

Universidad de los Andes
Facultad de Economía
Enero de 2007

LA SALUD COMO CAPITAL HUMANO: EVIDENCIA A PARTIR DE LOS JEFES DE HOGAR COLOMBIANOS

Presentado por: SANDRA PAOLA BUITRAGO HERNÁNDEZ¹ (200317413)

Asesor: Carmen Elisa Flórez

Resumen

Con el propósito de permitir, en las estimaciones lineales tradicionales de la productividad de un individuo, variables adicionales de capital humano diferentes a la Educación, en este trabajo se cuantifica el retorno que sobre el nivel económico de la población colombiana adulta tiene la inversión en Salud. Usando una ecuación *minceriana* se busca explicar la riqueza acumulada a través de tres formas de capital humano del jefe de hogar: estatura como medida del estado acumulado de salud y nutrición desde la niñez, Índice de Masa Corporal (IMC) como indicador de las reservas de energía en etapa adulta, y los niveles completos e incompletos de educación, analizando por género. El impacto de la inversión en Salud sobre la riqueza es estadísticamente significativo y cuantificable. El retorno del IMC sobre la riqueza es positivo, significativo y superior al de la estatura. En hombres hay una diferencia importante en el retorno de IMC frente a la estatura, en las mujeres no hay gran diferencia entre los dos retornos. La educación continúa siendo una inversión importante sobre la acumulación de riqueza (especialmente en mujeres), y sus retornos están positivamente asociados al nivel educativo alcanzado. Análisis por grupos de distribución de riqueza indican que las dos dimensiones de de salud inciden de manera significativa, especialmente en los quintiles de menor riqueza, siendo superior el efecto del IMC.

Palabras Clave: Capital Humano, Nutrición, Educación, Medidas Antropométricas.

Clasificación JEL: J24, I12, I21, D31

¹ Estudiante de la Maestría en Economía de la Universidad de los Andes (PEG). Trabajo para obtener el título de Magíster en Economía. sbuitrag@uniandes.edu.co. El autor agradece la colaboración, comentarios y recomendaciones de su asesora Carmen Elisa Flórez, cuya participación fue fundamental para el desarrollo de la tesis, igualmente valiosos fueron los comentarios y sugerencias de Christian Jaramillo y Diana Pinto.

Introducción

La educación ha sido considerada en la literatura como el principal factor que determina la productividad laboral (Mincer, 1974). Sin embargo, la literatura relativamente reciente indica que existen otras formas de capital humano, además de la educación, que pueden incrementar la productividad de la población laboral adulta (Schultz, 1996, 1997), dentro de los cuales se encuentra la salud. La inclusión de ésta reduce la posibilidad de sobreestimar el efecto de la educación sobre el ingreso (como medida de productividad) de un individuo. Por esta razón, Schultz (1997) señala la necesidad de extender las estimaciones lineales tradicionales del ingreso laboral, a especificaciones más flexibles que permitan retornos de las distintas formas de capital humano. Diversos ejercicios empíricos en las últimas décadas² han ampliado el modelo que Mincer (1974) utilizó para estimar el impacto de la educación en los salarios, incluyendo determinantes adicionales de capital humano como estado nutricional desde la niñez (a través de la estatura), migración, fecundidad no deseada, estado nutricional y de salud del adulto (a través del Índice de Masa Corporal-IMC) o edad de menarquía, entre otros. Aún cuando el efecto de estas *proxies* es diferente en cada caso, en todos los trabajos se encuentra evidencia de algún tipo de asociación entre salud e ingreso.

En Colombia, por ejemplo, los resultados de la Encuesta Nacional de Demografía y Salud - ENDS 2005 realizada por Profamilia³, indican que el estado nutricional (medido por estatura e IMC) de los adultos entre 18 y 64 años presenta una clara asociación con el nivel de *riqueza acumulada* del hogar al cual pertenece. De hecho, tienen mayor estatura las mujeres con formación universitaria y las de más alto nivel de riqueza,⁴ la delgadez (bajo peso para la estatura) prevalece en mujeres con educación secundaria y bajo nivel de riqueza y el sobrepeso es más común en mujeres con poca educación y riqueza media y

² Ver Schultz (1997) para Ghana y Costa de Marfil; Thomas y Strauss (1997) para Brasil; Ribero y Núñez (1999), y Torres (2005) para Colombia; Knaul (1999), Parker (1999), y Mayer-Foulkes (2000) para México; Murrugarra y Valdivia (1999), y Cortez (1999) para Perú, entre otros.

³ Asociación Probienestar de la Familia Colombiana

⁴ Para la presentación de los resultados de la ENDS-2005, PROFAMILIA agrupa a los encuestados por quintiles según el Índice de Riqueza, en: Más Bajo, Bajo, Medio, Alto y Más Alto.

alta. En lo que a años de educación se refiere, el informe concluye que se presenta relación con la riqueza acumulada tanto en hombres como mujeres: los individuos del quintil de riqueza más pobre tienen en promedio 2,6 años de estudio, mientras que los del quintil más alto tienen 4 veces más años de estudio; sin embargo, se observa un aumento en los años de escolaridad en ambos sexos desde la última encuesta realizada en el año 2000.

Ante un escenario como éste, con el propósito de profundizar en esta área del conocimiento y para la futura formulación de políticas públicas que incentiven la inversión en capital humano, se hace evidente la necesidad de identificar, utilizando datos recientes, los retornos sobre la productividad de la población colombiana adulta, de la inversión en formas adicionales de capital humano como son la salud y nutrición.

En el caso de Colombia, poca es la información disponible que ha permitido relacionar salud con productividad. Los trabajos que incluyen la dimensión de la salud como determinante de la productividad (medida a través del ingreso) son escasos⁵ y se refieren a la primera mitad de los años noventa. Con este trabajo se pretende utilizar datos de una encuesta de cobertura amplia y reciente de los hogares colombianos, como es la ENDS–2005, que incluye por primera vez para zonas urbana y rural, la toma de medidas antropométricas en hombres y mujeres⁶ mayores de 5 años. Sin embargo, esta encuesta no recoge información sobre ingresos. La encuesta incluye información que permite generar un índice de activos físicos del hogar, el cual se considera como indicador del nivel de riqueza estructural o nivel económico del hogar. Este índice de riqueza se utiliza como Proxy de productividad del jefe del hogar para relacionarla con la salud como capital humano.

⁵ Para el caso colombiano, los trabajos más representativos son: Ribero y Núñez (1999) miden el retorno sobre el ingreso laboral por sexo, para el área urbana, utilizando Estatura e Incapacidad por enfermedad, tomando escolaridad como una variable continua de años de Educación, con datos de la Encuesta nacional de Hogares- ENH de 1991; Torres (2005) analiza el retorno en el salario de las mujeres colombianas, de cinco *proxies* de capital humano, entre esas Educación, Estatura e IMC, incluyendo la interacción entre ellas, y permitiendo distintos niveles educativos, con datos de la ENDS de 1995.

⁶ Tradicionalmente la toma de estas medidas a nivel nacional se hacían sólo para niños menores de 5 años y mujeres en edad reproductiva (13 a 49 años de edad).

Así, el objetivo específico de la tesis es comprobar si la relación positiva entre productividad y la salud como capital humano se mantiene cuando se utiliza un indicador de ingreso estructural (riqueza) como Proxy de productividad. Se pretende, cuantificar, a través de la ampliación de una ecuación minceriana, el efecto de la inversión acumulada en capital humano, medida como inversión en salud y en educación – con énfasis en salud, sobre el nivel de riqueza de los Jefes de Hogar zona rural y urbana. Como *indicadores* del estado de *salud* se usan por un lado la *estatura* para capturar el efecto acumulado del estado nutricional, desarrollo y crecimiento físico desde la niñez, y por otro, el *IMC* como indicador de las reservas de energía y de la productividad actual del individuo. La *educación* se incluye como componente del capital humano, a través de niveles educativos completos e incompletos de primaria, secundaria y educación superior.

Además de esta introducción, la tesis comprende seis secciones organizadas así: en la segunda se incluye una revisión de la literatura sobre el retorno de la salud como capital humano; en la tercera se especifica el marco teórico y la metodología de estimación; la cuarta describe brevemente la fuente de los datos; en la quinta se presentan algunos hechos estilizados y los resultados empíricos del ejercicio, la última concluye.

