

Estado de salud y participación laboral: Evidencia para Colombia ^{*}

Ana María Iregui-Bohórquez[^]
airegubo@banrep.gov.co

Ligia Alba Melo-Becerra[♦]
lmelobec@banrep.gov.co

María Teresa Ramírez-Giraldo[•]
mramirgi@banrep.gov.co

Resumen

En este trabajo se analiza la relación entre el estado de salud de los individuos y su participación laboral en Colombia, utilizando la primera etapa de la Encuesta Longitudinal Colombiana (ELCA). Para abordar la posible endogeneidad entre las dos variables, el análisis se lleva a cabo utilizando variables instrumentales y mínimos cuadrados en dos etapas. Los resultados muestran que existe una relación positiva entre salud y participación laboral en los dos sentidos, indicando que un buen estado de salud aumenta la probabilidad de participación en la fuerza laboral, y que aquellos que están en el mercado laboral tienen una mayor probabilidad de reportar un mejor estado de salud. Sin embargo, se encuentran algunas diferencias por género y edad. Los resultados sugieren que es esencial que las políticas públicas garanticen buenas condiciones de salud de la población, lo cual también podría tener un impacto positivo sobre la productividad laboral y en consecuencia sobre el crecimiento económico de largo plazo.

Palabras claves: Estado de salud, participación laboral, endogeneidad, Colombia
Clasificación JEL: C35, C36, I10, J21

^{*} Queremos agradecer a Ximena Cadena, Directora del Proyecto ELCA, por suministrarnos la información de la encuesta. También agradecemos a Luis Eduardo Arango, Jesús Otero, Rainer Wilkelmann, y Héctor Zárate 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.

[^] Banco de la República, Bogotá, Colombia.

[♦] Banco de la República, Bogotá, Colombia.

[•] Banco de la República, Bogotá, Colombia.

I. Introducción

La salud, como la educación, es un componente importante del capital humano que juega 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 podrían afectar negativamente 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 (véase por ejemplo, Stern, 1989; Cai y Kalb, 2006; Laplagne et al., 2007). Estos 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 ha sido incluida en estos análisis. El objetivo de este trabajo es avanzar en el estudio de la relación entre el estado de salud de los individuos y su participación en la fuerza laboral en Colombia. Para ello, utilizamos información recogida por la primera etapa de la Encuesta Longitudinal Colombiana (ELCA) para personas de ingresos medios y bajos que habitan en áreas urbanas. El análisis se lleva a cabo 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 documento se divide en cinco secciones, además de esta introducción. La segunda sección contiene una breve revisión de la literatura. En la tercera sección se presenta el modelo utilizado en las estimaciones. La cuarta sección describe los datos utilizados en el análisis. En la quinta sección, se discuten la estrategia empírica y los resultados. En la última sección se presentan las principales conclusiones.

II. Revisión de literatura

Los estudios teóricos que relacionan capital humano y mercado laboral se remontan a los trabajos de Schultz (1961), Becker (1964) y Grossman (1972). De acuerdo con 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, ha habido 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, concluyendo que la mala salud reduce la participación laboral, la productividad y los salarios.

Esta relación ha sido estudiada específicamente 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 que además son veteranos de guerra. Estos 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 encuentra 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 auto-percibida sobre la participación de la fuerza de trabajo en Australia, encontrando una relación positiva entre la buena salud y la participación laboral, aunque con algunas diferencias por género y edad. También, para este 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, concluyendo 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. Para Alemania, Jäckle y Himmler (2010) muestran que la buena salud conduce a salarios más altos para los hombres, y para Canadá, Campolieti (2002) encuentra 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, especialmente 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). Para 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 ha sido suficientemente analizado. Además del artículo de Ribero y Núñez (2000), 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, incluyendo 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. Otras investigaciones se han centrado principalmente en la evaluación de los aspectos institucionales del sector de la salud (véase, 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 ha sido considerado como un factor determinante (véase, por ejemplo, López, 1995; Tenjo y Ribero, 1998; Santa María, 2001; Arango et al., 2003; Arango y Posada, 2005; González et al., 2014). Algunos autores estudian específicamente la participación laboral femenina sin tener en cuenta la salud; véase, 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).

III. Descripción del modelo

El modelo utilizado en este trabajo sigue a Stern (1989), Cai y Kalb (2006) y Laplagne et al. (2007). Este modelo relaciona la participación laboral y el estado de salud, teniendo en cuenta la endogeneidad potencial entre estas dos variables. En particular, estos autores identifican tres causas que podrían explicar esta endogeneidad: i) las características no observables de los individuos (por ejemplo, la motivación, la capacidad innata o las preferencias); ii) 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 auto-percibida como un indicador del estado de salud; y iii) la determinación simultánea de la salud y la participación laboral. De acuerdo con 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 para 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 podrían tener un impacto directo en la salud individual.

El modelo relaciona la participación laboral y la salud por medio de tres ecuaciones¹. La primera ecuación 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 auto-percibida 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 , β_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 .

IV. Datos

Los datos utilizados en este trabajo provienen de la primera etapa 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 limitado. De otro lado, la Encuesta Nacional de Salud (del Ministerio de Salud) se especializa en variables relacionadas con la salud, por lo que la información sobre el mercado de trabajo es bastante limitada.

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 zonas 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 Pacífica³. Nos concentramos en las respuestas del jefe del hogar y su cónyuge, mayores de 12 años y menores de 66 años y se obtuvo una muestra total de 8.574 personas en edad de trabajar⁴. La muestra se dividió a su vez por género y grupos de edad, en hombres y mujeres entre 13 y 40 años de edad y hombres y mujeres de edades comprendidas entre 41 y 65 años.

