. D. y Schultz, T. P. (eds.). *Wealth from Health: Linking Social Investments to Earnings in Latin America*, pp. 71-109, Washington D. C.: Inter-American Development Bank.
- Ribero, R. (2000). "Salud y productividad laboral en Colombia", en *Revista Desarrollo y Sociedad*, núm. 45, pp. 1-30.
- Ribero, R.; Núñez, J. (1999). "Productivity and Household Investment in Health: The Case of Colombia". Working Paper Series R-354 OCE, Washington D. C.: Inter-American Development Bank.
- Ribero, R.; Núñez, J. (2000). "Adult Morbidity, Height, and Earnings in Colombia", en Savedoff, W. D. y Schultz, T. P. (eds.). *Wealth from Health: Linking Social Investments to Earnings in Latin America*, pp. 111-149, Washington D. C.: Inter-American Development Bank
- Robbins, D.; Salinas, D.; Manco, A. (2009). "La oferta laboral femenina y sus determinantes: evidencia para Colombia con estimativas de cohortes sintéticas", en *Lecturas de Economía*, vol. 70, pp. 137-163.
- Santamaría, M.; Rojas, N. (2001). "La participación laboral: ¿qué ha pasado y qué podemos esperar?", en *Planeación y Desarrollo*, vol. 32, pp. 5-34.

- Savedoff, W. D.; Schultz, T. P. (eds.) (2000). *Wealth from Health: Linking Social Investments to Earnings in Latin America*. Washington D. C.: Inter-American Development Bank.
- Schultz, T. W. (1961). "Investment in Human Capital", en *The American Economic Review*, vol. 51, núm. 1, pp. 1-17.
- Stern, S. (1989). "Measuring the Effect of Disability on Labor Force Participation", en *The Journal of Human Resources*, vol. 24, núm. 3, pp. 361-395.
- Strauss, J.; Thomas, D. (1998). "Health, Nutrition, and Economic Development", en *Journal of Economic Literature*, vol. 36, núm. 2, pp. 766-817.
- Tenjo, J.; Ribero, R. (1998). "Participación, desempleo y mercados laborales en Colombia", en *Archivos de Macroeconomía*, núm. 81, Departamento Nacional de Planeación, Bogotá.
- Van Gameren, E. (2010). Labor Force Participation by the Elderly in Mexico [en línea]. Serie documentos de trabajo, Centro de Estudios Económicos, El Colegio de México, Documento de trabajo 2010-06. Disponible en <http://cee.colmex.mx/documentos/documentos-de-trabajo/2010/dt20106.pdf> (consultado el 11 de septiembre de 2014).
- Weil, D. N. (2014). "Health and Economic Growth", en Aghion, P. y Durlauf, S. N. (eds.), *Handbook of Economic Growth*, vol. 2B, pp. 623-682, Ámsterdam: Elsevier.
- Winkelmann, R.; Boes, S. (2006). *Analysis of Microdata*. Berlín: Springer.
- Wooldridge, J. M. (2006). *Introductory Econometrics: A Modern Approach* (3ª ed.). Mason, Ohio: Thomson South-Western.
- Zhang, X.; Zhao, X.; Harris, A. (2009). "Chronic Diseases and Labour Force Participation in Australia", en *Journal of Health Economics*, vol. 28, núm. 1, pp. 91-108.