2. Revisión de la Literatura

Uno de los aspectos más importantes del capital humano radica en que la inversión que realiza un individuo en las diferentes formas que éste toma, ejerce un efecto significativo sobre las capacidades del ser humano durante un período de tiempo largo. Es por eso que los individuos condicionan, en cierta medida, su inversión en capital humano de acuerdo al retorno futuro esperado que ésta tendrá sobre el ingreso durante su vida laboral (Savedoff y Schultz, 2000).

En décadas recientes, diferentes trabajos de investigación (Schultz, 1996 para Ghana y Costa de Marfil; Thomas y Strauss, 1997 para Brasil; Ribero y Núñez, 1999 y Torres, 2006 para Colombia; Knaul, 1999, Parker, 1999 y Mayer-Foulkes, 2003 para México; Murrugarra y Valdivia, 1999 y Cortez, 1999 para Perú; Espinosa y Hernández, 1999 para

Nicaragua) ampliaron el marco que Mincer (1974) planteó para analizar el retorno de la inversión en educación sobre la productividad, y permitieron la inclusión de determinantes adicionales del capital humano como la salud y nutrición, mostrando como tendencia general, que la inversión en ésta dimensión adicional también tenía impacto significativo sobre la productividad laboral de un individuo.

El marco teórico sobre el cual se fundamentan dichos estudios ha sido principalmente desarrollado por Schultz (1997) que propone como estrategia de estimación un *modelo integrado del salario* que permita diferentes dimensiones del capital humano. El autor distingue distintas dimensiones, cada una con efectos distintos sobre el ingreso, entre las cuales se destacan la *escolaridad*, el *estado nutricional desde la niñez* y el *estado nutricional y de salud del adulto*⁷.

En la práctica, las variables comúnmente usadas como aproximación del *estado nutricional y de salud de un individuo desde su niñez* como en *edad adulta* son las llamadas *medidas antropométricas* que incluyen medidas de tamaño, dimensión física del cuerpo y distribución regional de la grasa, con las cuales se pueden identificar problemas de nutrición por exceso, debido a sobrepeso y obesidad, o por deficiencia debido a desnutrición (Profamilia, 2005). Medidas como la estatura y el peso, han sido utilizadas para predecir la mortalidad y morbilidad infantil. Bhargava (1994), por ejemplo, construye un modelo para modelar la salud de los niños filipinos, y concluye que utilizando las medidas antropométricas, es posible identificar los niños que serán susceptibles de contraer enfermedades.

Como indicador del estado nutricional y de salud actual del adulto, la proxy tradicionalmente utilizada es el *Índice de Masa Corporal* definido como el cociente entre el peso y el cuadrado de la estatura ($IMC = \text{peso (kg)}/\text{altura (m}^2\text{)}$). Profamilia (2005) señala que el peso es una medida muy sensible a la edad y a la estatura, razón por la cual para

⁷ Entre las otras dimensiones se encuentran: *migración* (a un lugar donde las habilidades del individuo serán más valoradas) y *fecundidad no deseada* (en la medida en que se evite, la mujer continua educándose y tiene la posibilidad de migrar o puede dedicar más tiempo a trabajar),

capturar su efecto es necesario controlarlo según la talla del individuo. Por otro lado, como aproximación al estado nutricional acumulado desde la niñez y adolescencia, la *estatura* del adulto ha sido la medida antropométrica estándar generalmente utilizada.

¿Cómo estas medidas (IMC y estatura) pueden predecir el estado de salud y afectar la productividad de un individuo? En cuanto al IMC, dado que su cálculo es independiente del sexo y la edad, es considerado por la Organización Mundial para la Salud la forma más útil y simple de medir el sobrepeso y la obesidad en adultos (acumulación anormal de grasa), tanto a nivel poblacional como individual. Para tal fin, la OMS define el sobrepeso como un IMC igual o superior a 25 y la obesidad como un IMC igual o superior a 30. Según estudios de este organismo, la presencia de enfermedades crónicas derivadas de estas dos condiciones –sobrepeso y obesidad– aumenta progresivamente a partir de un IMC de 21. Entre estas enfermedades se encuentran: enfermedades cardiovasculares, especialmente las cardiopatías y los accidentes cerebrales, enfermedades del aparato locomotor, especialmente, la artrosis; algunos cánceres, como los de endometrio, mama y colon; y la diabetes, con su correspondiente incidencia en afecciones renales y cardiovasculares⁸. Para la OMS, el rango considerado como normal varía entre un IMC de 18.50 y de 24.99, un IMC menor a 18.50 indicaría bajo peso. Shetty y James (1994) en un estudio para la Organización de las Naciones Unidas para la Agricultura y la Alimentación, encuentran que mediciones ubicadas en el rango menor a 18.50 podrían indicar la presencia de deficiencia crónica de energía, la prevalencia de deficiencias inmunológicas y niveles elevados de morbilidad y mortalidad. Es importante anotar que la OMS advierte que el IMC sólo debe considerarse como una guía aproximativa, pues puede no corresponder al mismo grado de gordura en diferentes individuos. Thomas y Strauss (1997) sostienen que el IMC está relacionado con la productividad de un individuo a través de mecanismos como la eficiencia del metabolismo y la maximización de la capacidad física.

En cuanto a la estatura, De Onis, Frongillo y Blössneren (2001), en un estudio para la OMS, señalan que la ésta refleja los efectos de infecciones y prácticas alimentarias inadecuadas. Los autores sostienen que el retraso del crecimiento está asociado a un mayor

⁸ Información tomada del sitio <http://www.who.int/mediacentre/factsheets/fs311/es/index.html> . Consultado el 22 de enero de 2007.

número de episodios diarreicos graves y a una mayor vulnerabilidad a enfermedades como paludismo, meningitis y neumonía. Señalan también que existe amplia evidencia sobre la relación entre crecimiento insuficiente y altos índices de mortalidad infantil, entre retraso del crecimiento y reducción de la capacidad intelectual, así como a déficit funcionales importantes durante la vida adulta y a una disminución de la capacidad de trabajo, De esta manera y siguiendo a Schultz (1997), la estatura es un determinante importante de factores que inciden en la productividad adulta.

Es importante notar que, como señalan Knaul (1999) y Thomas y Strauss (1997, 1998), cualesquiera que sean los indicadores que se utilicen, éstos no capturarán en su totalidad el efecto de la *salud*, pero sí permiten medir diferentes dimensiones de ésta, por lo cual es de esperar que el efecto de cada uno sobre la productividad no se haga de la misma manera ni que la magnitud de sus retornos sea la misma. De igual forma es de esperar, en la mayoría de los casos, que el error en la medición de la salud esté correlacionado con las variables resultado de interés, en este caso con la productividad (Thomas y Strauss 1998).

Entre los trabajos que utilizan bien sea la estatura, o el IMC, o las dos medidas antropométricas se encuentran el de Schultz (1996) quien, usando datos para el período 1985 a 1989, para Ghana y Costa de Marfil concluye (usando OLS e IV) que los retornos de la estatura son mayores que los del IMC. Thomas y Strauss (1997), con datos de 1974 y 75, encuentran que un aumento de 1% en la estatura (que suponen exógena), incrementa el salario de la población masculina urbana de Brasil en 2,4%; por otro lado, pasar de un IMC de 20 a 24 (que se considera como peso *normal*) incrementa el logaritmo del salario en 0,4. Sin embargo, el IMC (que suponen endógeno) sólo es significativo en hombres cuyo nivel educativo es bajo, y cuya probabilidad de emplearse en trabajos físicamente exigentes es alta. Esto último coincide con Schultz (1996, 1997) quien encuentra que el IMC incide sobre la productividad del adulto especialmente cuando se trata de trabajos que demandan un alto consumo de energía. Mayer-Foulkes (2003), usando la Encuesta Nacional de Salud ENSA – 2000 de México, encuentra que los retornos de la estatura son pequeños pero significativos, alcanzando un máximo de 1% de incremento salarial por cada centímetro adicional en la población adulta mexicana. Torres (2006) explora el caso de las mujeres

colombianas mayores de 18 años, e incluye las *proxies* propuestas por Schultz (1997) anteriormente mencionadas; utiliza la ENDS de 1995, que para ese año incluyó información sobre el ingreso laboral, y permite que las diferentes formas de capital humano interactúen entre ellas. De los indicadores de salud, encuentra que sólo la estatura tiene un impacto significativo en el ingreso: un centímetro adicional de estatura incrementa el salario diario en 1,36%.