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 permanentemente para trabajar, o ninguna de las anteriores. Si el individuo 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.

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 datos de corte transversal frente a los datos de panel sería que no permite controlar por una potencial heterogeneidad no observable en las variables de salud y participación laboral, brindando estimadores menos eficientes frente a los que se obtendrían utilizando datos de panel.

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.

En cuanto 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 en gran medida de la disponibilidad de información. Algunos ejemplos de los indicadores más utilizados son: i) salud auto-percibida; ii) limitaciones a la capacidad de trabajar o realizar actividades cotidianas; iii) la presencia de enfermedades (específicas y/o crónicas); iv) el uso del seguro de salud; v) la presencia de malos hábitos de salud (alcohol, drogas, tabaco, etc.); y vi) el estado nutricional, como el peso, la altura o el índice de masa corporal. En este trabajo, utilizamos el estado de salud auto-percibido incluido en la encuesta.

Específicamente, 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 69); y mala = 0 (respuestas menores de 50). Dentro de esta muestra, el 48% de las personas reportan una salud excelente, 34% buena salud, 15% salud regular, y 3% mala salud. Por otra parte, tanto los hombres como las mujeres más jóvenes reportan una mejor salud que los mayores. Por ejemplo, mientras que el 61% 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 auto-percibido para la muestra completa, así como para cada uno de los grupos definidos anteriormente. 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 44% de las personas que reportaron problemas de salud no están en el mercado laboral, sólo el 27%

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

de los individuos con una salud excelente no lo están. En general, para todas las categorías de salud auto-percibida, los hombres participan más que las mujeres; así mismo, hombres y mujeres mayores participan menos que los más jóvenes.

Cuadro 1
Relación entre la participación laboral y el estado de auto-percibida

Fuerza de trabajo	Salud auto-percibida				Total
	Excelente (3)	Buena (2)	Regular (1)	Mala (0)	
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 13-40 años					
Participa	94.9%	92.3%	94.3%	88.5%	94.0%
No participa	5.1%	7.7%	5.7%	11.5%	6.0%
Hombres 41-65 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 13-40 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 41-65 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 Apéndice A.

Teniendo en cuenta la posible endogeneidad discutida anteriormente, 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

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

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 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, ya que uno de los principales objetivos de este trabajo es comprobar si la salud afecta la participación laboral, la variable de la condición de salud auto-percibida del individuo se incluyó como un regresor adicional.

En cuanto a la ecuación de la salud, además del conjunto de variables comunes (edad, estado civil, nivel educativo y la 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 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

⁷ El régimen contributivo funciona como un sistema de seguros que ofrece un plan básico de salud. Este cubre a los trabajadores con un contrato de trabajo, pensionados y trabajadores independientes. El régimen no contributivo o subsidiado cubre 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 realizarse la encuesta, los regímenes contributivo y subsidiado prestaban diferentes servicios de salud.

variable dicótoma para indicar si el hogar es un beneficiario del programa⁸. Por otra parte, consideramos los factores de riesgo asociados a 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 de energía, tuberías de aguas residuales), y si la vivienda se ha visto afectada por desastres naturales (por ejemplo, inundaciones, avalanchas, desbordamiento de los 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.

V. Estrategia empírica y resultados

De acuerdo con 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 (4 categorías). Si simplificamos el modelo y dejamos de lado la parte ordenada, entonces esencialmente tenemos un modelo de tipo probit bivariado con simultaneidad completa, lo cual es "lógicamente inconsistente"; véase, 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; Bartel y Taubman, 1979). De no hacerlo, se obtendrían estimaciones sesgadas e inconsistentes. En este método de estimación, cada ecuación es

⁸ “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.

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.

estimada separadamente 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 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 no es endógena, 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 la muestra completa de individuos y para cuatro grupos diferentes: mujeres entre 13 y 40 años, hombres entre 13 y 40 años, mujeres entre 41 y 65 años y hombres entre 41 y 65 años. En todos los casos, las condiciones de identificación (orden y rango) indican que ambas ecuaciones están sobre-identificadas.

El Cuadro 2 presenta los resultados de las estimaciones para la muestra completa. Antes de describir los principales hallazgos, es importante mencionar que las pruebas de endogeneidad para ambas ecuaciones muestran que se rechaza la hipótesis de exogeneidad¹¹. Por lo tanto, la estimación usando el método de variables instrumentales y mínimos cuadrados en dos etapas (VI-MC2E) es apropiada. En primer lugar, consideremos la ecuación de participación laboral. El efecto de la salud sobre la participación laboral es positivo y significativo, lo que indica que una mejor salud aumenta la participación, lo que es consistente con la teoría del capital humano. De acuerdo con los coeficientes de edad y edad al cuadrado, la participación laboral aumenta con la edad hasta los 43 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

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

¹¹ En el Apéndice C se presentan las pruebas de significancia conjunta de los instrumentos, así como las pruebas de endogeneidad.

madura. Como resultado, las empresas ofrecen salarios más bajos, lo cual es percibido por el trabajador, llevando a un menor nivel de participación laboral.