Apéndice A

Cuadro A1
Relación entre participación laboral y estado de salud autopercebido

	Excelente (3)	Buena (2)	Regular (1)	Mala (0)	Total
Muestra completa					
Participa	2.986	2.047	834	158	6.025
No participa	1.098	849	480	122	2.549
Observaciones	4.084	2.896	1.314	280	8.574
Hombres					
Participa	1.746	1.071	398	65	3.280
No participa	143	147	67	22	379
Observaciones	1.889	1.218	465	87	3.659
Hombres entre 13 y 40 años					
Participa	977	455	133	23	1.588
No participa	52	38	8	3	101
Observaciones	1.029	493	141	26	1.689
Hombres entre 41 y 65 años					
Participa	769	616	265	42	1.692
No participa	91	109	59	19	278
Observaciones	860	725	324	61	1.970
Mujeres					
Participa	1.240	976	436	93	2.745
No participa	955	702	413	100	2.170
Observaciones	2.195	1.678	849	193	4.915
Mujeres entre 13 y 40 años					
Participa	725	485	186	41	1.437
No participa	549	327	144	39	1.059
Observaciones	1.274	812	330	80	2.496
Mujeres entre 41 y 65 años					
Participa	515	491	250	52	1.308
No participa	406	375	269	61	1.111
Observaciones	921	866	519	113	2.419

Fuente: *Encuesta longitudinal colombiana de la Universidad de los Andes (ELCA)*, primera ronda; cálculos de los autores.

Apéndice B

Variables utilizadas en el modelo

Cuadro B1
Descripción de las variables

Variables	Descripción
Variables endógenas	
Participación laboral	1 si el individuo participa en el mercado laboral 0 si no participa
Estado de salud	Estado de salud autopercebida 0 = mala 1 = regular 2 = buena 3 = excelente
Variables explicativas	
Edad	La edad del individuo en años en el momento de la encuesta
Estado civil	1 si es casado o en unión libre 0 si no
Mujer jefe del hogar	1 si una mujer es la cabeza del hogar 0 si no
Educación técnica (con título)	1 si el individuo completó educación técnica 0 si no
Educación tecnológica (con título)	1 si el individuo completó educación tecnológica 0 si no
Educación universitaria (con título)	1 si el individuo completó educación universitaria 0 si no
Posgrado (con título)	1 si el individuo cursó un programa de posgrado 0 si no
Región Atlántica	1 si el hogar está localizado en la región Atlántica 0 si no
Región Oriental	1 si el hogar está localizado en la región Oriental 0 si no
Región Central	1 si el hogar está localizado en la región Central 0 si no
Región Pacífico	1 si el hogar está localizado en la región Pacífica 0 si no
Bogotá	1 si el hogar está localizado en Bogotá 0 si no
Ln otros ingresos	Logaritmo de otras fuentes de ingresos, diferentes de los ingresos laborales. Incluye los ingresos por alquiler de inmuebles, intereses o dividendos.
Cónyuge en fuerza laboral	1 si el cónyuge participa en el mercado laboral 0 si no
Niños entre 0 y 5 años	1 si en el hogar hay niños menores de 5 años 0 si no
Grupo étnico	1 si el individuo no se considera raizal del archipiélago, gitano, indígena, <i>palenquero</i> , negro o mulato (afrodescendiente) 0 si se considera

Cuadro B1 (continuación)
Descripción de las variables

Variables	Descripción
Estrato socioeconómico	Toma valores 1, 2, 3 y 4. La encuesta excluye los estratos 5 y 6. El nivel 1 corresponde al estrato más bajo y el 6 al más alto.
Enfermedad crónica del padre	1 si el padre tiene/ha tenido una enfermedad crónica 0 si no
Enfermedad crónica de la madre	1 si la madre tiene/ha tenido una enfermedad crónica 0 si no
Régimen contributivo de salud	1 si el individuo está afiliado al régimen contributivo de salud 0 si no
Vivienda ubicada cerca de lugares riesgosos	1 si la vivienda está ubicada cerca de fábricas o industrias, vertederos, mercados o mataderos, terminales de buses, aeropuertos, tuberías de alcantarillado, plantas de tratamiento de aguas residuales, oleoductos y líneas de alta tensión 0 si no
Vivienda afectada por desastres naturales	1 si la vivienda ha sido afectada por inundaciones; avalanchas, derrumbes o deslizamientos; desbordamientos, crecientes, arroyos; hundimiento del terreno; temblores o terremotos 0 si no
Programa Familias en Acción ^{a/}	1 si el hogar recibe o fue beneficiario del programa 0 si no

^{a/} Familias en Acción es un programa gubernamental dirigido a familias en situación de pobreza y vulnerabilidad, que proporciona transferencias monetarias condicionadas con el fin de complementar los ingresos y mejorar la salud y la educación de los niños menores de 18 años.