Adicionalmente para el caso latinoamericano, Savedoff y Schultz⁹ (2000) evalúan un grupo de estudios realizados para cuatro países de América Latina, algunos de los cuales utilizan como indicadores de salud alguna de las variables que sugiere Schultz (1997), y concluyen que, a pesar de las diferencias en la calidad de los datos utilizados, todos los estudios son consistentes en demostrar que el estado de salud, además de haber mejorado en las últimas décadas en América Latina, tiene un impacto significativo aunque modesto, en los ingresos de los países analizados. Otro hallazgo particular tiene que ver con la moderada reducción en la relación entre educación e ingreso después de incluir las *proxies* de Salud, lo que sugiere que la educación continúa siendo una de las dimensiones más importantes del capital humano.

Las Tablas No.1 y No.2 resumen para estos siete trabajos, por país y autor, las variables del estado de salud utilizadas en cada caso, el período que abarca la encuesta de donde se tomaron los datos, la muestra sobre la cual se hizo el ejercicio y los coeficientes arrojados por las *proxies* de salud bajo las diferentes especificaciones (OLS e IV) en los casos más significativos. Todos los estudios utilizan ingreso (salario) como Proxy de productividad.

De los resultados de dicho ejercicios, Savedoff y Schultz (2000) identifican dos tendencias: por un lado, las personas más saludables reciben salarios más altos, y por otro, el efecto del estado de salud sobre el salario varía en magnitud y confiabilidad dependiendo de la medida de salud que se emplee, siendo dicha magnitud más significativa después de

⁹ Este artículo hace parte de un proyecto financiado por el Banco Interamericano de Desarrollo en el que comisionó a diferentes países de América Latina realizar estudios empíricos sobre el impacto económico de la inversión en salud. Los países que participaron con casos de estudio fueron México, Perú, Nicaragua y Colombia

instrumentar la variable. Otro patrón que los autores encuentran es que, después de instrumentar, las características del entorno como la infraestructura del hogar, la presencia de servicios sanitarios en la comunidad, la disponibilidad de agua potable y el acceso a Seguridad Social parecen tener gran influencia en determinar el estado de salud. Igualmente, como se desprende de los resultados contenidos en las tablas, es posible concluir que existen diferencias significativas por sexo en el impacto que tiene la salud; pareciera ser que la salud tiene mayor impacto en el salario que perciben los hombres que en el de las mujeres.

De estos trabajos, el de Ribero y Núñez (1999) es el más representativo para el caso colombiano. Los autores utilizan la Encuesta Nacional de Hogares– ENH 1991 (área urbana) para modelar el estado de salud a través de la estatura, y la Encuesta de Caracterización Socioeconómica – CASEN 1993 (área urbana y rural) para modelar la salud con variables de incapacidad por enfermedad: una dummy de incapacidad (ocasionada por algún problema de salud en el mes anterior a la encuesta) y días de incapacidad durante el último mes anterior a la encuesta. Utilizando OLS e IV¹⁰ encuentran que la estatura resulta ser el indicador más robusto y consistente: por centímetro adicional, los hombres incrementan su ingreso laboral en 8% y las mujeres en un 7%; un día adicional de incapacidad (después de instrumentar) disminuye el ingreso de la población rural entre 13% a 33%.

Son pocos los ejercicios empíricos para Colombia que incluyen la salud como forma de capital humano para relacionarla con la productividad, estos estudios corresponden a información de la primera mitad de la década de los noventa: Ribero y Núñez (1999) utilizan la ENH de 1991 y la CASEN de 1993, Torres (2006) utiliza la ENDS de 1995. En cuanto a la cobertura de estas encuestas, la ENH sólo tiene representatividad urbana y la ENDS de 1995 si bien incluyó ingreso laboral en ese año, sólo recogió información para las mujeres en edad reproductiva. Por las razones anteriormente descritas, el presente trabajo constituye un aporte a la literatura empírica colombiana en la medida en que evalúa el

¹⁰ Los autores utilizan las siguientes variables para instrumentar la estatura: edad, ingreso no laboral, vivienda propia, carencia de servicios básicos en la comunidad y porcentaje de hogares con adecuado número de cuartos para los miembros del mismo.

efecto de la salud sobre la productividad utilizando datos una encuesta de reciente (la ENDS de 2005) que tiene representatividad urbana y rural, y que por primera vez desde que fue implementada incluye información de la salud tanto de hombres como de mujeres en edad adulta.

Tabla No. 1
Resumen de los Estudios de Caso para cuatro países Latinoamericanos

| Autor | País | Año de Enc. | Variable de Salud | Muestra |
|--|-------------|--------------------|---|--|
| Knauth, F. (1999) | México | 1995 | Edad de Menarquía | Mujeres 15 – 24 años |
| Parker, S. (1999) | México | 1994 | Incapacidad (dummy y días), ADL, Percepción del Estado de Salud | Población 60 – 79 años, combinación urbana y rural |
| Núñez, J., Ribero, R. (1999) | Colombia | 1991 y 1993 | Incapacidad (dummy y días), Estatura | Pob. 18 – 60/70 años (rural y urbana para Incapacidad, urbana para Estatura) |
| Murrugarra, E., Valdivia, M. (1999) | Perú | 1994 | Enfermedad (dummy y días) | Pob. Urbana, 16 – 60 años |
| Cortez, R. (1999) | Perú | 1995 | Enfermedad (dummy y días) | Pob. 18 – 70 años |
| Espinosa, J. Hernández C. (1999) | Nicaragua | 1993 | Enfermedad (dummy y días) | Pob. 18 – 65 años |

Notas: El indicador ADL (*Activities of Daily Living*) recoge el número de limitaciones funcionales que reporta el encuestado ante preguntas relacionadas con la habilidad de subir escaleras, caminar 300 metros, levantar objetos pesados, entre otras.

En las siguientes líneas se profundizará sobre el estudio para el caso colombiano.

Fuente: Savedoff y Schultz (2000, p. 14,15)

Tabla No. 2
Impacto Estimado en el Salario/Hora asociado a cambios en los
Indicadores de Salud en el Adulto (con y sin Variables Instrumentales)

| País (año) | Indicador | Hombres | | Mujeres | |
|------------------|---------------------|--|---------------------------------|---|----------------------------------|
| | | Con IV | Sin IV | Con IV | Sin IV |
| Perú (1995) | Enfermedad (días) | -0,93*** (4,7%) Urbana -3,46*** (14,2%) Rural | -0,09*** Urbana -0,09* Rural | -1,06*** (3,4%) Urbana -2,25*** (6,2%) Rural | -0,07*** Urbana -0,15* Rural |
| Perú (1994) | Enfermedad (días) | -1,21** (1,2%) Urbana | n.s. | -2,41** (2,4%) Urbana | n.s. |
| Colombia (1993) | Incapacidad (dummy) | -0,28*** (28%) Urbana -0,41*** (41%) Rural | n.s. Rural n.s. Urbana | -0,14* (14%) Urbana -0,19* (19%) Rural | n.s. Rural y n.s. Urbana |
| Colombia (1993) | Incapacidad (días) | -32,9*** (32%) Rural n.s. Urbana | n.s. Rural n.s. Urbana | -13,5*** (13%) Rural n.s. Urbana | n.s. Rural n.s. Urbana |
| México (1994) | Incapacidad (dummy) | -3,29** (96%) Rural y Urbana | n.s. | n.s. Rural y Urbana | n.s. |
| Nicaragua (1993) | Enfermedad (días) | 0,16* (16%) Urbana | n.s. | n.s. Urbana n.s. Rural | -0,02* (2%) Urbana n.s. rural |
| Colombia (1991) | Estatura | 7,9*** (7,9%) Urbana | 0,72*** Urbana | 6,8*** (6,8%) Urbana | 0,48*** Urbana |
| México (1995) | Edad de Menarquía | | | -0,26*** (26%) | n.s. |
| México (1994) | ADL | -0,86*** (58%) | n.s. | n.s. | n.s. |

Notas: Nicaragua (1993) arroja coeficientes significativos cuando se combina la muestra rural y urbana, pero no cuando la muestra se desagrega por sexo y área. Algunos coeficientes presentan cambios de signos para efectos de comparabilidad entre estudios. Los números en paréntesis indican el porcentaje del efecto calculado del coeficiente que la especificación log-lineal arrojó.

