



Desarrollo y Sociedad

ISSN: 0120-3584

revistadesarrolloysociedad@uniandes.edu.co

Universidad de Los Andes

Colombia

Ribero Medina, Rocío  
Salud y productividad laboral en Colombia  
Desarrollo y Sociedad, núm. 45, marzo, 2000, pp. 1-30  
Universidad de Los Andes  
Bogotá, Colombia

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=169118245001>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

## Salud y productividad laboral en Colombia\*

Rocío Ribero Medina\*\*

### Resumen

En este artículo se estudian las relaciones entre dos indicadores básicos de salud y la productividad laboral en Colombia, y se explora cómo el gasto público en salud podría mejorar la productividad de los individuos. Las estadísticas indican que las mujeres sufren con más frecuencia de problemas relacionados con la salud, que dichos problemas son más comunes entre las cohortes mayores, y que los residentes en zonas rurales se ven más afectados por problemas de salud. Los que tienen mayor nivel educativo son considerablemente más saludables y tienen una mayor estatura que aquellos individuos con bajo nivel educativo.

Tras introducir los indicadores de salud en una función de ingresos de tipo Mincer, se encuentra que éstos están relacionados con los ingresos individuales en Colombia. Cuando la variable de salud se supone como endógena y se estima la ecuación usando variables instrumentales, se corrigen los errores de medición y la posible endogeneidad de la variable, encontrando que la salud es significativa y tiene el signo acertado. Los modelos indican que un incremento de 50% en el número promedio de días de incapacidad se relaciona con una reducción en los ingresos indivi-

---

\* Mis agradecimientos a T. Paul Schultz, William Savedoff, Jairo Núñez, Robert Evanson, Ann Stevens, Michael Boozer, Carmen E. Flórez, Fabio Sánchez, Roberto Steiner, Carlos Medina y a los participantes en los seminarios CEDE de la Universidad de los Andes y Microeconomics Workshop in Labor and Population de Yale University por sus sugerencias y útiles comentarios. Agradezco también las recomendaciones de un calificador anónimo. Me complace igualmente reconocer la ayuda económica de la Fundación Rockefeller por la beca post-doctoral en Yale University durante la cual fue posible terminar este trabajo.

\*\* Profesora Universidad de los Andes; Postdoctoral Fellow Economic Growth Center, Yale University.

duales de 11% para los hombres y 8% para las mujeres en zonas urbanas, 13% para los hombres y 7% para las mujeres en zonas rurales, controlando por la edad, la educación, el sector de empleo, el género y la localización. Las estimaciones del modelo con la estatura como indicador de salud muestran un signo positivo y significativo de ésta en la regresión. Los coeficientes de la estatura se ven amplificados tras el uso de las variables instrumentales. Un centímetro más de estatura entre las mujeres aumentaría los ingresos en 4.7% y entre los hombres, en 12%. La riqueza del individuo y el vivir en una comunidad con mejores indicadores de provisión de salud están ligados con mejores indicadores individuales de salud. El análisis de los retornos a la educación muestra que ésta captura parte de los efectos de la salud sobre la productividad, cuando la regresión excluye el indicador de salud.

## 1. Introducción

Este estudio analiza los determinantes de una buena salud de los individuos y los efectos que ésta tiene sobre la productividad en Colombia a nivel rural y urbano y por género. La asignación de recursos y las decisiones de consumo en el hogar determinan los niveles nutricionales de niños y adultos en el hogar, y tienen un impacto sobre las características antropométricas de los adultos tales como la estatura y los patrones de enfermedad e incapacidad. La estatura refleja la inversión nutricional realizada por los padres del individuo en su temprana infancia así como la salud acumulada durante la vida (Strauss y Thomas, 1995; Martorell y Habicht, 1986). Los cambios en la estatura de la población a lo largo del tiempo se pueden atribuir a cambios en la inversión en capital humano y en las características de salubridad del ambiente (Fogel, 1994).

A la función de ingresos básica especificada por Mincer (1974) se le agregan dos indicadores de salud como nuevas formas de capital humano, aparte de la escolaridad. Schultz (1997) analiza cómo la formación de capital humano se ve afectada por formas de inversión del Estado y los hogares. A su vez determina los ingresos laborales, encontrando que la estatura de los adultos es un determinante importante de la productividad, que aparece correlacionada con problemas crónicos de salud entre las cohortes mayores, y se vincula con la mortalidad, y por ende, con la longitud de la vida productiva. Fogel (1994) encuentra también una es-

trecha relación entre el índice de masa corporal y la estatura con la mortalidad de hombres mayores, y con la aparición de enfermedades crónicas entre los hombres de 20 a 50 años de edad. En este estudio se confirma que la estatura está relacionada positivamente con los ingresos de los individuos en Colombia.

Muchos de los estudios que miden la morbilidad se concentran en la población mayor de los países de altos ingresos (Schultz y Tansel, 1997). Otro grupo de estudios analizan los efectos de la nutrición y de la desnutrición infantil en los países en desarrollo (Behrman, 1993; Deolalikar, 1988; Behrman y Deolalikar, 1988; Sahn y Alderman, 1988; Rosenzweig y Wolpin, 1988; Rosenzweig y Schultz, 1982, 1983). Schultz (1984) estudia el efecto de intervenciones del Estado sobre la mortalidad infantil. Thomas y Strauss (1997) encuentran que en Brasil la estatura tiene un impacto significativo y positivo sobre los ingresos individuales, controlando por educación. Ellos muestran que los retornos a la educación capturan parte del efecto de la salud sobre la productividad, al estimar parámetros de retorno a la educación que son hasta 45% menores cuando la estatura se incluye en la regresión. Cuando Schultz (1996) incluye tres formas adicionales de capital humano en la regresión (índice de masa corporal, estatura y migración) en África, encuentra que los retornos a la educación disminuyen hasta en un 20%. En este estudio los retornos a la educación no se ven tan afectados al incluir los indicadores de salud en la regresión de ingresos. Sin embargo, cuando se incluye la variable instrumental de número de días de incapacidad, se hallan retornos a la educación que son 9% menores en el caso masculino y 5% menores en el caso femenino. Al incluir la variable instrumental de estatura, los retornos a la educación disminuyen ampliamente (44% en el caso masculino y 12% en el caso femenino).

Se halla un efecto negativo y significativo del número de días que un individuo estuvo incapacitado en el último mes sobre la productividad tanto de hombres como de mujeres. Para un hombre localizado en un sector urbano, el haber estado incapacitado un día en el último mes representa unos ingresos laborales 55% menores que si hubiera estado saludable durante todo el mes anterior a la encuesta. El efecto es de menor magnitud para los hombres en zonas rurales (49%) y para las mujeres (36% en zonas urbanas y 23% en zonas rurales). De manera similar se encuentra que la estatura está correlacionada positiva y significativamente con los ingre-

sos. Un hombre en zonas urbanas recibe ingresos 12% mayores por centímetro, y una mujer en zonas urbanas recibe ingresos 4.7% mayores por centímetro. Estas cifras se asemejan a las reportadas por Schultz (1996) en Ghana, donde un centímetro adicional de estatura está asociado con ingresos 5.7% mayores para los hombres y 7.5% para las mujeres, controlando por el índice de masa corporal y la migración.

En la siguiente sección se describen las fuentes de información y los indicadores de salud. En la sección 3 se presentan las estadísticas descriptivas de las variables. En la sección 4 se discute la especificación empírica y se presentan los resultados de las estimaciones. La sección 5 incluye los modelos de forma reducida para los indicadores de salud. La sección 6 muestra los resultados de las estimaciones con variables instrumentales de salud. La última sección contiene las conclusiones del estudio.

## 2. Los datos

Los datos para este estudio provienen de la Encuesta Nacional de Hogares - Etapa 74 de diciembre de 1991 [ENH-91] y de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica de 1993 [Casen]. La muestra urbana de la ENH-91 cubre las once principales ciudades (Bogotá, Cali, Medellín, Barranquilla, Bucaramanga, Manizales, Pasto, Cúcuta, Pereira, Ibagué, Montería) y sus áreas metropolitanas. Es la única encuesta de hogares en Colombia que incluye la estatura de las personas, la cual es utilizada en el presente estudio como indicador de salud (la parte rural de la encuesta no proporciona la estatura). El rango de edad está restringido entre 25 y 55 años, para considerar la estatura "adulta"<sup>1</sup>. La población con ingresos laborales positivos y con estaturas superiores a 1.35 m constituye una muestra de 18.908 individuos.