Cuadro B2
Estadísticas descriptivas

Variables	Hombres entre 13 y 40 años		Mujeres entre 13 y 40 años		Hombres entre 41 y 65 años		Mujeres entre 41 y 65 años		Muestra completa	
	Prome-dio	Des-viación estándar	Prome-dio	Des-viación estándar	Prome-dio	Des-viación estándar	Prome-dio	Des-viación estándar	Prome-dio	Des-viación estándar
Participación laboral	0,940	0,237	0,576	0,494	0,859	0,348	0,541	0,498	0,703	0,457
Estado de salud	2,210	0,825	2,314	0,820	2,210	0,825	2,073	0,882	2,258	0,833
Edad	31,7	5,6	30,7	6,1	50,8	6,6	50,1	6,4	41,0	11,5
Estado civil	0,915	0,279	0,777	0,416	0,927	0,260	0,665	0,472	0,807	0,395
Mujer jefe del hogar	0,000	0,000	0,318	0,466	0,000	0,000	0,438	0,496	0,216	0,412
Educación técnica (con título)	0,053	0,225	0,073	0,259	0,039	0,193	0,042	0,200	0,052	0,223
Educación tecnológi-ca (con título)	0,021	0,142	0,028	0,164	0,021	0,144	0,019	0,137	0,022	0,148
Educación universi-taria (con título)	0,050	0,217	0,046	0,211	0,061	0,239	0,052	0,221	0,052	0,222
Posgrado (con título)	0,008	0,087	0,010	0,100	0,024	0,153	0,023	0,149	0,016	0,127
Región Atlántica	0,227	0,419	0,225	0,418	0,223	0,416	0,199	0,400	0,218	0,413
Región Oriental	0,218	0,413	0,222	0,416	0,190	0,392	0,190	0,392	0,205	0,404
Región Central	0,169	0,375	0,163	0,369	0,214	0,410	0,255	0,436	0,202	0,401
Región Pacífico	0,213	0,410	0,218	0,413	0,197	0,398	0,179	0,384	0,201	0,401
Bogotá	0,172	0,378	0,172	0,378	0,176	0,381	0,177	0,381	0,174	0,379
Ln otros ingresos	0,468	2,407	0,392	2,175	1,224	3,754	1,032	3,451	0,778	3,039
Cónyuge en fuerza laboral	0,475	0,500	0,718	0,450	0,475	0,499	0,532	0,499	0,562	0,496
Niños entre 0 y 5 años	0,543	0,498	0,520	0,500	0,115	0,319	0,044	0,206	0,297	0,457
Grupo étnico	0,917	0,276	0,916	0,278	0,909	0,288	0,919	0,274	0,915	0,279
Estrato socioeconómico	1,988	0,833	2,006	0,826	2,162	0,882	2,222	0,874	2,099	0,860
Enfermedad crónica del padre	0,308	0,462	0,342	0,474	0,429	0,495	0,461	0,499	0,389	0,488
Enfermedad crónica de la madre	0,397	0,489	0,434	0,496	0,530	0,499	0,585	0,493	0,491	0,500
Régimen contributivo de salud	0,557	0,497	0,485	0,500	0,547	0,498	0,550	0,498	0,532	0,499
Vivienda ubicada cerca de lugares riesgosos	0,395	0,489	0,399	0,490	0,394	0,489	0,390	0,488	0,395	0,489
Vivienda afecta-da por desastres naturales	0,120	0,325	0,123	0,329	0,106	0,308	0,105	0,306	0,113	0,317
Programa Familias en Acción	1,772	0,420	1,751	0,433	1,823	0,382	1,840	0,366	1,797	0,402
Número de observaciones	1.689		2.496		1.970		2.419		8.574	

Fuente: *Encuesta longitudinal colombiana* de la Universidad de los Andes (ELCA), primera ronda; cálculos de los autores.