Cuadro 2
Resultados para la muestra completa
(Estimación VI – MC2E)

Variables explicativas	Ecuación de participación laboral	Errores estándar robustos	Ecuación de salud	Errores estándar robustos
Participación laboral			0.2734***	(0.077)
Salud	0.1505***	(0.042)		
Edad	0.0519***	(0.003)	-0.0134***	(0.000)
Edad al cuadrado	-0.0006***	(0.000)		
Estado civil	0.1064***	(0.015)	0.0295	(0.023)
Educación técnica (con título)	0.0546***	(0.021)	0.0251	(0.038)
Educación tecnológica (con título)	0.0607*	(0.033)	0.1502***	(0.052)
Educación universitaria (con título)	0.1246***	(0.021)	0.1540***	(0.035)
Posgrado (con título)	0.2091***	(0.029)	0.1010*	(0.060)
Región atlántica	-0.0850***	(0.017)	0.1636***	(0.031)
Región oriental	0.0046	(0.016)	-0.0083	(0.030)
Región central	-0.1398***	(0.018)	0.2466***	(0.029)
Región pacífica	-0.0540***	(0.016)	0.0385	(0.030)
Ln otros ingresos	-0.0030*	(0.001)		
Cónyuge en fuerza laboral	-0.1637***	(0.012)		
Niños 0-5	-0.0171	(0.012)		
Grupo étnico			0.0169	(0.033)
Estrato socioeconómico			0.0481***	(0.012)
Enfermedad crónica padre			-0.1025***	(0.019)
Enfermedad crónica madre			-0.0910***	(0.018)
Régimen contributivo de salud			0.1512***	(0.020)
Vivienda ubicada cerca a lugares riesgosos			-0.0432**	(0.019)
Vivienda afectada por desastres naturales			-0.0099	(0.030)
Programa “Familias en acción”	-0.0019	(0.016)	0.1109***	(0.026)
Constante	-0.5495***	(0.121)	2.1931***	(0.095)
Número de observaciones	8.363		8.363	

*** p<0.01. ** p<0.05. * p<0.1.

Fuente: Cálculos de los autores.

La probabilidad de participación laboral de individuos casados o en unión libre es de diez puntos porcentuales más alta que la de la categoría de referencia (soltero, viudo o divorciado). El efecto de la educación es positivo y estadísticamente significativo; cuanto mayor sea el grado de educación más alta será la probabilidad de participación. También se incluyeron otras fuentes de ingresos diferentes al salario. La disponibilidad de este tipo de ingresos en el hogar reduce la probabilidad de participar en la fuerza laboral. Del mismo modo, esta probabilidad disminuye si el cónyuge participa en el mercado laboral. 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 cuanto a la ecuación de salud, encontramos que el efecto de la participación laboral en el estado de salud es positivo y significativo, lo que sugiere que las personas que participan reportan un mejor estado de salud. Sin embargo, el signo positivo también puede reflejar la racionalización del comportamiento debido al uso de la medida de salud auto-percibida, como lo explican Cai y Kalb (2006) y Laplagne et al. (2007).

En cuanto al impacto de las variables exógenas sobre la salud, encontramos que, en general, los coeficientes estadísticamente significativos tienen el signo esperado. Las personas más educadas tienen mejor salud en comparación con la categoría de referencia (menos de secundaria). La educación podría mejorar los comportamientos de salud de diferentes maneras. En efecto, las personas con más educación podrían estar 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 a través del nivel de ingresos y de las condiciones socioeconómicas de los individuos (véase, por ejemplo, Grossman, 2006; Cutler y Lleras-Muney, 2010; Cawley y Ruhm, 2012).

Además, el estrato socioeconómico, como proxy de los ingresos, tiene un impacto positivo sobre el estado de salud, dado que las personas con más recursos pueden tener acceso a mejores servicios de salud. También, los afiliados al régimen contributivo de seguridad social tienen una mejor salud en comparación con los afiliados al régimen no contributivo (subsidiado), lo que podría deberse a la diferencia de los planes de salud al momento de realizarse la encuesta. Del mismo modo, ser beneficiario del programa gubernamental

"Familias en Acción" tiene un impacto positivo en la salud. Por el contrario, los factores hereditarios, como la presencia de enfermedades crónicas en los padres de los encuestados y la ubicación de la residencia cerca de las áreas de riesgo tienen un efecto negativo. Por último, como se esperaba, la salud se deteriora con la edad.

A continuación la muestra se divide por género y grupos de edad, teniendo en cuenta que la participación laboral y el estado de salud pueden diferir entre estos grupos. El Cuadro 3 presenta los resultados de las ecuaciones de participación laboral de las mujeres entre 13 y 40 años y entre 41 y 65 años. El Cuadro 4 muestra los resultados para los hombres entre 13 y 40 años y entre 41 y 65¹².

Inicialmente, los modelos se estimaron utilizando variables instrumentales y mínimos cuadrados en dos etapas para todos los grupos. A continuación, se realizaron pruebas de endogeneidad para el estado de salud; la hipótesis nula de exogeneidad es rechazada para 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 podría ser 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.

¹² El Apéndice D presenta los efectos marginales de los modelos probit estimados.