La muestra de Casen (urbana y rural) tiene 32.250 observaciones con ingresos positivos entre los 18 y los 70 años de edad. El indicador de salud es el número de días que el individuo estuvo incapacitado en el mes previo a la encuesta. Si bien esta medida adolece de ciertas debilidades por su posible subjetividad y errores de medida (Murrugarra y Valdivia, 1999), el

---

<sup>1</sup> Antes de 25 años los individuos pueden estar creciendo todavía, y después de 55 años pueden comenzar a enogerse debido a la edad.

hecho de que la pregunta aparece como última tras una secuencia, puede filtrar algunas de estas fallas<sup>2</sup>. Dado que el número de días que un trabajador haya tomado de incapacidad en el mes previo a la encuesta puede estar correlacionado con ciertas características de los contratos laborales, se incluyó una variable dummy de empleado asalariado para controlar por el grado de formalidad del empleo.

Debido a que el período de referencia para el número de días de incapacidad es el mes anterior a la encuesta, la variable está truncada en 30 días. Así, todos los individuos con 30 días de incapacidad o más resultan agrupados en esta categoría. Como se observa en el Cuadro 1, la población con 30 días de incapacidad es bastante diferente del resto de la población, mostrando individuos mayores, con menor nivel educativo y con más informalidad en el empleo que la población con menos de 30 días de incapacidad y que la población con cero días de incapacidad. Además, estos individuos presentan ingresos no laborales que duplican los del resto de la población y paradójicamente ingresos laborales más altos que los del resto de la población. La naturaleza de la incapacidad para el grupo de individuos con 30 días de incapacidad, por lo tanto, parece ser bastante diferente que para el resto de la población, siendo probable que esta población adolezca de enfermedades crónicas características de la edad. Por esta razón, este subgrupo que constituye un 0.41% de la población total (y un 7% de la población con al menos un día de incapacidad) ha sido excluido de la muestra de análisis, sin que ello altere de manera sustancial los resultados del estudio (Ribero, 1999). La medida de productividad utilizada en ambas muestras son los ingresos laborales por hora (salarios o ganancias mensuales divididos por cuatro veces el número de horas que el individuo trabaja normalmente a la semana).

Otras fuentes consultadas fueron el Ministerio de Salud para obtener información sobre cobertura de programas de vacunación por municipio y gasto público en salud y, el Instituto Geográfico Agustín Codazzi (1996) para obtener información climatológica de cada municipio.

---

<sup>2</sup> La secuencia de preguntas en la encuesta es: 1) ¿Durante el mes pasado sufrió usted de alguna enfermedad, problema dental o accidente? 2) ¿Durante el mes pasado dejó usted de realizar sus actividades ordinarias debido al problema de salud relacionado antes? 3) ¿Durante cuántos días del mes anterior dejó usted de realizar sus actividades ordinarias debido al problema de salud relacionado antes?

**Cuadro 1** Algunas características de la muestra de trabajadores desagregada por número de días de incapacidad en el último mes<sup>1,2</sup>

Variable	Días incapacitado = 0		0 < Días incapacitado < 30		Días incapacitado = 30	
	Media	Desv. est.	Media	Desv. est.	Media	Desv. est.
Años de educación	6.74	(4.39)	6.03	(4.6)	5.52	(4.56)
Edad	36.48	(12.39)	38.93	(13.25)	44.99	(13.60)
log (ingresos / hora)	6.124	(0.96)	6.056	(0.98)	6.176	(1.02)
Dummy asalariado = 1	0.60		0.55		0.44	
Ingreso no laboral 10.000	0.881	(8.87)	1.033	(4.96)	2.376	(10.40)
Sexo (0=masc., 1=fem.)	0.33		0.40		0.32	
Número de observaciones	32.274		1.976		145	

<sup>1</sup> La muestra incluye trabajadores entre 18 y 70 años en 1993.

<sup>2</sup> La muestra excluye empleados del servicio doméstico.

Fuente: Casen.

Dado que las encuestas no proporcionan suficiente información para estudiar migración, se supone que el lugar de residencia de los individuos es exógeno, aun cuando la gente puede haberse mudado de lugar de residencia debido a condiciones locales de salubridad, o tras haber realizado inversiones en salud en la localidad de origen. Esto puede introducir sesgos en mis estimativos. Los empleados del servicio doméstico se excluyeron de ambas muestras, porque su salario por lo general incluye alimentación y/o alojamiento, complicando el cálculo de sus ingresos por hora (en Casen son el 4.6% de la población ocupada y en ENII-91 el 5.3%).

### 3. Estadísticas descriptivas

La muestra de ENII-91 tiene 62% hombres y 38% mujeres, 15% de los individuos tienen nivel educativo inferior a primaria completa y 16% tienen más de bachillerato completo. Las tendencias de estatura se presentan en el Cuadro 2. Se observa cómo entre el grupo más joven (de 25 a 34 años) y el mayor (de 45 a 55 años) las mujeres han acumulado 1.49 cm de estatura y los hombres 1.29 cm. En promedio, la población masculina (femenina) con mayor nivel educativo tiene 5.81 cm (3.97 cm) más de estatura que la

población masculina (femenina) con cero años de educación. Estas brechas, sin embargo, han ido disminuyendo con los años, como lo indica el hecho de que sean 4.85 cm entre las mujeres mayores y 2.79 cm entre las mujeres más jóvenes. Para los hombres la brecha es mayor y la disminución ha sido más lenta que para las mujeres (5.92 cm de diferencia entre los mayores y 5.29 cm de diferencia entre los más jóvenes), lo cual puede deberse al crecimiento más rápido de la educación entre las mujeres.

**Cuadro 2** Estatura media en centímetros por género, edad y educación<sup>1,2,3</sup>

Mujeres		Educación			
Edad	0 años	Primaria	Secundaria	Superior	Total
25-34	159.68 (7.58)	159.30 (6.4)	161.23 (6.43)	162.47 (6.64)	161.16 (6.57)
35-44	158.98 (6.92)	159.65 (7.03)	161.75 (6.47)	162.15 (6.43)	161.12 (6.74)
45-55	157.27 (6.95)	158.52 (7.05)	161.02 (6.42)	162.12 (6.65)	159.67 (6.95)
Total	158.37 (7.11)	159.24 (6.84)	161.38 (6.45)	162.34 (6.57)	160.91 (6.71)
Hombres		Educación			
Edad	0 años	Primaria	Secundaria	Superior	Total
25-34	167.46 (6.35)	167.68 (6.46)	169.80 (6.09)	172.75 (6.52)	169.72 (6.46)
35-44	166.33 (8.24)	167.57 (6.62)	169.79 (6.46)	171.24 (6.16)	169.18 (6.66)
45-55	165.48 (6.62)	167.34 (6.7)	169.63 (5.96)	171.40 (6.85)	168.43 (6.66)
Total	166.18 (7.13)	167.53 (6.59)	169.77 (6.18)	171.99 (6.47)	169.28 (6.59)

<sup>1</sup> Desviación estándar entre paréntesis.

<sup>2</sup> La muestra incluye trabajadores entre 25 y 55 años en 1991 con estatura superior a 135 cm.

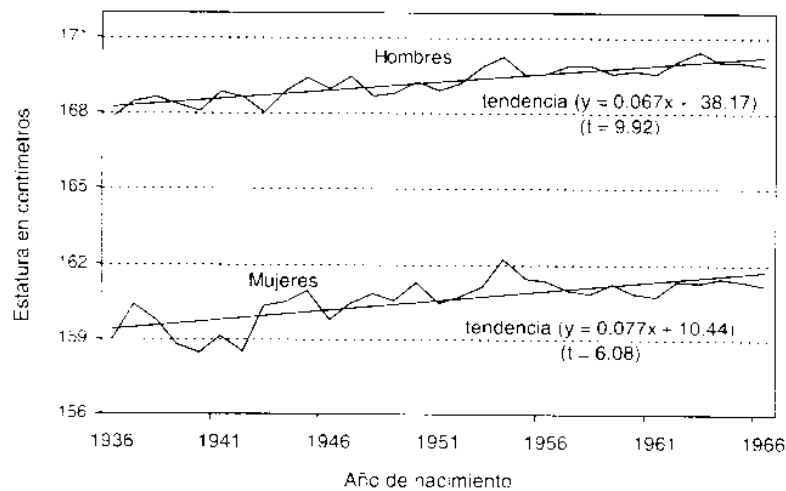
<sup>3</sup> La muestra excluye trabajadores del servicio doméstico.