Apéndice C

Cuadro C1

Pruebas de endogeneidad, de significancia conjunta de los instrumentos y de restricciones de sobreidentificación

	Ecuación de participación laboral		Ecuación de salud
Mujeres entre 13 y 40 años			
Prueba de restricciones de sobreidentificación (Ho: instrumentos son válidos)^{a/}			
Score Chi2(11)	19,34	Score Chi2(4)	3,59
P valor	0,0552	P valor	0,4638
Prueba de significancia conjunta de los instrumentos			
F robusto(12, 2099)	4,43	F robusto(5, 2405)	7,60
Prob > F	0,0000	Prob > F	0,0000
Pruebas de endogeneidad (Ho: variables son exógenas)^{b/}			
Score robusto Chi2(1)	15,05	Score robusto Chi2(1)	0,20
P valor	0,0001	P valor	0,6557
Regresión robusta F(1, 2109)	15,26	Regresión robusta F(1, 2408)	0,20
P valor	0,0001	P valor	0,6571
Mujeres entre 41 y 65 años			
Prueba de restricciones de sobreidentificación (Ho: instrumentos son válidos)^{a/}			
Score Chi2(6)	9,94	Score Chi2(4)	3,26
P valor	0,1273	P valor	0,5156
Prueba de significancia conjunta de los instrumentos			
F robusto(7, 2339)	6,60	F robusto(5, 2339)	5,21
Prob > F	0,0000	Prob > F	0,0001
Pruebas de endogeneidad (Ho: variables son exógenas)^{b/}			
Score robusto Chi2(1)	0,01	Score robusto Chi2(1)	
P valor	0,9067	P valor	
Regresión robusta F(1, 2344)	0,01	Regresión robusta F(1, 2342)	
P valor	0,9070	P valor	
Hombres entre 13 y 40 años			
Prueba de restricciones de sobreidentificación (Ho: instrumentos son válidos)^{a/}			
Score Chi2(6)	5,93	Score Chi2(3)	1,42
P valor	0,4315	P valor	0,6999
Prueba de significancia conjunta de los instrumentos			
F robusto(7, 1636)	5,77	F robusto(4, 1636)	3,53
Prob > F	0,0000	Prob > F	0,0071
Pruebas de endogeneidad (Ho: variables son exógenas)^{b/}			
Score robusto Chi2(1)	0,21	Score robusto Chi2(1)	3,59
P valor	0,6442	P valor	0,0582
Regresión robusta F(1, 1641)	0,21	Regresión robusta F(1, 1638)	3,61
P valor	0,6460	P valor	0,0578

^{a/} Prueba Score robusto de Wooldridge.

^{b/} Se utilizaron dos pruebas de endogeneidad: la de Wooldridge's score test y una prueba de exogeneidad que admite errores heteroscedásticos y autocorrelacionados (Wooldridge, 2006).

Cuadro C1

Pruebas de endogeneidad, de significancia conjunta de los instrumentos y de restricciones de sobreidentificación (continuación)

	Ecuación de participación laboral		Ecuación de salud	
Hombres entre 41 y 65 años				
Prueba de restricciones de sobreidentificación (Ho: instrumentos son válidos ^{a/})				
Score Chi2(6)	6,13	Score Chi2(3)	4,76	
P valor	0,4092	P valor	0,1906	
Prueba de significancia conjunta de los instrumento				
F robusto(7, 1889)	8,03	F robusto(4, 1889)	6,08	
Prob > F	0,0000	Prob > F	0,0001	
Pruebas de endogeneidad (Ho: variables son exogenas)^{b/}				
Score robusto Chi2(1)	0,06	Score robusto Chi2(1)	0,25	
P valor	0,8122	P valor	0,6158	
Regresión robusta F(1, 1894)	0,06	Regresión robusta F(1, 1891)	0,25	
P valor	0,8131	P valor	0,6173	

^{a/} Prueba *Score* robusto de Wooldridge.