Cuadro 3
Ecuación de participación laboral femenina por grupos de edad

Variables	Mujeres 13-40		Mujeres 41-65	
	VI-MC2E	Errores estándar robustos	Probit	Errores estándar robustos
Salud	0.2064**	(0.092)		
Salud regular (1)			0.1443	(0.140)
Salud buena (2)			0.2872**	(0.136)
Salud excelente (3)			0.2490*	(0.136)
Edad	0.0632***	(0.016)	0.2151***	(0.071)
Edad al cuadrado	-0.0008***	(0.000)	-0.0026***	(0.000)
Estado civil	-0.1304**	(0.053)	-0.2768**	(0.110)
Mujer jefe de hogar	0.0554	(0.036)	0.2630***	(0.092)
Educación técnica (con título)	0.0624	(0.041)	0.3558***	(0.137)
Educación tecnológica (con título)	-0.0102	(0.065)	0.7923***	(0.221)
Educación universitaria (con título)	0.1740***	(0.049)	0.8889***	(0.140)
Posgrado (con título)	0.2049**	(0.089)	0.9617***	(0.209)
Región atlántica	-0.1677***	(0.033)	-0.2979***	(0.092)
Región oriental	-0.0108	(0.032)	-0.0530	(0.091)
Región central	-0.1612***	(0.037)	-0.5047***	(0.084)
Región pacífica	-0.1117***	(0.032)	-0.2152**	(0.091)
Ln otros ingresos	-0.0073	(0.005)	-0.0086	(0.008)
Cónyuge en fuerza laboral	-0.0297	(0.047)	0.1208	(0.086)
Niños 0-5	-0.0856***	(0.022)	-0.1943	(0.133)
Programa “Familias en acción”	0.0137	(0.029)	0.0573	(0.076)
Constante	-0.8413***	(0.307)	-4.3242**	(1.822)
Número de observaciones	2429		2415	

*** p<0.01. ** p<0.05. * p<0.1.

Fuente: Cálculos de los autores.

Cuadro 4
Ecuación de participación laboral masculina por grupos de edad

Variables	Hombres 13-40		Hombres 41-65	
	Probit	Errores estándar robustos	Probit	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 pacífica	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 0-5	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	1676		1919	

*** p<0.01. ** p<0.05. * p<0.1.

Fuente: Cálculos de los autores.

Para el resto de los grupos, la exogeneidad de la salud sugiere que el estado de salud de un individuo es independiente de participar 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 5 se presentan algunas probabilidades condicionadas de la participación laboral.

Cuadro 5
Algunas probabilidades condicionadas de la participación laboral *

	Mujeres 41-65	Hombres 13-40	Hombres 41-65
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
% 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

*Nota: Se calcularon las probabilidades condicionadas para aquellas variables significativas en las estimaciones de los modelos probit.

Fuente: Cálculos de los autores.

En general, los efectos de las variables exógenas sobre la participación laboral, cuando la muestra se divide por género y edad, son muy similares a los obtenidos para la muestra completa. 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 los que tienen un título universitario y los que no lo tienen es mayor para las mujeres (32 puntos porcentuales) que para los hombres (8 puntos porcentuales) (ver Cuadro 5).

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 las que no tienen niños pequeños en su hogar (Cuadro 3). De otro lado, para los hombres entre 13 y 40 años, la presencia de niños menores de cinco años aumenta la probabilidad de participación laboral (Cuadro 4). De hecho, la diferencia en la probabilidad de participación entre los hombres entre 13 y 40 años con y sin niños menores de cinco años es de alrededor de 28 puntos porcentuales (Cuadro 5). Estos resultados podrían explicarse por factores culturales, como las actitudes tradicionales de género todavía enraizadas en varios países de América Latina (véase, 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 podría explicarse por el hecho de que en la mayoría de los hogares los hombres podrían ser la principal fuente de sustento.

Del mismo modo, el impacto negativo en la participación laboral femenina de estar casada indica que la probabilidad de participación se reduce con la presencia de la pareja en el hogar. Por el contrario, la probabilidad de participación en el caso de los hombres entre 13 y 40 años es positiva para los casados o en unión libre¹³. Por otra parte, en el caso de las mujeres entre 41 y 65 años, el hecho de ser jefe del hogar, tiene un impacto positivo en su participación. Estos resultados podrían estar también asociados a aspectos culturales.

¹³ Los resultados para los hombres entre 13 y 40 años difieren de los obtenidos por Cai y Kalb (2006) para Australia. En particular, mientras que la presencia de los niños pequeños afecta negativamente la probabilidad de participación en Australia, en Colombia el impacto es positivo. Además, para este grupo, tanto la educación como la salud tienen un efecto positivo sobre la participación laboral en Australia, mientras 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.

En cuanto al estado de salud, como se esperaba, una mejor salud aumenta la probabilidad de participación laboral. Específicamente, 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 5). 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 en este grupo de edad.

Posteriormente, 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 6 y 7)¹⁴. Al igual que en las ecuaciones de participación laboral, inicialmente 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 categorías¹⁵. El Cuadro 8 presenta algunas probabilidades condicionadas del estado de salud.

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

¹⁴ El Apéndice E presenta los efectos marginales de las estimaciones de los modelos probit ordenados.

¹⁵ 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.

participación a problemas de salud, según lo explicado por Cai y Kalb (2006)¹⁶. Para los hombres entre 41 y 65 años, donde 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 aquellos que no lo hacen (Cuadro 8).

Cuadro 6
Ecuación de salud femenina por grupos de edad

Variables	Mujeres 13-40		Mujeres 41-65	
	Oprobit	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 pacífica	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 padre	-0.1957***	(0.049)	-0.0233	(0.040)
Enfermedad crónica 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	2430		2363	

*** p<0.01. ** p<0.05. * p<0.1.

Fuente: Cálculos de los autores.

¹⁶ Para Australia, Cai y Kalb (2006) encuentran, para las mujeres mayores, una relación positiva entre la participación laboral y la salud auto-percibida, lo que indicaría diferentes condiciones de trabajo entre los dos países.