Fuente: ENH-91.



El Gráfico 1 muestra las estaturas promedio de los trabajadores nacidos entre 1936 y 1966 con respecto a su año de nacimiento. La tendencia positiva se asemeja a la observada en Brasil por Thomas y Strauss (1997). La pendiente es más alta para las mujeres que para los hombres (crecimiento de 0.77em por década para las mujeres y de 0.67 em por década para los hombres). Cuando se hace este gráfico para la población completa de 25 a 55 años, se encuentran pendientes de 0.71 y 0.65 por década para mujeres y hombres urbanos respectivamente. El hecho de que la pendiente sea mayor para la población trabajadora puede indicar que el mercado de trabajo ha ido seleccionando individuos más jóvenes con mayor estatura (es decir, con mejores niveles nutricionales infantiles).

**Gráfico 1** Estatura promedio por año de nacimiento  
Trabajadores entre 25 y 55 años en 1991



Strauss y Thomas (1998) encuentran que en Estados Unidos la estatura media masculina aumentó 1.25 em por década, en Vietnam 1.05 em por década y en Brasil 0.77 em por década, entre 1910 y 1950. Fogel (1994) reporta que en Suecia entre 1875 y 1975 la estatura media masculina aumentó 0.81 em por década y en Francia 0.64 em por década. Para el mismo período, el incremento por década de la estatura media masculina en Noruega fue de 0.57 em y en Dinamarca de 1.07 em. Schultz (1996) calcula que en Costa de Marfil el incremento de la estatura media por

década ha sido 1.33 cm para los hombres y 1 cm para las mujeres, y en Ghana de 0.66 cm para los hombres y 0.33 cm para las mujeres. Si bien estas cifras no son estrictamente comparables por referirse a diferentes períodos, las ganancias en estatura por década en Colombia son semejantes a las encontradas en otros países.

En la muestra de Casen, con 36% observaciones femeninas y 64% masculinas, sólo 8% de los individuos tiene nivel educativo mayor al bachillerato, 49% tiene primaria parcial o completa y 9% tiene cero años de educación. El 82% de la muestra está localizado en áreas urbanas. Las diferencias en niveles educativos y de salud entre el área urbana y la rural es marcada. En el área rural el promedio de escolaridad es de 3.6 años y en el área urbana, de 7.3 años. El 4.7% de los hombres en áreas urbanas tuvo al menos un día de incapacidad en el mes previo a la encuesta. En áreas rurales esta cifra es 6.4%. De las mujeres de áreas urbanas, 6.4% tuvo al menos un día de incapacidad, y de áreas rurales, 8%. De la población con al menos un día incapacitado, 52% tuvo entre uno y cuatro días, 29% entre cinco y ocho días, y 11% tuvo quince días de incapacidad.

Los patrones de incapacidad por edades, género, nivel educativo y zona se muestran en el Cuadro 3. Las incapacidades son más frecuentes entre las mujeres que entre los hombres en todas las edades y niveles educativos, y en las zonas rurales más que en las zonas urbanas. El promedio de días incapacitado disminuye con la educación y aumenta con la edad desde 0.25 para la cohorte más joven (de 18 a 24 años) hasta 0.72 para la cohorte mayor (de 60 a 70 años). El salto más alto ocurre entre las dos cohortes mayores (entre 45 a 59 años y 60 a 70 años).

#### 4. Ecuaciones de ingresos por hora

En esta sección se estima una función de ingresos del siguiente tipo:

$$\log(\omega_i) = \alpha_j + \sum b_{ij} X_{ji} + \sum c_{ik} C_{ki} + \sum d_{ih} H_{hi} + e_{ji} \quad (1)$$

donde  $\omega_i$  es el salario por hora del individuo. Se estiman los parámetros  $\alpha_j$ ,  $b_j$ ,  $c_j$  y  $d_j$ , y el término de error  $e_{ji}$  se supone con promedio cero e independientemente distribuido. El subíndice  $i$  se refiere a los individuos, mientras que  $j$ ,  $k$  y  $h$  se refieren a variables específicas en los conjuntos

**Cuadro 3** Promedio de días incapacitado en el último mes, por género, edad, educación y área<sup>1,2,3</sup>

Edad	Género			Área		
	Hombres	Mujeres	Total	Urbana	Rural	Total
18-24	0,25 (1,57)	0,26 (1,45)	0,25 (1,53)	0,50 (2,44)	0,57 (2,35)	0,53 (2,40)
25-34	0,27 (1,67)	0,35 (1,89)	0,30 (1,75)	0,37 (1,96)	0,45 (2,14)	0,40 (2,02)
35-44	0,32 (1,81)	0,32 (1,61)	0,32 (1,74)	0,29 (1,7)	0,34 (1,76)	0,30 (1,71)
45-59	0,37 (1,99)	0,58 (2,45)	0,44 (2,15)	0,22 (1,52)	0,14 (0,74)	0,22 (1,51)
60-70	0,67 (2,76)	0,89 (3,27)	0,72 (2,89)	0,33 (1,88)	0,45 (2,12)	0,35 (1,89)
Total	0,33 (1,85)	0,40 (1,97)	0,35 (1,89)			

Edad	Educación				Género		
	0 años	Primaria	Secundaria	Superior	Hombres	Mujeres	Total
18-24	0,29 (1,67)	0,27 (1,63)	0,24 (1,47)	0,22 (1,47)	0,46 (2,20)	0,70 (2,88)	0,53 (2,10)
25-34	0,37 (1,87)	0,34 (1,83)	0,29 (1,72)	0,23 (1,63)	0,36 (1,96)	0,48 (2,15)	0,40 (2,02)
35-44	0,37 (1,95)	0,36 (1,86)	0,31 (1,74)	0,17 (1,07)	0,28 (1,70)	0,32 (1,72)	0,30 (1,71)
45-59	0,48 (2,24)	0,46 (2,21)	0,39 (1,95)	0,31 (2,05)	0,18 (1,43)	0,26 (1,6)	0,22 (1,51)
60-70	0,94 (3,35)	0,67 (2,71)	0,51 (2,5)	0,06 (0,44)	0,33 (1,85)	0,40 (1,97)	0,35 (1,89)
Total	0,53 (2,4)	0,40 (2,02)	0,30 (1,71)	0,22 (1,51)			

1 Desviación estándar entre paréntesis.

2 La muestra incluye trabajadores entre 18 y 70 años en 1993.

3 La muestra excluye individuos con 30 días incapacitado y empleados del servicio doméstico.

Fuente: Casen.

denotados como  $X$  (dotaciones exógenas del individuo como la edad o el haber nacido en zonas rurales)<sup>3</sup>,  $C$  (formas de capital humano como la escolaridad) y  $H$  (indicadores de salud), respectivamente. Los indicadores de salud por el momento se suponen exógenos y no correlacionados con el término de error  $e_{it}$  en la ecuación (1).

Los indicadores de salud considerados en regresiones separadas son:

1. La estatura en centímetros, como indicador de estado nutricional en la infancia y exposición a enfermedad en el ambiente a lo largo de la vida (Schultz, 1997), y
2. El número de días incapacitado en el mes anterior a la encuesta, como medida de "enfermedad"<sup>4</sup>.

Se supone que la educación es exógena y que la pertenencia al sector asalariado es también exógena, sin que esto afecte de manera considerable los resultados del estudio (Riberó y Núñez, 1998). La estimación se hizo separadamente para cada género y por zonas rural y urbana, ya que tanto los ingresos como los indicadores de salud difieren ampliamente por zonas y entre hombres y mujeres.