* Significativo al 10%

** Significativo al 5%

*** Significativo al 1%

n.s. Estadísticamente No Significativo al 5%

Fuente: Savdoff y Schultz (2000, p. 22,23)

3. Marco Teórico y Metodología

Siguiendo a Schultz (1996) y a Savedoff y Schultz (2000), la Salud H de un individuo podría modelarse como el resultado de un componente puramente genético del individuo (Hg) y de un componente de acumulación de salud explicado por las características del entorno en que el individuo se desarrolla (Hb):

$$H = Hb(X) + Hg(g, \mu_1)$$

El componente Hb está explicado por una serie de factores socialmente determinados y sujetos a una serie de restricciones exógenas (X). Entre los factores están el precio de los servicios de salud, la presencia en la comunidad de instituciones de salud y el fácil acceso a los mismos, la calidad del sistema de salud así como la salud de los padres (que constituye un factor de transmisión intergeneracional que ya es predeterminado para el individuo). El componente restante Hg recoge toda la heterogeneidad genética del individuo y el conocimiento (no observado) de su “fragilidad” o propensión a contraer enfermedades (g), y otros factores no explicables así como errores estocásticos y de especificación¹¹ recogidos en μ_1 .

Aún cuando cada uno de estos dos componentes funcionales de la salud podría tener un efecto diferente sobre la productividad, el componente *socialmente determinado* Hb sería el más relevante para determinar y evaluar las medidas de política encaminadas a mejorar la salud de los individuos, pues es en éste sobre el cual se podría tener algún tipo de control por parte los entes planificadores. Igualmente, sólo Hb puede ser visto como una forma reproducible de capital humano y por tanto, para cuantificar el impacto del capital humano en la productividad, éste sería el que debería incluirse en la ecuación de ingreso (Savedoff y Schultz, 2000).

¹¹ Savedoff y Schultz (2000) modelan la salud resultante H , de un individuo a través una función h : $H = h(I, g, e_1)$ siendo g y e_1 no observables, donde g recoge la “fragilidad” o propensión genética a contraer enfermedades del individuo y e_1 la variación residual. La demanda de los *insumos* de salud I (atención médica y otros inputs relacionados con la salud) podría modelarse a través de una función d : $I = d(X, g, e_2)$, de forma tal que μ_1 estaría recogiendo la variación residual de e_1 y e_2 .

Así, el logaritmo del ingreso laboral W del individuo podría modelarse de la siguiente manera:

$$W = w[Hb (X), E, Z, \mu_2]$$

donde w es la función del salario, E la educación del individuo, y Z un vector de variables observables adicionales de control, que determinan de alguna manera el salario, como el municipio de residencia, la infraestructura de la comunidad del individuo, si se trata de un espacio geográfico rural o urbano o las decisiones sobre migración. Una especificación de éste tipo, para estimar los efectos de la inversión en capital humano sobre la productividad permite escoger qué indicadores de salud incluir, así como las características de la comunidad que podrían incluirse en Z . Dado que podría existir correlación entre μ_1 y μ_2 debido a variables omitidas en la función del salario y posibles sesgos de simultaneidad entre los ingresos y la salud, tomar Hb como el componente de la salud presenta una ventaja en la medida en que se supone que éste no está correlacionado con μ_1 y por tanto tampoco con μ_2 .

Antes de continuar, es necesario considerar las limitaciones del modelo anteriormente propuesto en cuanto a que el componente socialmente determinado Hb de la salud podría no ser del todo exógeno, esto generaría problemas de endogeneidad en las variables explicativas de salud. El entorno en el cual un individuo se desarrolla, que como se dijo antes no hace parte del componente genético inherente al individuo Hg sino del socialmente determinado, puede estar determinado por factores de elección. Es decisión de un individuo, por ejemplo, mudarse a una zona en donde el acceso a los servicios de salud sea mejor o más económico, si es que su preferencia por este tipo de servicios es alta (Thomas y Strauss, 1998). De esta manera es importante dejar por sentado que los factores asociados a Hg podrían estar determinados en algunos casos por las elecciones de los individuos. Una posible solución para incluir el efecto de las elecciones sería considerar información sobre migración, como por ejemplo, por cuánto tiempo el individuo ha estado viviendo continuamente en su municipio de residencia para inferir si este pudo haber migrado en busca de mejores servicios. No obstante, incorporar las elecciones no es fácil dada la situación política de Colombia, muchas de

las decisiones de migración pueden deberse más a factores coercitivos de grupos armados que al simple deseo de acceder a mejores servicios de salud.

Con el fin de especificar la función W , podemos tomar como punto de partida la ecuación log-lineal de Mincer (1974) según la cual la productividad, medida con el crecimiento en el salario, es una función estrictamente lineal del tiempo que el individuo i destina a educación:

$$\ln w_i = \beta_0 + \beta_1 E_i + \beta_7 \exp_i + \beta_8 \exp_i^2 + \beta_9 E_i^2 + \mu_i \quad (1)$$

donde w es el ingreso de un individuo con E años de escolaridad, siendo β_1 la tasa de retorno de la educación, y \exp los años de experiencia laboral adquirida del individuo (definidos como la edad menos años de educación menos seis, aunque en algunos estudios se asume como la edad misma del individuo); tanto la educación como la experiencia se suponen con retornos decrecientes razón por la cual también se incluyen sus respectivos cuadrados.

Podemos expandir la formulación minceriana asumiendo que las dimensiones de la salud, como forma adicional de capital humano, al igual que la educación, contribuyen al ingreso laboral en forma lineal e independiente uno de otro.

Esto permite plantear la siguiente ecuación del ingreso a estimar por OLS:

$$\ln w_i = \beta_0 + \alpha_1 S_i + \alpha_2 IMC_i + \alpha_3 IMC_i^2 + \beta_1 E_i + \beta_7 \exp_i + \beta_8 \exp_i^2 + \beta_9 E_i^2 + \mu_i \quad (2)$$

donde S_i es la estatura del individuo (en centímetros) e IMC_i corresponde a la medida del Índice de Masa Corporal (Kg/m^2), indicando así dos dimensiones diferentes estado de salud del individuo: el acumulado desde su niñez y el actual en su edad adulta respectivamente. Aún cuando el IMC depende de la estatura (en una relación inversa), los dos indicadores se incluyen en la misma regresión por dos razones: por un lado cada variable mide dimensiones diferentes de la salud, por lo cual es de esperar que su efecto sobre el ingreso sea diferente. Por otro lado, Schultz (1997) señala que el IMC tiende a ser ortogonal a la estatura y esto mismo reduce la multicolinealidad que se pueda presentar. Es de esperar además, que exista correlación entre estas dos variables, de hecho, entre más grande sea la magnitud de la misma más difícil se hará estimar el efecto de cada variable de forma separada (Schultz, 2003). Igualmente y siguiendo a

Thomas y Strauss (1998), es importante reconocer el hecho de que medir la salud es difícil y por esta misma razón en la mayoría de los casos el error de medición podrá estar correlacionado también con la variable resultado de la salud, en este caso la productividad.

Se controlará por el cuadrado del IMC en la medida en que un IMC muy alto, podría incidir negativamente sobre la productividad del individuo debido al riesgo que el sobrepeso o la obesidad representa para su salud. Autores como Schultz, (2003) y Thomas y Strauss (1997) encuentran evidencia de retornos decrecientes del IMC sobre el salario.

Dada la fuente de información disponible, la productividad no se mide aquí como el salario o ingreso. Se aproxima a través de un indicador de la *riqueza acumulada* del hogar. Una ventaja significativa que trae consigo la utilización de este indicador¹² radica en que el nivel económico se define en términos de los activos acumulados a lo largo de la vida del jefe del hogar, y no en términos de su ingreso monetario o consumo. De ésta manera se obtiene una aproximación a un ingreso de tipo más estructural, a diferencia del salario que constituye un ingreso de tipo más coyuntural. Así, si al momento de realizar la encuesta un individuo no se encontraba recibiendo un salario monetario, sería posible de todas formas obtener información sobre su productividad a través de la riqueza del hogar. Es importante resaltar que por la manera en que está construido dicho indicador, éste es una variable continua que permite la implementación de OLS para la estimar la ecuación de los retornos.