Respecto a los efectos de las variables exógenas sobre el estado de salud cuando la muestra se divide por género y grupos de edad son similares a los obtenidos para la muestra completa, con algunas diferencias entre los grupos. Vale la pena mencionar que el efecto positivo de la educación, en la ecuación de salud, es más importante para las mujeres que para 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 hombres entre 41 y 65 años, las probabilidades condicionadas de tener una excelente salud son cerca de 20 puntos porcentuales más alta para los que tienen un título universitario (Cuadro 8).

Cuadro 7
Ecuación de salud para hombres por grupos de edad

Variables	Hombres 13-40		Hombres 41-65	
	VI-MC2E	Errores estándar robustos	Oprobit	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)
Región central	0.1682***	(0.059)	0.3516***	(0.084)
Región pacífica	-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 padre	-0.1269***	(0.043)	-0.1755***	(0.052)
Enfermedad crónica 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	1659		1916	

*** p<0.01. ** p<0.05. * p<0.1.

Fuente: Cálculos de los autores.

El estrato socioeconómico al que pertenece el hogar tiene un impacto positivo en la salud de los hombres y mujeres entre 41 y 65 años. 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. 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 de cerca de diez puntos porcentuales más baja para aquellos cuyo padre o madre tiene una enfermedad crónica en comparación con aquellos cuyos padres no tienen enfermedades crónicas (Cuadro 8).

Cuadro 8
Algunas probabilidades condicionadas del estado de salud*

	Mujeres 13-40, estado de salud				Hombres 41-65, 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	0.0378	0.1473	0.3341	0.4809	0.0135	0.1003	0.3066	0.5796
Sin régimen contributivo	0.0602	0.1924	0.3595	0.3879	0.0302	0.1635	0.3658	0.4405

*Nota: Se calcularon las probabilidades condicionadas para aquellas variables significativas en las estimaciones de los modelos probit ordenados.

Fuente: Cálculos de los autores.

Por otra parte, un resultado inesperado para las mujeres mayores de 40 años es que estar casada (o en unión libre) afecta negativamente su salud en comparación con el grupo de referencia. Esto es sorprendente, ya que la literatura ha reconocido varias ventajas de vivir en pareja sobre la salud de los individuos (véase, por ejemplo Hahn (1993) y Pandey (2009)).

VI. Conclusiones

En este documento se analiza 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, utilizando la primera etapa de la Encuesta Longitudinal Colombiana. Teniendo en cuenta la posible endogeneidad entre las dos variables, el análisis se lleva a cabo utilizando variables instrumentales y mínimos cuadrados en dos etapas. Cuando se rechaza la endogeneidad, se utilizan modelos probit y probit ordenados. Las estimaciones se realiza para la muestra completa y, con el fin de evaluar las posibles diferencias por género y edad, se estima separadamente para hombres entre 13 y 40 años, hombres entre 41 y 65 años, mujeres entre 13 y 40 años y mujeres entre 41 y 65 años.

Para la muestra completa, los resultados indican que existe una relación positiva entre la salud y la participación en la fuerza de trabajo que puede ir en ambas direcciones; en otras palabras, un mejor estado de salud aumenta la probabilidad de participación, y aquellos que están en el mercado de trabajo son más propensos a reportar un mejor estado de salud.

Cuando la muestra se divide en diferentes grupos de acuerdo al género y la edad, se encuentran diferencias interesantes. Por ejemplo, los resultados muestran que 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 podría ser el resultado de características no observables. Este grupo, a diferencia de los otros, podría enfrentar 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 las actitudes tradicionales de género podrían prevalecer aún en la sociedad colombiana. 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. Para 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 que 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 y tener título universitario afectan positivamente la probabilidad de participación laboral. La presencia de niños menores de 5 años no es significativa para estos grupos. En el caso de las mujeres mayores de 40 años, 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 el caso de los hombres entre 41 y 65 años, donde la participación laboral es exógena al estado de salud, aquellos que participan reportan una mejor salud en comparación con aquellos que 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 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 más 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 de la encuesta. La política adoptada recientemente para igualar estos planes de servicios es un paso para mejorar la salud de la población en general. Por otra parte, vale la pena 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. Las buenas condiciones de salud podrían tener un efecto positivo en la productividad del trabajo y por consiguiente en el crecimiento económico de largo plazo. Por otra parte, 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 sólo 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 las mujeres 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. y Del Río-Carrasquilla, F. (2010). Fecundidad y participación de la mujer en el mercado laboral en la Costa Caribe y en Colombia, *Revista Gerencia y Políticas de Salud*, vol. 9, num. 19, pp. 90-107.

Amador, D.; Bernal, R. y Peña, X. (2013). The rise in female participation in Colombia: Fertility, marital status or education?, *Ensayos sobre Política Económica*, vol. 31, num. 71, pp. 54-63.

Arango, L. E. y Posada, C. E. (2005). Labour Participation in Colombia, *Applied Economics*, vol. 37, num. 16, pp. 1829-1838.

Arango, L. E. y Posada, C. E. (2007). Labor Participation of Married Women in Colombia, *Revista Desarrollo y Sociedad*, No. 60, pp. 93-126.

Arango, L. E., Posada, C. E., y Charry, A. (2003). La participación laboral en Colombia según la nueva encuesta: ¿cambian sus determinantes?, Banco de la República, Borradores de Economía num. 250.

Bartel, A.; y Taubman, P. (1979). Health and Labor Market Success: The Role of Various Diseases, *The Review of Economics and Statistics*, vol. 61, num. 1, pp. 1-8.