Las estadísticas descriptivas de las variables aparecen en los Cuadros 4 y 5. Los modelos estimados con mínimos cuadrados ordinarios (MCO) se incluyen en los Cuadros 6 y 7. La estatura es significativa y tiene el signo esperado (positivo), y el coeficiente masculino es más alto que el femenino. Por el contrario, la relación entre el número de días incapacitado y los ingresos es poco significativa y no muestra el signo esperado para los hombres. El modelo se estimó también excluyendo las variables de salud del lado derecho de la ecuación (1). Ni los retornos a la educación ni el coeficiente de la variable dummy de asalariado presentan un cambio importante cuando las variables de salud se agregan al modelo. En regresiones adicionales no incluidas en el presente artículo se encontró que la estatura y la educación están correlacionadas positivamente<sup>5</sup>, así que al

<sup>3</sup> Esta variable no está incluida en Casen.

<sup>4</sup> Se utiliza esta medida en lugar del número de días que el individuo estuvo enfermo el mes anterior porque probablemente es menos subjetiva.

<sup>5</sup> El coeficiente de correlación entre la edad y la estatura para los hombres es 0.2614 y para las mujeres es 0.2167.

controlar por la educación, el coeficiente de la estatura disminuye marcadamente. La correlación entre la educación y la estatura no es lo suficientemente alta como para generar problemas de multicolinealidad entre las variables al estimar la ecuación (1) con los datos de la ENH-91.

**Cuadro 4 Estadísticas descriptivas de las variables utilizadas en los modelos de estatura**

Variable <sup>1</sup>	Hombres		Mujeres	
	Media	Desv. est.	Media	Desv. est.
Indicador de productividad log (Ingresos / hora)	6.050	0.765	5.896	0.774
Variables individuales				
Edad	36.52	8.38	35.46	7.78
Edad al cuadrado	1404	650	1318	592
Años de educación	5.269	4.298	9.012	4.374
Dummy asalariado = 1	0.707	0.455	0.712	0.453
Nacido en área rural = 1	0.110	0.313	0.111	0.315
Indicador de salud				
Estatura en cm	169.27	6.57	160.92	6.69
Indicadores de riqueza				
Dummy casa propia = 1	0.615	0.486	0.659	0.474
Ingreso no laboral / 10.000 <sup>2</sup>	0.630	10.328	0.46	2.93
Dummy electricidad en el hogar	0.997	0.589	0.996	0.647
Dummy teléfono en el hogar	0.454	0.498	0.552	0.497
Indicadores de provisión de salud				
Cobertura vacunación triple <sup>3</sup>	58.345	18.196	57.920	18.251
Cobertura vacunación tétano	52.904	18.409	54.046	19.219
Gasto per cápita en salud municipio	0.007	0.002	0.007	0.001
Indicadores de acceso a la educación				
Tiempo prom. en llegar a la escuela en el mpio.	20.115	1.974	20.206	2.047
Escuelas primarias per cápita municipio	0.919	0.051	0.918	0.052
Indicadores de mercado laboral				
Tasa de desempleo municipio <sup>4</sup>	0.066	0.023	0.064	0.023
Acceso a crédito municipio <sup>5</sup>	0.406	0.192	0.391	0.193
Indicadores meteorológicos				
Precipitación anual mm. cub. mpio.	1283.9	446.7	1276.0	428.3
Temperatura en grados centígrados	21.10	5.20	20.53	5.29
Número de observaciones	11.772		7.136	

<sup>1</sup> La muestra incluye trabajadores entre 25 y 55 años en 1991 con estatura >135 cm y excluye trabajadores del servicio doméstico.

<sup>2</sup> Indicadores monetarios en pesos de 1991.

<sup>3</sup> Cobertura de vacunaciones como % de metas del Ministerio de Salud para 1993.

<sup>4</sup> Tasa de desempleo definida como % de desempleados sobre fuerza laboral.

<sup>5</sup> Acceso a crédito municipio definido como % de individuos con acceso a crédito público.

Fuente: ENH-91.

**Cuadro 5** Estadísticas descriptivas de las variables utilizadas en los modelos de número de días incapacitado en el último mes

Variable <sup>1</sup>	Hombres			
	Urbano		Rural	
	Media	Desv. est.	Media	Desv. est.
Indicador de productividad log (ingresos/hora)	6.284	(0.89)	5.651	(0.88)
Indicador de salud Número de días incapacitado	0.300	(1.79)	0.428	(2.06)
Variables individuales				
Edad	36.59	(12.53)	35.00	(13.89)
Edad al cuadrado/1000	1195.5	(1031)	1637.3	(1166)
Años de educación	7.041	(4.26)	3.457	(3.01)
Dummy asalariado = 1	0.633	(0.48)	0.555	(0.50)
Indicadores de riqueza				
Dummy casa o apartamento	0.942	(0.23)	0.973	(0.16)
Ingreso no laboral/10.000 <sup>2</sup>	0.974	(10.92)	0.359	(3.12)
Dummy electricidad en hogar = 1	0.952	(0.13)	0.689	(0.46)
Dummy teléfono en hogar = 1	0.232	(0.42)	0.015	(0.12)
Indicadores de provisión de salud				
Cobertura vacunación triple <sup>3</sup>	84.519	(27.34)	82.685	(28.18)
Cobertura vacunación tétano	59.416	(66.50)	38.342	(20.47)
Gasto per cápita en salud municipio	0.009	(0.01)	0.007	(0.00)
Indicadores de acceso a la educación				
Tiempo prom. en llegar a la esc. en el mpio.	15.146	(1.59)	21.244	(3.34)
Escuelas primarias per cápita municipio	0.923	(0.03)	0.517	(0.08)
Indicadores de mercado laboral				
Tasa de desempleo municipio <sup>4</sup>	0.062	(0.02)	0.021	(0.02)
Acceso a crédito municipio <sup>5</sup>	0.522	(0.21)	0.540	(0.20)
Indicadores meteorológicos				
Precipitación anual mm. cub. mpio.	1772.99	(1293)	1722.35	(837)
Temperatura en grados centígrados	24.1	(4.65)	22.7	(5.46)
Número de observaciones	15.593		4.940	

<sup>1</sup> La muestra incluye trabajadores entre 15 y 70 años en 1993 y excluye individuos con 30 días incapacitados y empleados del servicio doméstico.

<sup>2</sup> Indicadores monetarios en pesos de 1993.

<sup>3</sup> Cobertura de vacunaciones como % de metas del Ministerio de Salud para 1993.

<sup>4</sup> Tasa de desempleo definida como % de desempleados sobre fuerza laboral.

<sup>5</sup> Acceso a crédito municipio definido como % de individuos con acceso a crédito público.

Fuente: Casen.

(Continúa)

Salud y productividad laboral  
en Colombia  
Rocío Ribero Medina

(Continuación Cuadro 5)

Variable <sup>1</sup>	Mujeres			
	Urbano		Rural	
	Media	Desv. est.	Media	Desv. est.
Indicador de productividad				
log (ingresos / hora)	6.105	(1.00)	5.569	(1.15)
Indicador de salud				
Número de días incapacitado	0.375	(1.92)	0.535	(2.32)
Variables individuales				
Edad	35.73	(11.33)	36.90	(13.23)
Edad al cuadrado / 1000	1405.2	(910)	1665.0	(1123)
Años de educación	7.939	(4.39)	4.275	(3.72)
Dummy asalariado = 1	0.594	(0.49)	0.362	(0.49)
Indicadores de riqueza				
Dummy casa o apartamento	0.954	(0.21)	0.963	(0.19)
Ingreso no laboral / 10.000 <sup>2</sup>	1.026	(6.08)	0.496	(2.82)
Dummy electricidad en hogar = 1	0.985	(0.12)	0.756	(0.43)
Dummy teléfono en hogar = 1	0.301	(0.46)	0.022	(0.15)
Indicadores de provisión de salud				
Cobertura vacunación triple <sup>3</sup>	84.946	(27.87)	83.631	(27.78)
Cobertura vacunación tétano	55.133	(65.66)	35.860	(19.02)
Gasto per cápita en salud municipio	0.009	(0.01)	0.007	(0.00)
Indicadores de acceso a la educación				
Tiempo prom. en llegar a la esc. en el mpio.	15.217	(1.58)	21.374	(3.39)
Escuelas primarias per cápita municipio	0.924	(0.03)	0.816	(0.08)
Indicadores de mercado laboral				
Tasa de desempleo municipio <sup>4</sup>	0.061	(0.02)	0.022	(0.02)
Acceso a crédito municipio <sup>5</sup>	0.526	(0.22)	0.537	(0.21)
Indicadores meteorológicos				
Precipitación anual mm. cúb. mpio.	1651.47	(1465)	1692.55	(954)
Temperatura en grados centígrados	23.8	(4.81)	21.9	(5.58)
Número de observaciones	10.424		1.293	

<sup>1</sup> La muestra incluye trabajadores entre 16 y 70 años en 1993 y excluye individuos con 30 días incapacitados y empleados del servicio doméstico.