^{b/} Se utilizaron dos pruebas de endogeneidad: la de Wooldridge's score test y una prueba de exogeneidad que admite errores heteroscedásticos y autocorrelacionados (Wooldridge, 2006).

Apéndice D

Efectos marginales de las estimaciones *probit*

Cuadro D1
Ecuaciones de participación laboral
Efectos marginales en la media por género y grupo de edad

Variables	Mujeres entre 41 y 65 años		Hombres entre 13 y 40 años		Hombres entre 41 y 65 años	
	0,058	0,056	0,029	0,056	0,127**	0,062
Salud regular (1)	0,114**	0,054	0,015	0,054	0,152**	0,060
Salud buena (2)	0,099*	0,054	0,037	0,054	0,174***	0,060
Salud excelente (3)	0,085***	0,028	0,026***	0,009	0,035*	0,018
Edad	-0,001***	0,000	-0,000***	0,000	-0,000**	0,000
Edad al cuadrado	-0,110**	0,043	0,062***	0,017	0,031	0,029
Estado civil	0,104***	0,036				
Mujer jefe del hogar	0,141***	0,054	0,046	0,032	0,039	0,040
Educación técnica (con título)	0,314***	0,088	-0,008	0,038	0,055	0,057
Educación tecnológica (con título)	0,352***	0,055	-0,027	0,022	0,083**	0,038
Educación universitaria (con título)	0,381***	0,083				
Posgrado (con título)	-0,118***	0,036	-0,010	0,017	0,032	0,026
Región Atlántica	-0,021	0,036	0,018	0,018	0,032	0,025
Región Oriental	-0,200***	0,033	0,004	0,018	-0,009	0,024
Región Central	-0,085**	0,036	0,002	0,017	0,023	0,025
Región Pacífica	-0,003	0,003	-0,003	0,002	-0,006***	0,002
Ln otros ingresos	0,048	0,034	-0,020*	0,012	0,024	0,016
Cónyuge en fuerza laboral	-0,077	0,053	0,019*	0,011	0,031	0,029
Niños entre 0 y 5 años	0,023	0,030	0,001	0,014	-0,014	0,022
Programa Familias en Acción	0,058	0,056	0,029	0,056	0,127**	0,062

*** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,1.

Fuente: cálculos de los autores.