Becker, G.S. (1964). *Human Capital*. Columbia University Press, Nueva York.

Bernal, O.; y 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, *Labour Economics*, vol. 17, num. 1, pp. 77-90.

Cai, L.; y Kalb, G. (2006). Health Status and Labour Force Participation: Evidence from Australia, *Health Economics*, vol. 15, num. 3, pp. 241-261.

Campolieti, M. (2002). Disability and the labor force participation of older men in Canada, *Labour Economics*, vol. 9, num. 3, pp- 405-432.

Carter, K. N.; Gunasekara, F. I.; Blakely, T.; y Richardson, K. (2013). Health shocks adversely impact participation in the labour force in a working age population: a longitudinal

analysis. *Australian and New Zealand Journal of Public Health*, vol. 37, num. 3, pp. 257-263.

Castro, E.; García, G., y Badillo, E. (2011). La participación laboral de la mujer casada y su cónyuge en Colombia: Un enfoque de decisiones relacionadas, *Lecturas de Economía*, num. 74, pp. 171-201.

Cawley, J. y Ruhm, C. (2012). The Economics of Risky Health Behaviors. En: T. G. McGuire; M. V. Pauly, y P. Pita Barros (editores), *Handbook of Health Economics*, vol. 2, pp. 95-199, Elsevier: Nueva York.

Contreras, D. y Plaza, G. (2010). Cultural Factors in Women's Labor Force Participation in Chile, *Feminist Economics*, vol. 16, num. 2, pp. 27-46.

Cortez, R. (2000). Health and Productivity in Peru: Estimates by Gender and Region. En: W.D. Savedoff y T.P. Schultz (editores). *Wealth from Health: Linking Social Investments to Earnings in Latin America*. Inter-American Development Bank, Washington D.C, pp. 189-217.

Currie, J.; y Madrian, B. C. (1999). Health, health insurance and the labor market. En: O. Ashenfelter and D. Card (editores), *Handbook of Labor Economics*, edition 1, vol. 3, capítulo 50, pages 3309-3416, Elsevier.

Cutler, D.A. y Lleras-Muney, A. (2010). Understanding differences in health behaviors by education, *Journal of Health Economics*, vol. 29, num. 1 , pp. 1-28.

Espinosa-Ferrando, J.; Hernandez-Alvarez, C.; y Savedoff, W.D. (2000). Productivity and Health Status in Nicaragua. En: W.D. Savedoff y T.P. Schultz (editores). *Wealth from Health: Linking Social Investments to Earnings in Latin America*. Inter-American Development Bank, Washington D.C, pp. 219-245.

Forbes, M.; Barker, A.; y Turner, S. (2010). The Effects of Education and Health on Wages and Productivity. 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 noviembre 28, 2013).

Gonzalez-Quintero, N.; Daza-Baez, N. y Garavito-Calderon, N. (2014). “Determinantes y perfiles de la participación laboral en Colombia: 2002-2013”, Archivos de Economía num. 415. Departamento Nacional de Planeación. Bogotá.

Grossman, M. (1972). *The Demand for Health*. National Bureau of Economic Research, Occasional Paper No. 119. Nueva York: Columbia University Press.

Grossman, M. (2006). Education and nonmarket outcomes. In: E. A. Hanushek and F. Welch (eds.). *Handbook of the Economics of Education*, vol. 1, pp. 577-633, Elsevier.

Guerrero, R.; Gallego, A. I.; Becerril-Montekio, V.; y Vásquez, J. (2011). Sistema de salud de Colombia. *Salud Pública de México*, vol. 53, num. 2, pp. 144-155.

Hahn, B.A. (1993). Marital Status and Women's Health: The Effect of Economic Marital Acquisitions, *Journal of Marriage and Family*, vol. 55, num. 2, pp. 495-504.

Handa, S. y Neitzert, M. (1998). Chronic Illness and Retirement in Jamaica. Living Standards Measurement Study Working Paper No.131, The World Bank, Washington DC. Disponible en: <http://elibrary.worldbank.org/doi/pdf/10.1596/0-8213-4087-5> (consultado septiembre 11, 2014)

Harris, A. (2009). Diabetes, Cardiovascular Disease and Labour Force Participation in Australia: An Endogenous Multivariate Probit Analysis of Clinical Prevalence Data, *The Economic Record*, vol. 85, num. 271, pp. 472-484.

Holt, H. (2010). Health and Labour Force Participation. 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 noviembre 29, 2013).

Jäckle, R. y Himmler, O. (2010). Health and Wages: Panel Data Estimates Considering Selection and Endogeneity, *Journal of Human Resources*, vol. 45, num. 2, pp. 364-406.

Laplagne, P.; Glover, M.; y Shomos, A. (2007). Effects of Health and Education on Labour Force Participation. Productivity Commission Staff Working Paper, Melbourne. Disponible en: http://www.pc.gov.au/_data/assets/pdf_file/0019/63190/healthandeducation.pdf (consultado noviembre 13, 2013).

López, Hugo (1995). Participación laboral y desempleo en las cuatro principales ciudades: un modelo econométrico. En: Hugo López (editor), *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 No. 3, Cambridge University Press, Cambridge.

Martinez, C. (2013). Descenso de la fecundidad, participación laboral de la mujer y reducción de la pobreza en Colombia, 1990 – 2010, *Serie de Estudios a Profundidad ENDS 1990 – 2010*, Bogotá.