Ahora bien, a diferencia de medir el retorno de un año adicional de educación, la especificación podría extenderse para permitir estimar el retorno de un nivel educativo completo e incompleto. De ésta manera, si un año adicional de educación tiene más impacto en el ingreso en la medida en que con éste se complete un nivel educativo (Thomas y Strauss, 1997; Núñez y Sánchez, 2002; Mayer-Foulkes, 2003), sería útil tomar el componente de educación por niveles completos e incompletos de primaria, secundaria y educación Superior, a diferencia de una variable continua de años

¹² Mayores detalles respecto de la encuesta fuente de los datos, así como de la metodología y las variables empleadas para el cálculo del Índice de Riqueza, se darán en la Sección 5 en donde se describen de los datos a utilizar en el modelo.

cursados. Siguiendo la anterior hipótesis y utilizando el modelo Spline¹³ propuesto por Núñez y Sánchez (2002) compatible con el sistema educativo colombiano, los coeficientes que acompañarían las variables de educación podrían ser interpretados como el cambio en la pendiente del retorno toda vez que se completa un nivel. La ecuación a estimar sería:

$$IR_i = \beta_0 + \alpha_1 S_i + \alpha_2 IMC_i + \alpha_3 IMC_i^2 + \beta_1 E_i + \beta_2(E_i - 4)d_1 + \beta_3(E_i - 5)d_2 + \beta_4(E_i - 10)d_3 + \beta_5(E_i - 11)d_4 + \beta_6(E_i - 15)d_5 + \beta_7 exp_i + \beta_8 exp_i^2 + \beta_9 E_i^2 + \mu_i \quad (3)$$

donde d_1, d_2, d_3, d_4 y d_5 son variables dummy que toman el valor de uno cuando $E_i > 4, E_i > 5, E_i > 10, E_i > 11,$ y $E_i > 15$ respectivamente. Así para un individuo que no completó la primaria (su escolaridad no es mayor a 4 años) el retorno sobre el ingreso de la educación será β_1 , mientras que $\beta_1 + \beta_2$ medirá el retorno si el individuo completó la primaria ($E=5$), $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3$ si el individuo no completó la educación secundaria, $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4$ si completó secundaria ($E=11$), $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 + \beta_5$ si el individuo tiene alguna formación técnica o una carrera universitaria incompleta ($12 \leq E \leq 15$), y $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 + \beta_5 + \beta_6$ cuando el individuo tiene un título universitario o se encuentra adelantando estudios de postgrado. Este modelo Spline permite una especificación más general del ingreso pues admite como resultado retornos constantes, crecientes, o decrecientes en los niveles educativos.

Por otra parte, en la medida en que los *stocks* de capital humano que adquiere el individuo podrían no ser independientes, sino que en su impacto sobre la productividad interactúan potencialmente entre ellos, el modelo lineal debería ampliarse para admitir la presencia de dichas interacciones entre las diferentes formas de capital humano (Schultz, 1997). Un niño saludable y con buena nutrición, por ejemplo, tendrá una mayor capacidad de aprendizaje, independientemente de los niveles educativos que alcance.

¹³ El modelo Spline consiste básicamente en incluir, como variable adicional a la educación, un vector de variables cualitativas que recogen las diferencias en los niveles educativos de la muestra. Los coeficientes de dichas variables deben ser interpretados como la diferencia en los mayores retornos de la educación cada vez que se completa un nivel educativo.

Adicionalmente, siguiendo la especificación de Schultz (1996), Savedoff y Schultz (2000) y Mayer-Foulkes (2003), se incluirán también variables adicionales de control, observables, como región de residencia y si el hogar se encuentra en zona urbana o rural.

Finalmente se considerará dentro de la muestra sólo a los jefes de hogar¹⁴ pues es bastante probable que, aparte de lo que el hogar haya heredado, sean los jefes de hogar quienes más contribuyen en generar la *riqueza* del hogar. Con el fin de analizar el comportamiento de los retornos para hombres y mujeres por separado, los ejercicios se realizarán discriminando por género del jefe de hogar.

Teniendo en cuenta lo anteriormente expuesto, el modelo lineal a estimar por el método de OLS, y por género, es el siguiente:

$$IR_i = \beta_0 + \alpha_1 S_i + \alpha_2 IMC_i + \alpha_3 IMC_i^2 + \beta_1 E_i + \beta_2 (E_i - 4)d_1 + \beta_3 (E_i - 5)d_2 + \beta_4 (E_i - 10)d_3 + \beta_5 (E_i - 11)d_4 + \beta_6 (E_i - 15)d_5 + \phi_1 E_i S_i + \phi_2 E_i IMC_i + \phi_3 S_i IMC_i + \beta_7 \exp_i + \beta_8 \exp_i^2 + \beta_9 E_i^2 + \beta_{10} Zona_i + \beta_{11} Reg_i + \mu_i \quad (4)$$

Donde $Zona_i$ es una dummy que indica la zona de residencia (urbana o rural) y Reg_i es un vector de dummies que recogen la región del hogar. Aún cuando sería deseable controlar por decisiones de migración por las razones expuestas anteriormente, la encuesta fuente de los datos sólo incluye información de migración para mujeres en edad reproductiva (13 a 49 años). También hay que aclarar que en el modelo a estimar no se incluye ningún control del elemento genético que los padres transmiten al individuo, como por ejemplo la salud de los éstos, ya que no es posible obtener esta información de la encuesta. Los coeficientes ϕ_j para $j = 1, 2, 3$ miden el retorno de la interacción entre las proxies de capital humano, la significancia y el signo del coeficiente indica si dos proxies se complementan, se sustituyen o son independientes entre sí.

Como ejercicio adicional se estimará la ecuación (4) controlando por una variable dummy que indique la etapa (auge o depresión) del ciclo económico en la cual

¹⁴ Adicionalmente se tomarán los jefes de hogar mayores de 18 años, pues podría suceder que en una edad inferior el proceso de crecimiento físico del individuo aún no haya terminado, y menores de 65 años pues a partir de esta edad el individuo podría empezar a reducir su estatura.

el individuo incursiona en el mercado laboral. Esto con el fin de incorporar en la estimación el hecho de que las características del ciclo económico en el cual el individuo ingresó al mercado de trabajo, podrían tener un efecto durante el resto de la vida laboral del mismo.

Es importante señalar que la validez de estas estimaciones dependerá de la exogeneidad de las variables explicativas de la ecuación, es decir si se cumple: $E(\mu|R) = 0$, donde R es un vector que contiene a todos los regresores.

Como complemento, y con el objeto de observar el efecto de las dimensiones de salud por diferentes rangos económicos, se estimarán regresiones simultáneas (considerando toda la muestra objeto de estudio) de quintiles de riqueza.

4. Los Datos

La base de datos corresponde a la encuesta ENDS 2005, ésta reúne un gran número de preguntas relacionadas con las diferentes formas de Capital Humano, es además la cuarta de una serie de encuestas que Profamilia realiza quinquenalmente desde 1990. Tiene cobertura nacional (200 municipios) con representatividad urbana y rural, en seis regiones (Atlántica, Oriental, Bogotá, Central, Pacífica y, Orinoquía y Amazonía), 16 sub-regiones y por departamentos. Recoge información sobre la vivienda, la composición y las características de los miembros del hogar. Dispone además de información del estado nutricional de toda la población de los hogares de la muestra. Además la encuesta del 2005 fue la primera en que se incluyó a hombres, mujeres menores de 15 años, y mujeres mayores de 49 años en la toma de medidas antropométricas¹⁵; la muestra cubre entonces a hombres y mujeres (embarazadas y no embarazadas) hasta los 64 años, abarcando a la población en edad de trabajar.