<sup>2</sup> Indicadores monetarios en pesos de 1993.

<sup>3</sup> Cobertura de vacunaciones como % de metas del Ministerio de Salud para 1993.

<sup>4</sup> Tasa de desempleo definida como % de desempleados sobre fuerza laboral.

<sup>5</sup> Acceso a crédito municipio definido como % de individuos con acceso a crédito público.

Fuente: Casen.

**Cuadro 6** Funciones de ingresos con y sin estatura - variable dependiente  $\log(\text{ingresos} / \text{hora})^{1,2}$

Variables	Hombres		Mujeres	
	1	2	3	4
	Coefficiente	Coefficiente	Coefficiente	Coefficiente
	t-estadístico	t-estadístico	t-estadístico	t-estadístico
Indicador de salud	—	—	—	—
Estatura en cm/100	—	0.929	—	0.525
Variables Individuales				
Edad	0.049 (7.28)*	0.050 (7.51)*	0.055 (6.10)*	0.054 (6.02)*
Edad al cuadrado/1000	-0.408 (-4.70)*	-0.422 (-4.88)*	-0.537 (-4.57)*	-0.526 (-4.49)*
Años de educación	0.095 (66.08)*	0.092 (62.15)*	0.094 (49.78)*	0.093 (48.61)*
Dummy asalariado = 1	0.088 (6.66)*	0.090 (6.82)*	0.220 (12.42)*	0.217 (12.24)*
Nacido en área rural = 1	-0.060 (-3.12)*	-0.051 (-2.67)*	-0.041 (-1.66)	-0.034 (-1.40)
Constante	3.994	2.418	3.668	2.848
Número de observaciones	11.772	11.772	7.136	7.136
F-test	1021.3	873.1	684.2	575.2
R-al cuadrado ajustado	0.3024	0.3082	0.3238	0.3256

1 La muestra incluye trabajadores entre 25 y 55 años en 1991 con estatura superior a 135 cm.

2 La muestra excluye trabajadores del servicio doméstico.

\* = significativo al 5%.

Fuente: ENI-91.



**Cuadro 7** Funciones de ingresos con y sin días incapacitado en el último mes - variable dependiente log (ingresos / hora)<sup>1,2</sup>

Variables	Urbano			Rural		
	Coefficiente	t-estadístico	Coefficiente	t-estadístico	Coefficiente	t-estadístico
<b>Hombres</b>						
Indicador de salud	—	—	—	—	—	—
Número de días incapacitado/1000	—	—	5.388	(1.66)	—	0.923
<b>Variables individuales</b>						
Edad	0.069	(24.54)*	0.069	(24.55)*	0.035	(6.77)*
Edad al cuadrado/1000	-0.674	(19.74)*	-0.675	(19.75)*	-0.345	(5.55)*
Años de educación	0.087	(61.17)*	0.087	(61.20)*	0.078	(18.62)*
Dummy asalariado = 1	0.003	(0.23)	0.003	(0.23)	0.207	(8.24)*
Constante	4.159		4.157		4.514	
Número de observaciones	15,593		18,593		1,940	
F-test	119,306		955,09		111,46	
Ral cuadrado ajustado	0.2041		0.2042		0.0821	
<b>Mujeres</b>						
Indicador de salud	—	—	—	—	—	—
Número de días incapacitado/1000	—	—	-1.665	(0.37)	—	-4.646
<b>Variables individuales</b>						
Edad	0.074	(16.52)*	0.074	(16.52)*	0.048	(3.30)*
Edad al cuadrado/1000	-0.709	(12.64)*	-0.709	(12.64)*	0.422	(2.50)*
Años de educación	0.106	(47.37)*	0.106	(47.34)*	0.103	(10.75)*
Dummy asalariado = 1	0.212	(10.81)*	0.212	(10.81)*	0.278	(3.90)*
Constante	3.479		3.479		3.884	
Número de observaciones	10,424		10,424		1,293	
F-test	852,18		681,72		16,37	
Ral cuadrado ajustado	0.2462		0.2462		0.1232	

1 La muestra incluye trabajadores entre 16 y 70 años en 1993.

2 La muestra excluye individuos con 30 días incapacitados y empleados del servicio doméstico.

\* Significativo al 5%.

Fuente: Casen.

El sesgo de selección que se introduce al estimar funciones de ingresos únicamente con la muestra de los individuos que están trabajando (Heckman, 1979) fue tenido en cuenta en Ribero y Núñez (1998). Las variables de riqueza que identifican la participación en el mercado de trabajo son el ingreso no laboral, una variable dummy igual a 1 si el individuo vive en casa o apartamento, una variable dummy igual a 1 si el individuo vive en un hogar con pisos de madera o baldosa, y una variable dummy igual a 1 si el individuo vive en casa propia. En Ribero y Núñez (1998) se encontró empíricamente que el ingreso no laboral y la variable de casa o apartamento son significativos y están negativamente relacionados con la probabilidad de participar en el mercado laboral en la zona urbana. En el área rural la variable de casa o apartamento resulta significativa y negativamente relacionada con la participación laboral. El modelo allí estimado, no incluido en el presente artículo, indicó que no hay sesgo de selección en el caso masculino, y el sesgo es débil en el caso femenino. La corrección del sesgo de selección no afectó en tamaño ni en significancia los coeficientes de los indicadores de salud.

## 5. Formas reducidas de los indicadores de salud

En esta sección se analizan los posibles determinantes de los indicadores de salud. La ecuación estimada es:

$$H_i = a_j + \sum b_{2j} X_{jt} + \sum c_{2l} C_{li} + \sum d_{2k} O_{ki} + \sum g_{2h} P_{hi} + e_{2i} \quad (2)$$

donde  $H_i$  es el indicador de salud del individuo  $i$ ,  $X_{jt}$  son las dotaciones exógenas del individuo (edad y zona de nacimiento),  $C_{li}$  incluye la escolaridad y la variable dummy de asalariado,  $O_{ki}$  son indicadores de riqueza individual y  $P_{hi}$  representa las políticas públicas que pueden tener un efecto sobre los indicadores de salud. El término de error  $e_{2i}$  se supone que tiene media cero y está distribuido independientemente. Los parámetros a estimar son  $a_j$ ,  $b_{2j}$ ,  $c_{2l}$ ,  $d_{2k}$  y  $g_{2h}$ . Los subíndices  $j$ ,  $l$ ,  $k$  y  $h$  cuentan las variables en los respectivos conjuntos  $X$ ,  $C$ ,  $O$  y  $P$ .

Las variables incluidas en el conjunto  $O$  son: (i) el ingreso no laboral; (ii) una variable dummy igual a 1 si la vivienda tiene electricidad, y (iii) una

variable dummy igual a 1 si la vivienda tiene teléfono. Los instrumentos disponibles en cada encuesta no son idénticos. Por lo tanto cuando la variable de salud es el número de días incapacitado se utilizó una variable dummy de tipo de vivienda igual a 1 si la persona vive en casa o apartamento. Cuando la variable de salud es la estatura, se utilizó una variable dummy igual a 1 si el individuo vive en casa propia.

Las variables incluidas en el conjunto  $P$  provienen de fuentes diversas a las encuestas. Ellas se pueden agrupar en indicadores de provisión de salud (cobertura de programas de vacunación y gasto público *per cápita* en salud), indicadores de acceso a la educación (tiempo promedio en llegar a la escuela en el municipio en minutos y número de escuelas primarias *per cápita* en el municipio), indicadores del mercado laboral (tasa de desempleo y acceso al crédito en el municipio) e indicadores meteorológicos (temperatura y precipitaciones promedio anuales en el municipio). Se espera que estas variables sean una descripción de las condiciones de salubridad en el ambiente del individuo, y que aparezcan relacionadas con los indicadores de salud. Estas variables están dadas al momento de la encuesta, ya que desafortunadamente no era posible encontrarlas para cada individuo durante su temprana infancia (que es quizás el tiempo en que tuvieron mayor incidencia sobre su salud y estatura actuales).