Melo, L. y Ramos, J. (2010). Algunos aspectos fiscales y financieros del sistema de salud en Colombia. Banco de la República, Borradores de Economía No. 624.

Mete, C. y Schultz, T. P. (2002). Health and labor force participation of the elderly in Taiwan. Yale University Economic Growth Center Discussion Paper No. 846. Disponible en: http://www.econ.yale.edu/growth_pdf/cdp846.pdf (consultado septiembre 11, 2014).

Murrugarra, E. y Valdivia, M. (2000). The Returns to Health for Peruvian Urban Adults by Gender, Age, and across the Wage Distribution. En: W.D. Savedoff y T.P. Schultz (editores). *Wealth from Health: Linking Social Investments to Earnings in Latin America*. Inter-American Development Bank, Washington D.C, pp. 151-187.

Pandey, M.K. (2009). Labor Force Participation among Indian Elderly: Does Health Matter?. ASARC working paper series no. 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 septiembre 11, 2014).

Parker, S. W. (2000). Elderly Health and Salaries in the Mexican Labor Market. En: W.D. Savedoff y T.P. Schultz (editores). *Wealth from Health: Linking Social Investments to Earnings in Latin America*. Inter-American Development Bank, Washington D.C, pp. 71-109.

Ribero, R. (2000). Salud y productividad laboral en Colombia, *Revista Desarrollo y Sociedad* núm. 45, pp. 1-30.

Ribero, R.; y Nuñez, J. (2000). Productivity and Household Investment in Health - The Case of Colombia. En: W.D. Savedoff y T.P. Schultz (eds.). *Wealth from Health: Linking Social Investments to Earnings in Latin America*. Inter-American Development Bank, Washington D.C.

Robbins, D.; Salinas, D.; y Manco, A. (2009). La oferta laboral femenina y sus determinantes: evidencia para Colombia con estimativas de cohortes sintéticas, *Lecturas de Economía*, vol. 70, pp. 137-163.

Santamaría, M. y Rojas, N. (2001). La participación laboral: ¿qué ha pasado y qué podemos esperar?, *Planeación y Desarrollo*, vol. 32, pp. 5-34.

Savedoff, W.D. y Schultz, T.P. (eds.) (2000). *Wealth from Health: Linking Social Investments to Earnings in Latin America*. Inter-American Development Bank, Washington D.C.

Schultz, T.W. (1961). Investment in human capital, *The American Economic Review*, vol. 51, num. 1, pp. 1-17.

Stern, S. (1989). Measuring the Effect of Disability on Labor Force Participation, *The Journal of Human Resources*, vol. 24, num. 3, pp. 361-395.

Strauss, J. y Thomas, D. (1998). Health, Nutrition, and Economic Development, *Journal of Economic Literature*, vol. 36, num. 2, pp. 766-817.

Tenjo, J. y Ribero, R. (1998). Participación, desempleo y mercados laborales en Colombia, *Archivos de Macroeconomía* num. 81, Departamento Nacional de Planeación, Bogotá.

van Gameren, E. (2010). Labor Force Participation by the Elderly in Mexico. 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 septiembre 11, 2014).

Weil, D.N. (2014). Health and Economic Growth. En P. Aghion y S. N. Durlauf (editores), *Handbook of Economic Growth*, vol. 2B, Elsevier, Amsterdam, pp. 623-682.

Winkelmann, R. y Boes, S. (2006). *Analysis of Microdata*. Springer, Berlin.

Wooldridge, J.M. (2006). *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. Thomson South-Western, Tercera edición. Mason, Ohio.

Zhang, X.; Zhao, X.; y Harris, A. (2009). Chronic diseases and labour force participation in Australia. *Journal of Health Economics*, vol. 28, num. 1, pp. 91-108.

Apéndice A
Relación entre participación laboral y estado de salud auto-percibido

	Excelente (3)	Buena (2)	Regular (1)	Mala (0)	Total
Muestra completa					
Participa	2986	2047	834	158	6025
No participa	1098	849	480	122	2549
Observaciones	4084	2896	1314	280	8574
Hombres					
Participa	1746	1071	398	65	3280
No participa	143	147	67	22	379
Observaciones	1889	1218	465	87	3659
Hombres de 13-40 años					
Participa	977	455	133	23	1588
No participa	52	38	8	3	101
Observaciones	1029	493	141	26	1689
Hombres de 41-65 años					
Participa	769	616	265	42	1692
No participa	91	109	59	19	278
Observaciones	860	725	324	61	1970
Mujeres					
Participa	1240	976	436	93	2745
No participa	955	702	413	100	2170
Observaciones	2195	1678	849	193	4915
Mujeres de 13-40 años					
Participa	725	485	186	41	1437
No participa	549	327	144	39	1059
Observaciones	1274	812	330	80	2496
Mujeres de 41-65 años					
Participa	515	491	250	52	1308
No participa	406	375	269	61	1111
Observaciones	921	866	519	113	2419

Fuente: Encuesta Longitudinal Colombiana (ELCA) de la Universidad de los Andes, primera etapa; 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 auto-percibida 0 = mala 1 = regular 2 = buena 3 = excelente
VARIABLES EXPLICATIVAS VARIABLES	
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 complete educación técnica 0 si no
Educación tecnológica (con título)	1 si el individuo complete 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 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 Pacífica	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.

Cuadro B1
Descripción de las variables (Cont.)