Para estimar el modelo planteado en la sección anterior, se tomaron variables básicamente de dos de los cuatro cuestionarios que componen la encuesta, el Cuestionario de Hogar y el Cuestionario de Peso y Talla. Las variables específicas de la encuesta que se utilizaron son: años de educación (a partir de los cuales se construyeron

¹⁵ La cobertura de los hogares fue de 88%, la cobertura de peso y talla alcanzó el 74,3%.

los niveles educativos completos e incompletos de acuerdo con el modelo Spline), talla en centímetros y peso en kilos (a partir de las cuales se calculó el IMC), edad y sexo de los individuos, así como zona (urbana o rural) y región de su hogar. Como aproximación a la productividad se utilizó el Índice de Riqueza de cada hogar disponible en la encuesta.

Para el propósito de los ejercicios aquí presentados, de los miembros del hogar encuestados solamente se trabajó con los individuos *Jefes de Hogar* por ser éstos quienes estarían aportando más en la generación de la riqueza de su hogar. Así, en este caso particular, para indicar el nivel económico relativo de un jefe de familia, se le asignó el valor del índice de riqueza del hogar al cual pertenecía.

4.1 Algunas consideraciones sobre el Índice de Riqueza

Dado que la ENDS 2005 no recoge información sobre el ingreso monetario de los encuestados, se utilizó el Índice de Riqueza (IR_i)¹⁶ disponible en la encuesta como una aproximación a la productividad del jefe del hogar para poder relacionarlo con el capital humano, y en especial con el componente de la salud.

Dependiendo de la disponibilidad de bienes de consumo duradero y de las características de la vivienda, Profamilia construyó un Índice de Riqueza del hogar utilizando la metodología de Análisis de Componentes Principales¹⁷ a partir de las siguientes variables: *fuerza de agua, tipo de servicio sanitario, teléfono, radio, licuadora, T.V., computador, Internet, lavadora, DVD, estéreo, horno, horno microondas, aspiradora, VCR (Beta o VHS), moto, carro, ventilador, personas por cuarto para dormir, material de pisos y paredes, combustible para cocinar y sistema de eliminación de basuras*¹⁸. El índice obtenido es una variable continua. A los miembros

¹⁶ La metodología que Profamilia utilizó en la construcción de este indicador corresponde a la desarrollada por el Banco Mundial para el estudio de las diferencias en salud, nutrición y población entre individuos de diferentes grupos socio-económicos. Esta metodología también ha sido aplicada en los países que participaron en la segunda, tercera y cuarta ronda del Programa de Encuestas de Demografía y Salud (programa MEASURE/DHS+).

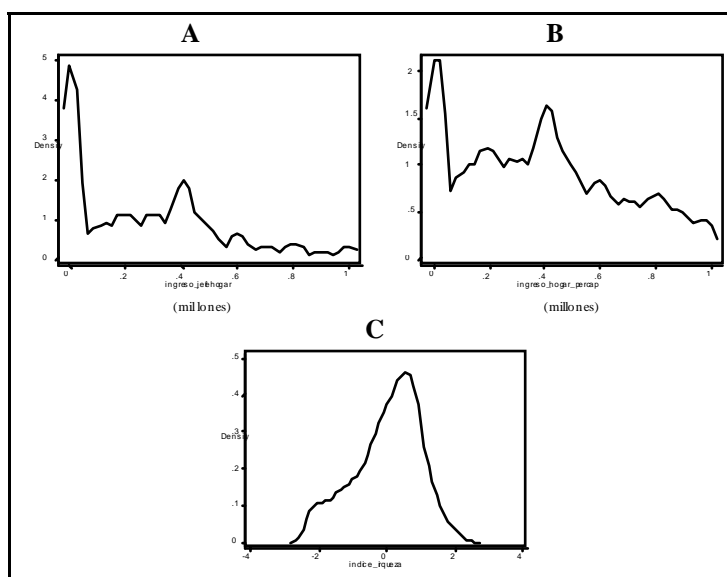
¹⁷ El Análisis de Componentes Principales se utiliza para determinar el peso específico que cada una de las variables empleadas en la construcción del índice de riqueza tiene dentro del mismo.

¹⁸ El tipo de ocupación así como el *nivel de educación*, variables generalmente asociadas al estatus socioeconómico, fueron excluidas por Measure/DHS+ del conjunto de determinantes del índice de riqueza dado que éstas podrían ejercer su propio efecto sobre el estado de salud y sobre el uso de los servicios de salud, desestimando por ejemplo un nivel económico bajo (ciertos trabajos, por ejemplo,

de un determinado hogar se les asigna el valor del índice de riqueza del hogar al cual pertenecen.

Debido a que el índice de riqueza es estructural y el ingreso es una medida coyuntural, no necesariamente hay una relación directa entre los dos indicadores. El Gráfico No.1 muestra la distribución de éstas dos medidas para el año 2005. Los gráficos A y B muestran la distribución de los ingresos (laborales y no laborales) con base en la Encuesta Continua de Hogares del 2005, el cuadro C corresponde al índice de riqueza de la ENDS 2005. El gráfico A muestra la distribución del ingreso que reportó el jefe del hogar, mientras que el gráfico B muestra la distribución del ingreso per capita del hogar (suma de los ingresos de los individuos del hogar dividido por el número de miembros del mismo).

Gráfico No. 1
Distribución del Ingreso Monetario y del Índice de Riqueza



Notas: incluye zona urbana y rural.

A: ingreso monetario del jefe del hogar; **B:** ingreso per cápita del hogar (suma de los ingresos totales de todos los miembros dividido por el número de personas del hogar); **A y B** corresponden a la ECH 2005, incluyen ingreso laboral y no laboral; a partir de \$10 millones la distribución en A y B se aplana, con el fin de observar la distribución sólo se grafica hasta \$1 millón.

C: índice de riqueza de los hogares encuestados en la ENDS 2005.

Fuente: cálculos del autor con base en la ENDS 2005 y la Encuesta Continua de Hogares-ECH2005.

Las distribuciones de riqueza e ingreso son diferentes. La primera es una medida estructural, mide lo que el hogar (jefe) ha acumulado durante su vida más las herencias que haya podido recibir, mientras que la segunda es una medida coyuntural del ingreso que un individuo reportó al momento de la encuesta. No necesariamente hay una

garantizan *per sé* cobertura en salud, independiente del nivel económico del individuo). Esto a su vez, hace posible que en el presente trabajo se pueda incluir el IR y la educación en una misma regresión.

relación directa entre el ingreso y el índice de riqueza: un recién graduado, por ejemplo, podría reportar un ingreso mensual alto mientras que su índice de riqueza podría ser bajo en el caso de que ya no viviese en la casa de sus padres. Por lo anterior, no puede esperarse obtener los mismos resultados del efecto del capital humano sobre la riqueza que sobre los ingresos.

En un reporte publicado por MEASURE/DHS+, Johnson y Rutstein (2004), toman como ejemplo la Encuesta de Gasto y Demanda de Salud-1997 de Guatemala para comparar diferentes características (demográficas y de salud) de los hogares utilizando tanto quintiles de riqueza como quintiles de gasto del hogar. Encuentran que usando el índice de riqueza se explican las mismas o incluso más de las diferencias existentes entre los hogares, que las explicadas por el gasto en consumo del hogar. Los autores concluyen que, en la determinación del nivel económico relativo de un hogar, con el índice de riqueza se hace un mejor uso de la información disponible en las encuestas de demografía y salud, además de que se simplifica la obtención de la información con la que éste se construye (en la mayoría de los casos, sólo es necesaria la presencia de un solo miembro del hogar). Resaltan también el hecho de que es más confiable la recolección de la información con la que se construye el índice (son activos físicos presentes en el hogar) que la recolección de medidas monetarias (los individuos pueden no reportar todo su ingreso). Señalan que a diferencia del índice de riqueza y/o activos, los dos principales indicadores alternativos del nivel económico, ingreso monetario y gasto monetario en consumo del hogar, son medidas volátiles y en algunos casos estacionales.

Sin embargo, utilizar el índice de riqueza como aproximación a la productividad, para relacionarlo con la salud como capital humano trae algunas limitaciones. Tal vez la más importante sea el hecho de que en su construcción se incluyen variables como calidad de la vivienda, fuente de agua o eliminación de basuras, que bien podrían ser insumos para la salud y por tanto estarían generando simultaneidad. Una posible solución sería instrumentar las variables de salud, sin embargo la mayoría de instrumentos tradicionalmente utilizados por quienes han hecho este tipo de ejercicios (Ribero y Núñez, 1999 con datos de 1991 e ingresos monetarios para el caso de Colombia), en el caso de la ENDS 2005 se incluyen en el cálculo del índice de riqueza.