El modelo se estimó con MCO para cada indicador de salud. En el caso de días incapacitado, la ecuación (2) también se estimó con un modelo Tobit, pero las derivadas evaluadas en los promedios de la muestra no presentaban diferencias significativas. Los resultados se incluyen en los Cuadros 8 y 9. La edad explica significativamente ambos indicadores de salud, contribuyendo a un mayor número de días incapacitado a mayor edad. Este efecto es mayor para las mujeres que para los hombres y para los individuos en zonas rurales. El efecto de la edad sobre la estatura es negativo, confirmando que los individuos de mayor edad tienen menor estatura (resultado observado en el Cuadro 2)<sup>6</sup>.

<sup>6</sup> Fuente: Ribero Medina (2010), p. 10.

<sup>6</sup> Nótese que los coeficientes de la edad al cuadrado en el Cuadro 8 no son significativos. Los coeficientes de edad obtenidos al estimar el modelo solamente con la edad son  $-0.0347$  ( $t = -4.8$ ) y  $-0.0203$  ( $t = -1.9$ ) respectivamente para hombres y mujeres, confirmando el efecto negativo de la edad sobre la estatura.

**Cuadro 8** Regresiones de indicador de salud - variable dependiente estatura en centímetros<sup>1,2</sup>

Variable	Hombres		Mujeres	
	Coefficiente	t-estadístico	Coefficiente	t-estadístico
<b>VARIABLES INDIVIDUALES</b>				
Edad	-0.144	(2.16) *	0.139	(1.55)
Edad al cuadrado / 1,000	1.114	(1.65)	-2.105	(1.78)
Años de educación	0.346	(22.77) *	0.222	(10.92) *
Dummy asalariado = 1	-0.109	(0.83)	0.714	(3.95) *
Nacido en área rural = 1	-0.674	(3.45) *	-0.689	(2.72) *
<b>INDICADORES DE RIQUEZA</b>				
Dummy casa propia = 1	-0.090	(0.73)	-0.030	(0.18)
Ingreso no laboral / 100,000	0.026	(0.45)	0.309	(1.19)
Dummy electricidad en el hogar	1.354	(1.36)	-0.523	(0.70)
Dummy teléfono en el hogar	0.793	(5.76) *	0.640	(3.57) *
<b>INDICADORES DE PROVISIÓN DE SALUD</b>				
Cobertura vacunación triple	0.013	(2.72) *	0.019	(3.00) *
Cobertura vacunación tétano	0.014	(1.38)	0.038	(2.86) *
Gasto per capita en salud municipio	-221.6	(2.15) *	-370.7	(2.67) *
<b>INDICADORES DE ACCESO A LA EDUCACIÓN</b>				
Tiempo prom. en llegar a la esc. en el mpio.	0.079	(1.38)	0.414	(5.31) *
Escuelas primarias per capita municipio	0.418	(0.09)	-11.052	(1.80)
<b>INDICADORES DE MERCADO LABORAL</b>				
Tasa de desempleo municipio	0.904	(0.11)	2.836	(0.26)
Acceso a crédito municipio	0.716	(0.74)	5.496	(4.37) *
<b>INDICADORES METEOROLÓGICOS</b>				
Precipitac. anual mm cub. mpio./1,000	-0.103	(0.44)	0.017	(0.05)
Temperatura en grados centígrados	0.120	(6.22) *	0.193	(7.70) *
Constante	163.05		151.13	
<b>TEST F DE SIGNIFICANCIAS CONJUNTA</b>				
Edad y edad al cuadrado	12.86		3.47	
Indicadores de riqueza	5.97		3.72	
Indicadores de provisión de salud	1.94		9.74	
Indicadores de acceso a la educación	1		14.47	
Indicadores de mercado laboral	0.3		10.97	
Indicadores meteorológicos	19.76		29.78	
Número de observaciones	11,772		7,136	
F-test	55.61		38.75	
Ral cuadrado ajustado	0.0824		0.0893	

<sup>1</sup> La muestra incluye trabajadores entre 25 y 55 años en 1991 con estatura superior a 135 cm.

<sup>2</sup> La muestra excluye trabajadores del servicio doméstico.

\* significativo al 5%.

Fuente: ENH-91.

**Cuadro 9 Regresiones de indicador de salud - variable dependiente número de días incapacitado en el último mes**

Variables	Hombres		Mujeres	
	Urbano	Rural	Urbano	Rural
	Coefficiente t-estadístico	Coefficiente t-estadístico	Coefficiente t-estadístico	Coefficiente t-estadístico
<b>Variables individuales</b>				
Edad	-0.005 (0.75)	-0.021 (1.65)	-0.002 (0.16)	-0.053 (1.71) *
Edad al cuadrado/1.000	0.121 (1.57)	0.382 (2.51) *	0.119 (0.97)	0.860 (2.38) *
Años de educación/100	-0.800 (2.31) *	-0.990 (0.92)	0.889 (1.67)	0.922 (0.42)
Dummy asalariado = 1	-0.010 (0.34)	-0.121 (1.91) *	-0.025 (0.57)	-0.084 (0.54)
<b>Indicadores de riqueza</b>				
Dummy casa o apartamento	-0.091 (1.61)	-0.097 (0.53)	-0.313 (3.47) *	0.122 (0.35)
Ingreso no laboral/10%	0.063 (0.32)	-0.561 (0.59)	0.392 (1.26)	0.211 (0.09)
Dummy electricidad en hogar = 1	0.025 (0.25)	-0.028 (0.41)	-0.113 (0.90)	-0.395 (2.37) *
Dummy teléfono en hogar = 1	-0.095 (2.76) *	0.207 (0.85)	-0.018 (0.40)	0.016 (0.03)
<b>Indicadores de provisión de salud</b>				
Cobertura vacunación triple/1.000	-0.493 (0.95)	0.640 (0.44)	-0.343 (0.47)	0.837 (0.28)
Cobertura vacunación tétano/1.000	0.104 (0.49)	-4.228 (1.94) *	-0.448 (1.46)	0.280 (0.06)
Gasto per cápita en salud municipio	-1.270 (0.46)	48.561 (1.69)	-5.559 (1.48)	-104.728 (1.63)
<b>Indicadores de acceso a la educación</b>				
Tiempo prom. en llegar a esc. en el municipio/10	0.131 (1.39)	0.162 (1.25)	0.099 (0.69)	0.115 (0.52)
Escuelas primarias per cápita municipio	1.101 (2.20) *	0.355 (0.55)	-0.312 (0.19)	3.519 (2.55) *
<b>Indicadores de mercado laboral</b>				
Tasa de desempleo municipio	0.188 (0.21)	6.449 (2.74) *	0.179 (0.14)	-5.192 (1.01)
Acceso a crédito municipio	0.071 (0.96)	0.124 (0.66)	-0.113 (1.08)	0.841 (2.12) *

(Continúa)

(Continuación Cuadro 9)

Variables	Hombres				Mujeres			
	Urbano		Rural		Urbano		Rural	
	Coefficiente	t-estadístico	Coefficiente	t-estadístico	Coefficiente	t-estadístico	Coefficiente	t-estadístico
Indicadores meteorológicos								
Precipitación anual mm cub. mpto. / 10 <sup>6</sup>	-0.424	(0.04)	20.600	(0.52)	25.200	(1.73) *	6.890	(0.09)
Temperatura en grados centígrados / 100	-0.100	(0.31)	-1.162	(1.69) *	-0.213	(0.48)	0.753	(0.52)
Constante	-0.689		1.368		1.146		4.085	
Test F de significancia conjunta								
Edad y edad al cuadrado	10.91		13.31		9.19		8.82	
Indicadores de riqueza	2.8		0.4		3.7		1.42	
Indicadores de provisión de salud	0.41		1.82		1.42		0.98	
Indicadores de acceso a la educación	4.16		0.78		0.13		5.08	
Indicadores de mercado laboral	0.46		3.89		0.58		2.53	
Indicadores meteorológicos	0.05		1.49		1.6		0.15	
Número de observaciones	18.593		4.940		10.424		1.293	
F-test	3.68		3.32		4.01		3.76	
R al cuadrado ajustado	0.0024		0.0079		0.0049		0.0351	

1 La muestra incluye trabajadores entre 18 y 70 años en 1993.  
 2 La muestra excluye individuos con 30 días incapacitados y empleados del servicio doméstico.