Variables	Descripción
Cónyuge en fuerza laboral	1 si el cónyuge participa en el mercado laboral 0 si no
Niños 0-5	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
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 padre	1 si el padre tiene/ ha tenido una enfermedad crónica 0 si no
Enfermedad crónica 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 a 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” ^{1/}	1 si el hogar recibe o fue beneficiario del programa 0 si no

^{1/} “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 13-40		Mujeres 13-40		Hombres 41-65		Mujeres 41-65		Muestra completa	
	Promedio	Desv. Est.	Promedio	Desv. Est.						
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 tecnológica (con título)	0.021	0.142	0.028	0.164	0.021	0.144	0.019	0.137	0.022	0.148
Educación universitaria (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 Pacífica	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 0-5	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 padre	0.308	0.462	0.342	0.474	0.429	0.495	0.461	0.499	0.389	0.488
Enfermedad crónica 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 a lugares riesgosos	0.395	0.489	0.399	0.490	0.394	0.489	0.390	0.488	0.395	0.489
Vivienda afectada 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	1689		2496		1970		2419		8574	

Fuente: Encuesta Longitudinal Colombiana de la Universidad de los Andes (ELCA), primera etapa; cálculos de los autores.

Apéndice C

Pruebas de endogeneidad y de significancia conjunta de los instrumentos

	Ecuación de participación laboral		Ecuación de salud
Muestra completa			
Prueba de significancia conjunta de los instrumentos			
F Robusto (7, 8340)	25.95	F Robusto(4, 8340)	147.23
Prob > F	0.0000	Prob > F	0.0000
Pruebas de endogeneidad (Ho: variables son exógenas)^{1/}			
Score robusto Chi2(1)	7.48	Score robusto Chi2(1)	3.80
P valor	0.0062	P valor	0.0513
Regresión robusta F(1, 8345)	7.48	Regresión robusta F(1, 8342)	3.80
P valor	0.0062	P valor	0.0512
Mujeres de 13-40 años			
Prueba de significancia conjunta de los instrumentos			
F Robusto (7, 2405)	6.26	F Robusto (5, 2405)	7.60
Prob > F	0.0000	Prob > F	0.0000
Pruebas de endogeneidad (Ho: variables are exogenous)^{1/}			
Score robusto Chi2(1)	5.32	Score robusto Chi2(1)	0.20
P valor	0.0210	P valor	0.6557
Regresión robusta F(1, 2410)	5.3176	Regresión robusta F(1, 2408)	0.20
P valor	0.0212	P valor	0.6571
Mujeres de 41-65 años			
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 are exogenous)^{1/}			
Score robusto Chi2(1)	0.01	Score robusto Chi2(1)	3.92
P valor	0.9067	P valor	0.0476
Regresión robusta F(1, 2344)	0.01	Regresión robusta F(1, 2342)	3.91
P valor	0.9070	P valor	0.0482

Apéndice C (Cont.)

Pruebas de significación conjunta de los instrumentos y de endogeneidad

	Ecuación de participación laboral		Ecuación de salud
Hombres de 13-40 años			
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 are exogenous)^{1/}			
<i>Score</i> robusto Chi2(1)	0.21	<i>Score</i> 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
Hombres de 41-65 años			
Prueba de significancia conjunta de los instrumentos			
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 are exogenous)^{1/}			
<i>Score</i> robusto Chi2(1)	0.06	<i>Score</i> 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

^{1/} Se utilizaron dos pruebas de endogeneidad: la de Wooldridge' 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 41-65		Hombres 13-40		Hombres 41 - 65	
	dy/dx	Error estándar	dy/dx	Error estándar	dy/dx	Error estándar
Salud regular (1)	0.058	0.056	0.029	0.056	0.127**	0.062
Salud buena (2)	0.114**	0.054	0.015	0.054	0.152**	0.060
Salud excelente (3)	0.099*	0.054	0.037	0.054	0.174***	0.060
Edad	0.085***	0.028	0.026***	0.009	0.035*	0.018
Edad al cuadrado	-0.001***	0.000	-0.000***	0.000	-0.000**	0.000
Estado civil	-0.110**	0.043	0.062***	0.017	0.031	0.029
Mujer jefe del hogar	0.104***	0.036				
Educación técnica (con título)	0.141***	0.054	0.046	0.032	0.039	0.040
Educación tecnológica (con título)	0.314***	0.088	-0.008	0.038	0.055	0.057
Educación universitaria (con título)	0.352***	0.055	-0.027	0.022	0.083**	0.038
Posgrado (con título)	0.381***	0.083				
Región Atlántica	-0.118***	0.036	-0.010	0.017	0.032	0.026
Región Oriental	-0.021	0.036	0.018	0.018	0.032	0.025
Región Central	-0.200***	0.033	0.004	0.018	-0.009	0.024
Región Pacífica	-0.085**	0.036	0.002	0.017	0.023	0.025
Ln (otros ingresos)	-0.003	0.003	-0.003	0.002	-0.006***	0.002
Cónyuge en fuerza laboral	0.048	0.034	-0.020*	0.012	0.024	0.016
Niños 0-5	-0.077	0.053	0.019*	0.011	0.031	0.029
Programa “Familias en acción”	0.023	0.030	0.001	0.014	-0.014	0.022

*** 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 mujeres de 13-40 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	-0.001	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 padre	0.013***	0.004	0.033***	0.008	0.028***	0.007	-0.075***	0.019
Enfermedad crónica 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 a 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 hombres de 41-65 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 padre	0.011***	0.004	0.034***	0.010	0.019***	0.006	-0.065***	0.019
Enfermedad crónica 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 a 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.