5. Resultados

5.1 Estadísticas descriptivas

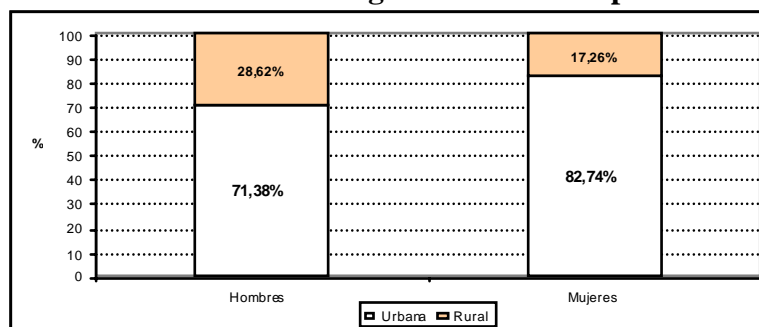
En la ENDS 2005 se entrevistaron efectivamente 37.211 hogares lo que correspondería a una muestra con el mismo número de Jefes de Hogar, sin embargo sobre ésta muestra se impusieron varias restricciones: sólo se consideraron aquellos jefes de hogar entre 18 a 64 años con $151,4\text{cms} \leq \text{estatura} \leq 182,3\text{mts}$ en el caso de hombres y $139,1\text{cms} \leq \text{estatura} \leq 168,9\text{cms}$ en el caso de mujeres (lo que corresponde a liminar el 1% del extremo inferior y superior de la distribución de la talla por género); sólo se consideraron individuos con $12 < \text{IMC} < 45$, este es el intervalo comúnmente utilizado, se basa en los rangos que establece la OMS: *IMC < 16 delgadez severa; 16 ≤ IMC ≤ 16,9 delgadez moderada; 17,0 ≤ IMC ≤ 18,4 delgadez ligera; 18,5 < IMC < 24,9 Normal; 25 ≤ IMC ≤ 29,9 sólo sobrepeso; 30,0 ≤ IMC ≤ 39,9 obesidad Grado II; IMC >= 40 obesidad Grado III.*

Por otro lado, una mujer en estado de embarazo presenta un IMC más alto de su IMC habitual ya que su peso se incrementa mientras que su talla se mantiene. Incluir las mujeres embarazadas en la muestra requeriría adicionar una variable de control para no sesgar los resultados. Sin embargo, dado que sólo el 2% de las mujeres cabeza de familia reportaron estar en embarazo, se decidió excluir de la muestra a las mujeres embarazadas, considerando que, dado el bajo porcentaje de éstas dentro de la muestra, no alteraría significativamente los resultados.

Después de considerar las restricciones sobre la muestra¹⁹, se encontró que el 65,1% de la jefatura de los hogares está a cargo de un hombre, mientras que el 34,9% está a cargo de una mujer. El 82,7% de hogares a cargo de una mujer y el 71,38% de hogares a cargo de un hombre se ubican en zona urbana (Gráfico No.2).

¹⁹ Las cifras que se presentan en lo sucesivo corresponden a la muestra resultante después de tener en cuenta las restricciones impuestas.

Gráfico No. 2
Distribución de los Jefes de Hogar Colombianos por Zona de Residencia



Notas: La muestra corresponde a los Jefes de Hogar (excluyendo mujeres embarazadas) con 18=<edad<=65, a los cuales se les tomaron medidas antropométricas

Fuente: cálculos del autor con base en la ENDS 2005.

Al analizar las medias poblacionales de la muestra (Tabla No.3) se encuentra que el índice de riqueza en hogares con hombres cabeza de familia es levemente superior, en zona urbana y rural, al índice en hogares con mujeres cabeza de familia. En los dos sexos se observa una marcada desigualdad (casi del doble) entre la riqueza de ubicarse en zona urbana frente a zona rural.

En cuanto a las variables de salud, se encuentra que en promedio, los hombres jefes de hogar urbanos tienen 167 cms. de estatura, y aproximadamente 2 centímetros más que los de zona rural. En el caso de las mujeres, las urbanas tienen en promedio 1 centímetro más de estatura que las de zona rural (154 cms. frente a 153 cms). El IMC de hombres urbanos es en promedio 25,75 Kg./m², levemente superior a los de zona rural, ubicándose las dos zonas en el límite del rango normal a sobrepeso. Este patrón es similar en las mujeres: el IMC en zona urbana es mayor que en zona rural (25,75 Kg./m² frente a 25,75 Kg./m²), lo que también las ubica en el límite inferior del rango de sobrepeso.

En cuanto a educación se tiene que el número de años de educación que completan los hombres, tanto en zona urbana como rural, es superior en casi un año a la educación de las mujeres en las mismas zonas. Es bastante evidente la desigualdad que existe, en el caso de los dos sexos, entre la educación que alcanza el individuo en zona urbana frente a zona rural: hombres urbanos alcanzan 8,4 años, mientras que los de zona rural solo 4,20 años; similar en las mujeres: 7,7 años en urbana y 4,1 en rural. La mayoría de hombres urbanos completan la primaria y el 12% cursa algún estudio de

postgrado (mayor incluso al porcentaje de los que están en la universidad o en alguna carrera técnica).

Tabla No. 3
Estadísticas de las Variables del Modelo para Jefes de Hogar,
por Género y Zona de Residencia

| HOMBRES | | | | | |
|------------------------------|---------------|--------|------------|--------|--------|
| Zona Urbana | | | Zona Rural | | |
| Variable | Observaciones | Media | Desv. Std. | Mínimo | Máximo |
| índice riqueza | 16.039 | 0,61 | 0,71 | -2,49 | 2,59 |
| edad | 16.039 | 42,34 | 11,36 | 18,00 | 64,00 |
| talla_cms | 10.169 | 167,19 | 6,14 | 151,40 | 182,30 |
| imc | 10.340 | 25,75 | 3,97 | 12,58 | 44,98 |
| años educación | 15.705 | 8,39 | 4,51 | 0,00 | 23,00 |
| Educación por niveles | | | | | |
| cero_a_cuatro* | 16.039 | 0,17 | 0,38 | 0,00 | 1,00 |
| cinco* | 16.039 | 0,18 | 0,38 | 0,00 | 1,00 |
| seis_a_diez* | 16.039 | 0,22 | 0,42 | 0,00 | 1,00 |
| once* | 16.039 | 0,22 | 0,42 | 0,00 | 1,00 |
| doce_a_quince* | 16.039 | 0,09 | 0,28 | 0,00 | 1,00 |
| mas_de_16* | 16.039 | 0,12 | 0,32 | 0,00 | 1,00 |
| Región de Residencia | | | | | |
| atlantica* | 16.039 | 0,19 | 0,39 | 0,00 | 1,00 |
| oriental* | 16.039 | 0,16 | 0,36 | 0,00 | 1,00 |
| central* | 16.039 | 0,25 | 0,43 | 0,00 | 1,00 |
| pacifica* | 16.039 | 0,16 | 0,36 | 0,00 | 1,00 |
| bogota* | 16.039 | 0,23 | 0,42 | 0,00 | 1,00 |
| territorial* | 16.039 | 0,02 | 0,14 | 0,00 | 1,00 |
| auge* | 15.701 | 0,41 | 0,49 | 0,00 | 1,00 |