\* - significativo al 5%.

Fuente: Caisen.

A pesar de que los coeficientes de la mayoría de los indicadores de riqueza del individuo no resultaron significativos en los modelos, se encontró que el hecho de que un individuo viva en casa o apartamento está relacionado con un menor número de días incapacitado, de manera significativa en zonas urbanas. Asimismo, la variable dummy de teléfono en el hogar está relacionada positivamente con la estatura para ambos géneros y negativamente con el número de días incapacitado para los hombres en zonas urbanas. Estos resultados sugieren, aunque débilmente, que individuos con mayor "riqueza" quizás hayan invertido más en salud, controlando por las demás variables individuales y del entorno incluidas en los cuadros.

Algunas de las variables del conjunto  $P$  tienen efectos diferentes sobre los indicadores de salud. La cobertura de los programas de vacunación está relacionada de manera significativa y positiva con la estatura para ambos géneros. El impacto de dichos programas sobre el número de días incapacitado es menos claro, pues solamente para los hombres en zonas rurales se observa un efecto negativo y significativo sobre el número de días incapacitado. El gasto per cápita en salud tiene el efecto esperado sobre el número de días incapacitado para las mujeres, aunque con baja significancia. Sin embargo, el efecto de esta variable es positivo sobre la estatura sólo para los hombres en zonas rurales. Otras de las variables en  $P$  exhiben efectos diferentes dependiendo de la submuestra. Tal es el caso del número de escuelas primarias per cápita en la región, que está negativamente asociado con el número de días incapacitado para las mujeres en zonas rurales, pero muestra el signo opuesto para los hombres en zonas urbanas.

En la parte baja de los cuadros se presentan los test  $F$  de significancia conjunta para los diversos grupos de variables. Ellos indican que las variables como un conjunto son casi siempre significativas al 5%. Los modelos de estatura tienen un mejor ajuste que los de días incapacitado.

## **6. Funciones de ingresos por hora con variables instrumentales de salud**

Los indicadores de salud analizados pueden estar correlacionados con el término de error en la ecuación de ingresos, y también pueden adolecer de errores de medición. Para corregir estos dos problemas, la ecuación (1) ha sido estimada utilizando el método de variables instrumentales

separadamente por zonas y por género. Los resultados se presentan en los Cuadros 10 y 11. Al utilizar este método ambas variables de salud resultan significativas y afectan los ingresos en la dirección esperada. El efecto del número de días incapacitado sobre los ingresos es negativo y significativo en las muestras urbana y rural, deteriorando más los ingresos masculinos que los femeninos. Las simulaciones del modelo indican que un incremento de 50% en el número promedio de días incapacitado para cada muestra implicaría reducciones en los ingresos de 11% para hombres en zonas urbanas, 8% para mujeres en zonas urbanas, 13% para hombres en zonas rurales y 7% para mujeres en zonas rurales<sup>7</sup>.

**Cuadro 10** Funciones de ingresos con estatura - variable dependiente log (ingresos / hora) - variables instrumentales de estatura<sup>1</sup>

Variable	Hombres		Mujeres	
	Coefficiente	t-estadístico	Coefficiente	t-estadístico
Indicador de salud				
Estatura en cm / 100	11.342	(10.44) *	4.592	(7.84) *
Variables individuales				
Edad	0.065	(6.64) *	0.048	(4.92) *
Edad al cuadrado / 1.000	-0.576	(4.51) *	-0.443	(3.39) *
Años de educación	0.053	(11.4) *	0.083	(32.6) *
Dummy asalariado = 1	0.109	(5.44) *	0.191	(8.60) *
Nacido en área rural = 1	0.046	(1.60)	0.015	(0.54)
Constante	-15.248		-3.507	
Número de observaciones	31.772		7.136	
F-test	393.6		455.9	
R-al cuadrado	—		—	

<sup>1</sup> La muestra incluye trabajadores entre 25 y 55 años en 1991 con estatura >135 cm y excluye trabajadores del servicio doméstico.

\* = significativo al 5%.

Errores estándar robustos.

Fuente: ENH-91.

<sup>7</sup> Las elasticidades del log (ingresos/hora) con respecto a los días incapacitado son -0.038 para hombres en zonas urbanas, -0.028 para mujeres en zonas urbanas, -0.051 para hombres en zonas rurales y -0.025 para mujeres en zonas rurales.



**Cuadro 11** Funciones de ingresos con días incapacitado en el último mes - variable dependiente log (ingresos / hora) - variables instrumentales de días incapacitado<sup>1,2</sup>

Variables	Hombres				Mujeres			
	Urbano		Rural		Urbano		Rural	
	Coefficiente	t-estadístico	Coefficiente	t-estadístico	Coefficiente	t-estadístico	Coefficiente	t-estadístico
Indicador de salud								
Número de días incapacitado	-0.800	(3.72) *	-0.673	(2.84) *	-0.453	(3.04) *	-0.259	(2.49) *
Variables individuales								
Edad	0.065	(10.20) *	0.021	(1.65)	0.073	(10.39) *	0.029	(1.55)
Edad al cuadrado/1.000	-0.581	(6.86) *	-0.087	(0.49)	-0.651	(6.78) *	-0.147	(0.63)
Años de educación	0.079	(20.78) *	0.071	(10.27) *	0.101	(27.66) *	0.098	(10.55) *
Dummy asalariado = 1	-0.001	(0.04)	0.143	(2.68) *	0.201	(6.81) *	0.239	(3.02) *
Constante	4.467		4.987		3.658		4.320	
Número de observaciones	18,593		4,940		10,424		1,293	
F-test	257.78		33.93		342.51		37.48	
Ral cuadrado	—		—		—		—	

1. La muestra incluye trabajadores entre 18 y 70 años en 1993.

2. La muestra excluye individuos con 30 días incapacitados y empleados del servicio doméstico.

\* = significativo al 5%.

Errores estándar robustos.

Fuente: Casen.

El Cuadro 10 señala coeficientes para la estatura considerablemente superiores a los hallados con el método de MCO (Cuadro 6). El coeficiente masculino de la estatura es 12 veces mayor y el femenino nueve veces mayor. Este resultado implica que cuando los problemas de endogeneidad de la variable de salud y de error de medición no son tenidos en cuenta, se subestima el verdadero efecto que la salud tiene sobre los ingresos de los individuos. Simulaciones del modelo muestran que un centímetro más de estatura promedio en los hombres implicaría un incremento en los ingresos del 12% para los hombres y del 4.7% para las mujeres<sup>8</sup>.

Los retornos a la educación son menores que los obtenidos cuando no se controla por las variables de salud. Cuando la variable instrumental de número de días incapacitado se incluye en la ecuación (1), los retornos a la educación caen desde 0.87 hasta 0.79 para hombres en zonas urbanas, desde 0.106 hasta 0.101 para mujeres en zonas urbanas, desde 0.078 hasta 0.071 para hombres en zonas rurales y desde 0.103 hasta 0.098 para mujeres en zonas rurales. Cuando la variable instrumental de estatura se incluye en la regresión, los retornos a la educación caen aún más, desde 0.095 hasta 0.053 para hombres en zonas urbanas y desde 0.094 hasta 0.083 para mujeres en zonas urbanas. De manera similar, el coeficiente de la variable dummy de asalariado disminuye cuando las variables instrumentales de salud se tienen en cuenta en la regresión. Estos resultados muestran que cuando los indicadores de salud no están incluidos en la regresión, la variable dummy de asalariado y la educación capturan parte del efecto que la salud tiene sobre la productividad de los individuos.

## 7. Conclusiones

En este estudio se analizaron los determinantes de la salud de los individuos y se midió el efecto de los indicadores de salud sobre la productividad de las personas en Colombia a nivel rural y urbano y por género. El análisis descriptivo de las muestras indica que la enfermedad es más frecuente entre las mujeres, entre los individuos mayores, en las zonas rurales y entre los individuos con menor nivel educativo. Los hombres más

---

<sup>8</sup> Las elasticidades del log (ingresos/hora) con respecto a la estatura son 3.173 para hombres en zonas urbanas y 1.253 para mujeres en zonas urbanas.

educados tienen 6 cm más de estatura que los que no tienen ninguna escolaridad, mientras que para las mujeres la diferencia es de 4 cm. El incremento de la estatura en Colombia entre 1936 y 1966 fue de 0.67 cm por década para los hombres en zonas urbanas y de 0.77 cm por década para las mujeres en zonas urbanas, cifras semejantes a las encontradas en otros países.