Apéndice E

Efectos marginales de los modelos *probit* ordenados

Cuadro E1

Ecuación de salud en mujeres entre 13 y 40 años

Efectos marginales en la media, por categoría del estado de salud

Variables	Mala salud		Salud regular		Buena salud		Excelente salud	
	(0)		(1)		(2)		(3)	
	dy/dx	dy/dx	dy/dx	dy/dx	dy/dx	dy/dx	dy/dx	dy/dx
Participación laboral	-0,001	0,003	-0,002	0,009	-0,001	0,007	0,003	0,019
Edad	0,001***	0,000	0,003***	0,001	0,003***	0,001	-0,008***	0,002
Estado civil	-0,004	0,004	-0,010	0,010	-0,009	0,008	0,023	0,022
Educación técnica (con título)	-0,008	0,006	-0,020	0,015	-0,017	0,013	0,045	0,034
Educación tecnológica (con título)	-0,024**	0,010	-0,062**	0,026	-0,053**	0,022	0,139**	0,058
Educación universitaria (con título)	-0,029***	0,009	-0,074***	0,020	-0,063***	0,017	0,167***	0,045
Posgrado (con título)	-0,020	0,016	-0,052	0,041	-0,044	0,035	0,116	0,092
Región Atlántica	-0,007	0,005	-0,019	0,014	-0,016	0,012	0,042	0,031
Región Oriental	0,004	0,005	0,010	0,013	0,009	0,011	-0,023	0,028
Región Central	-0,017***	0,006	-0,044***	0,015	-0,037***	0,012	0,099***	0,032
Región Pacífica	-0,002	0,005	-0,004	0,013	-0,003	0,011	0,009	0,030
Grupo étnico	-0,006	0,006	-0,016	0,015	-0,013	0,013	0,036	0,033
Estrato socioeconómico	-0,002	0,002	-0,006	0,006	-0,005	0,005	0,013	0,014
Enfermedad crónica del padre	0,013***	0,004	0,033***	0,008	0,028***	0,007	-0,075***	0,019
Enfermedad crónica de la madre	0,008**	0,003	0,020**	0,008	0,017**	0,007	-0,044**	0,019
Régimen contributivo de salud	-0,012***	0,004	-0,031***	0,009	-0,027***	0,008	0,070***	0,020
Vivienda ubicada cerca de lugares riesgosos	0,002	0,003	0,005	0,008	0,004	0,007	-0,011	0,019
Vivienda afectada por desastres naturales	0,002	0,005	0,005	0,013	0,004	0,011	-0,011	0,029
Programa Familias en Acción	-0,009**	0,004	-0,022**	0,011	-0,019**	0,009	0,050**	0,024

*** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

Fuente: cálculos de los autores.

Cuadro E2

Ecuación de salud en hombres entre 41 y 65 años

Efectos marginales en la media, por categoría del estado de salud

Variables	Mala salud (0)		Salud regular (1)		Buena salud (2)		Excelente salud (3)	
	dy/dx	Error estándar	dy/dx	Error estándar	dy/dx	Error estándar	dy/dx	Error estándar
Participación laboral	-0,017***	0,005	-0,052***	0,015	-0,029***	0,009	0,098***	0,028
Edad	0,002***	0,000	0,005***	0,001	0,003***	0,000	-0,010***	0,001
Estado civil	0,008	0,007	0,025	0,020	0,014	0,012	-0,047	0,038
Educación técnica (con título)	0,000	0,009	0,000	0,026	0,000	0,015	-0,001	0,050
Educación tecnológica (con título)	-0,016	0,013	-0,049	0,039	-0,028	0,022	0,093	0,073
Educación universitaria (con título)	-0,021***	0,007	-0,064***	0,021	-0,036***	0,012	0,121***	0,039
Posgrado (con título)	-0,016	0,010	-0,047	0,030	-0,027	0,017	0,090	0,056
Región Atlántica	-0,011*	0,006	-0,034**	0,018	-0,020*	0,010	0,065**	0,033
Región Oriental	0,000	0,006	0,001	0,017	0,001	0,010	-0,003	0,033
Región Central	-0,022***	0,006	-0,068***	0,017	-0,039***	0,009	0,130***	0,031
Región Pacífica	-0,003	0,006	-0,006	0,017	-0,003	0,010	0,011	0,032
Grupo étnico	0,003	0,006	0,010	0,018	0,005	0,010	-0,018	0,034
Estrato socioeconómico	-0,004*	0,002	-0,014*	0,007	-0,008*	0,004	0,026*	0,013
Enfermedad crónica del padre	0,011***	0,004	0,034***	0,010	0,019***	0,006	-0,065***	0,019
Enfermedad crónica de la madre	0,009**	0,003	0,026**	0,011	0,015**	0,006	-0,050**	0,020
Régimen contributivo de salud	-0,018***	0,004	-0,056***	0,011	-0,032***	0,006	0,107***	0,021
Vivienda ubicada cerca de lugares riesgosos	0,003	0,004	0,010	0,011	0,006	0,006	-0,018	0,021
Vivienda afectada por desastres naturales	0,000	0,006	0,000	0,017	0,000	0,010	-0,000	0,032
Programa Familias en Acción	-0,016***	0,005	-0,050***	0,015	-0,028***	0,009	0,094***	0,028

*** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

Fuente: cálculos de los autores.