Las estimaciones iniciales de una función de ingresos por hora tipo Mincer a la cual se le agregaron los indicadores de salud como forma adicional de capital humano, mostraron una correlación débil entre el número de días incapacitado y los ingresos y una correlación significativa y positiva entre la estatura y los ingresos. Cuando las variables de salud se consideran como endógenas y se estima el modelo con el método de variables instrumentales, los coeficientes resultan significativos y con los signos acertados (negativo para el número de días incapacitado y positivo para la estatura). El coeficiente de la estatura aumenta significativamente con el método de variables instrumentales, comparado con el coeficiente de MCO (12 veces para los hombres y nueve veces para las mujeres). El sesgo de selección introducido al considerar sólo los individuos que están trabajando no afecta significativamente los resultados de las regresiones.

Los modelos indican que los individuos con mayor acceso a recursos escasos (aquellos con ingresos no laborales más altos, con mejor acceso a servicios públicos o que viven en casa propia), controlando por la edad y ciertas características de la comunidad en que viven (la cobertura de programas de vacunación y gasto público per cápita en salud, el tiempo promedio en llegar a la escuela, el número de escuelas primarias per cápita en el municipio, la tasa de desempleo, el acceso al crédito en el municipio, la temperatura y las precipitaciones promedio anuales en el municipio), tienden a gozar de una mejor salud. Los programas de vacunación, el gasto público per cápita en salud y la localización en regiones más cálidas están débilmente asociados con una mejor salud.

Simulaciones de los modelos indican que un centímetro más de estatura incrementaría en 12% los ingresos masculinos y en 5% los femeninos, aproximadamente. Un aumento de 50% en el número promedio de días incapacitado estaría asociado con reducciones en los ingresos entre 7% y 13% para las diversas submuestras. Al igual que en otros estudios (Thomas y Strauss, 1997; Schultz, 1996), los retornos a la educación disminuyen

cuando los indicadores de salud (variables instrumentales) se incluyen en la ecuación. Éstos caen desde 9.5% sin estatura hasta 5.3% con estatura para los hombres en zonas urbanas y desde 9.4% sin estatura hasta 8.3% con estatura para las mujeres en áreas urbanas. Al incluir la variable instrumental del número de días incapacitado en los modelos, los retornos a la educación caen desde 8.7% hasta 7.9% para los hombres en áreas urbanas, desde 7.8% hasta 7.1% para los hombres en áreas rurales, desde 10.6% hasta 10.1% para las mujeres en áreas urbanas y desde 10.3% hasta 9.8% para las mujeres en áreas rurales. Estos resultados implican que cuando se estiman las funciones de ingresos sin los indicadores de salud, la educación captura parte del efecto de la salud sobre la productividad.

Los indicadores de salud utilizados en el estudio sufren de ciertos problemas. El número de días que un individuo estuvo incapacitado en el mes anterior, reportado por él mismo, depende de la memoria de éste y puede ser en cierta medida subjetivo. La estatura, aun cuando sea un indicador más objetivo, también presenta problemas. Cuando la persona no está presente al momento de la encuesta, la variable es asignada por el encuestador con base en el testimonio y la estatura de los miembros del hogar que están presentes. Desafortunadamente la encuesta no informa en cuáles casos la estatura ha sido calculada de esta manera.

Asimismo, la información acerca de los programas de salud pública disponible a nivel municipal es bastante incompleta. Pocas de las variables que fue posible obtener aparecen relacionadas estrechamente con la variación en los indicadores individuales de salud. Variables como el gasto público en salud per cápita o la cobertura de programas de vacunación no son siempre significativas y en algunas submuestras aparecen relacionadas negativamente con mejores indicadores de salud. Es necesario hacer un esfuerzo por recolectar de manera sistemática la información acerca de programas de salud pública y ponerla a disponibilidad del público. De esta manera, e incluyendo en las encuestas de hogares preguntas acerca de las características antropométricas de los individuos del hogar (como el peso y la estatura) y de la incidencia de enfermedades crónicas y agudas, se podría evidenciar mejor el tipo de políticas que, mejorando la salud de los individuos, incrementen su productividad en el mercado laboral y garanticen un mayor crecimiento económico.

## Bibliografía

- Behrman (1993). "The economic rationale for investing in nutrition in developing countries". *World Development*, vol. 21. No. 11.
- y Deolalikar (1988). "Health and nutrition" en H.B. Chenery y T.N. Srinivasan (eds.). *Handbook of Economic Development*, vol. 1, Amsterdam: North Holland Publishing Co.
- Deolalikar, Anil B. (1988). "Nutrition and labor productivity in agriculture: estimates for rural South India". *Review of Economics and Statistics*, vol. 70. No. 3.
- Fogel, R.W. (1994). "Economic growth, population theory and physiology: the bearing of long term processes on the making of economic policy". *American Economic Review*, vol. 84, No. 3.
- Heckman, J. (1979). "Sample selection bias as a specification error". *Econometrica*, vol. 47, No. 1.
- Instituto Geográfico Agustín Codazzi (1996). *Diccionario geográfico de Colombia*. Bogotá.
- Martorell, R. y J.P. Habicht (1986). "Growth in early childhood in developing countries". en *Human Growth*, vol. 3, eds. F. Falkner y J.M. Tanner. New York: Plenum Press.
- Mincer, J. (1974). *Schooling, experience and earnings*. Nueva York: Columbia University Press.
- Murrugarra, E. y Valdivia, M. "The returns to health for peruvian urban adults: differentials across genders, the life-cycle and the wage distribution". R-352, 1999. Final Report presented to the Interamerican Bank of Development. Disponible en: <http://www.iadb.org/occ/44i.cfm>
- Ribero, Rocio (1999). "Earnings effects of household investment in health in Colombia". Economic Growth Center – Yale University - Discussion Paper Series, noviembre.

- y Núñez, J. (1998). "Productivity of household investment in health – The case of Colombia". Final Report presented to the Interamerican Bank of Development. Disponible en documento CEDE - Uniandes y en <http://www.iadb.org/occe/44i.cfm>
- Rosenzweig, M.R., y T.P. Schultz (1982). "Market opportunities, genetic endowments and intrafamily resource distribution: child survival in rural India". *American Economic Review*, vol. 72, No. 4.
- (1983). "Estimating a household production function: heterogeneity, the demand for health inputs and their effects on birthweight". *Journal of Political Economy*, vol. 92, No. 5.
- y K. Wolpin (1988). "Heterogeneity, intrafamily distribution and child health". *The Journal of Human Resources*, vol. 23, No. 4.
- Sahn y Alderman (1988). "The effect of human capital on wages, on the determinants of labor supply in a developing country". *Journal of Development Economics*, vol. 29, No. 2.
- Schultz, T.P. (1984). "Studying the impact of household economic and community variables on child mortality". *Population and Development Review*, vol. 10 (Supplement).
- (1996). "Wage rentals for reproducible human capital: evidence from two West African countries". Working Draft, Yale University.
- (1997). "Assessing the productive benefits of nutrition and health: an integrated human capital approach". *Journal of Econometrics*, vol. 77, No. 1.
- y Tansel A. (1997). "Wage and labor supply effects of illness in Côte d'Ivoire and Ghana: instrumental variable estimates for days disabled". *Journal of Development Economics*, vol. 53, No. 2.
- Strauss, J. y D. Thomas (1995). "Human resources: empirical modeling of household and family decisions". en *Handbook in Development Economics*, vol. 3A, eds. J. Behrman y T.N. Srinivasan. Amsterdam: Elsevier Science Pub. Co.

—— (1998). “Health, nutrition and economic development”. *Journal of Economic Literature*, vol. 36, No. 2.

Thomas, D. y J. Strauss (1997). “Health and wages: evidence on men and women in urban Brazil”. *Journal of Econometrics*, vol. 77, No. 1.