| MUJERES | | | | | |
|------------------------------|---------------|--------|------------|--------|--------|
| Urbana | | | Rural | | |
| Variable | Observaciones | Media | Desv. Std. | Mínimo | Máximo |
| índice riqueza | 7.321 | 0,55 | 0,70 | -2,45 | 2,47 |
| edad | 7.321 | 44,69 | 11,13 | 18,00 | 64,00 |
| talla_cms | 6.212 | 154,13 | 5,84 | 139,10 | 168,90 |
| imc | 6.319 | 26,58 | 4,76 | 12,70 | 44,93 |
| años educación | 7.267 | 7,73 | 4,71 | 0,00 | 23,00 |
| Educación por niveles | | | | | |
| cero_a_cuatro* | 7.321 | 0,23 | 0,42 | 0,00 | 1,00 |
| cinco* | 7.321 | 0,19 | 0,40 | 0,00 | 1,00 |
| seis_a_diez* | 7.321 | 0,22 | 0,42 | 0,00 | 1,00 |
| once* | 7.321 | 0,17 | 0,37 | 0,00 | 1,00 |
| doce_a_quince* | 7.321 | 0,09 | 0,28 | 0,00 | 1,00 |
| mas_de_16* | 7.321 | 0,10 | 0,30 | 0,00 | 1,00 |
| Región de Residencia | | | | | |
| atlantica* | 7.321 | 0,17 | 0,37 | 0,00 | 1,00 |
| oriental* | 7.321 | 0,15 | 0,36 | 0,00 | 1,00 |
| central* | 7.321 | 0,26 | 0,44 | 0,00 | 1,00 |
| pacifica* | 7.321 | 0,18 | 0,39 | 0,00 | 1,00 |
| bogota* | 7.321 | 0,22 | 0,41 | 0,00 | 1,00 |
| territorial* | 7.321 | 0,02 | 0,14 | 0,00 | 1,00 |
| auge* | 7.265 | 0,40 | 0,49 | 0,00 | 1,00 |

Notas: La muestra corresponde a los Jefes de Hogar con $18 < edad < 65$, que reportaron $12 < IMC < 45$. Después de normalizar las dos variables de salud, se eliminaron las observaciones de la talla_cms correspondientes al 1% de cada extremo de la distribución en hombres y mujeres, esto da como resultado una muestra de mujeres con $139,1 < talla_cms < 168,9$ y hombres con $151,4 < talla_cms < 182,3$. Se excluyeron las que estaban en embarazo. Para los cálculos se ponderó por el peso muestral. La variable "auge" recoge la característica del ciclo económico de entrada al mercado laboral.

* Variables dummy.

Fuente: cálculos del autor con base en la ENDS 2005.

De los hombres de zona rural más de la mitad (54%) no completan la básica primaria y el porcentaje de los que cursan bachillerato es muy bajo (6%). El patrón en las mujeres es un poco diferente, la mayoría de mujeres urbanas cursa primaria incompleta o bachillerato incompleto. En zona urbana más de la mitad hacen primaria incompleta y el porcentaje de bachillerato completo o formación superior es bajo.

La mayoría de hogares urbanos se ubican en la región central y en Bogotá, mientras que los rurales en la región central, pacífica y oriental.

Tabla No. 3A
Estadísticas de las Variables de Riqueza y Salud
Total Jefes de Hogar

| Variable | HOMBRES | | MUJERES | |
|--------------------------|---------|-----------|---------|-----------|
| | Media | Desv. Std | Media | Desv. Std |
| Índice de Riqueza | 0,31 | 0,90 | 0,16 | 1,04 |
| talla_cms | 166,86 | 6,70 | 153,97 | 6,45 |
| IMC (kg/m2) | 25,31 | 3,90 | 26,51 | 4,78 |

Notas: La muestra corresponde a los Jefes de Hogar con $18 \leq \text{edad} \leq 65$, que reportaron $12 < \text{IMC} < 45$. Después de normalizar las dos variables de salud, se eliminaron las observaciones de la *talla_cms* correspondientes al 1% de cada extremo de la distribución en hombres y mujeres, esto da como resultado una muestra de mujeres con $139,1 \leq \text{talla_cms} \leq 168,9$ y hombres con $151,4 \leq \text{talla_cms} \leq 182,3$. Se excluyeron las que estaban en embarazo. Para los cálculos se ponderó por el peso muestral.

Fuente: cálculos del autor con base en la ENDS 2005.

Al observar lo que sucede por quintiles de riqueza (Tabla No. 4) se observa que tanto en hombres como en mujeres la estatura y el IMC incrementan con el quintil de riqueza. A partir del quintil medio los hombres se ubican en el rango de sobrepeso, y las mujeres lo hacen a partir del quintil más bajo. En significativa la desigualdad de años de educación entre el quintil más bajo y el más alto, en el último se completa en promedio más de tres veces lo que se completa en el primero. Las mujeres, en todos los quintiles, alcanzan menos años de educación.

Tabla No. 4
VARIABLES DE CAPITAL HUMANO PARA JEFES DE HOGAR
por Quintiles de Riqueza

| Quintiles Riqueza | Media (talla_mts) | Media (imc) | Media (anos_educacion) |
|-------------------|-------------------|-------------|------------------------|
| Hombres | | | |
| Más bajo | 1,65 | 23,68 | 3,88 |
| Bajo | 1,66 | 24,99 | 6,17 |
| Medio | 1,67 | 25,91 | 7,44 |
| Alto | 1,67 | 26,68 | 8,57 |
| Más alto | 1,68 | 27,08 | 11,29 |
| Mujeres | | | |
| Más bajo | 1,53 | 25,55 | 3,63 |
| Bajo | 1,54 | 26,33 | 5,83 |
| Medio | 1,54 | 26,63 | 7,16 |
| Alto | 1,55 | 27,15 | 8,21 |
| Más alto | 1,55 | 26,78 | 10,89 |

Notas: Los quintiles se construyeron empleando la misma metodología de *Measure DHS+*. La muestra que corresponde a los Jefes de Hogar con $18 \leq \text{edad} \leq 65$, que reportaron $12 < \text{IMC} < 45$, y después de excluir el 1% de observaciones en cada extremo de la distribución de la talla, a mujeres con $1,391 \leq \text{talla_mts} \leq 1,689$ y hombres con $1,514 \leq \text{talla_cms} \leq 1,823$. En el caso de mujeres cabeza de hogar se excluyeron las que estaban en embarazo.

Fuente: cálculos del autor con base en la ENDS 2005.

Al estimar los coeficientes de correlación de las tres variables de capital humano (talla, IMC y educación) con el índice de riqueza (Tabla No. 5), se encuentra que en el caso de los hombres, los signos de los coeficientes son los esperados y además son significativos. La correlación de las dos variables de salud con los años de educación es positiva y significativa. La correlación entre las dos variables de salud resulta ser bastante pequeña, y estadísticamente no significativa.

En el caso de las mujeres cabeza de familia, se observa que la correlación de las tres variables de capital humano con el índice de riqueza es positiva y significativa. La correlación de la talla con la educación es positiva mientras que la correlación del IMC con la educación es negativa. La correlación entre las dos variables de salud es bastante pequeña aunque en este caso resulta ser significativa. En los dos sexos la correlación del IMC con la riqueza es mayor que la correlación de la estatura con la riqueza

Tabla No. 5
Coefficientes de Correlación entre Índice de Riqueza y Variables de
Capital Humano para Jefes de Hogar

| HOMBRES | | | | | MUJERES | | | | |
|-------------|--------------------|--------------------|--------------------|-----------|-------------|--------------------|---------------------|---------------------|-----------|
| | ind riqueza | talla_cms | imc | años educ | | ind riqueza | talla_cms | imc | años educ |
| ind riqueza | 1,0000 | | | | ind riqueza | 1,0000 | | | |
| talla_cms | 0,1260 (0,0000) | 1,0000 | | | talla_cms | 0,0960 (0,0000) | 1,0000 | | |
| imc | 0,3071 (0,0000) | 0,0081 (0,3373) | 1,0000 | | imc | 0,1087 (0,0000) | -0,0822 (0,0000) | 1,0000 | |
| años educ | 0,5225 (0,0000) | 0,2242 (0,0000) | 0,1620 (0,0000) | 1,0000 | años educ | 0,4595 (0,0000) | 0,2465 (0,0000) | -0,0738 (0,0000) | 1,0000 |

Notas: La muestra corresponde a los Jefes de Hogar con 18 < edad <= 65, que reportaron 12 < IMC < 45. Después de normalizar las dos variables de salud, se eliminaron las observaciones de talla_cms correspondientes al 1% de cada extremo de la distribución en hombres y mujeres, esto da como resultado una muestra de mujeres con 139,1 <= talla_cms <= 168,9 y hombres con 151,4 <= talla_cms <= 182,3. En el caso de mujeres cabeza de hogar se excluyeron las que estaban en embarazo.

Los valores en paréntesis corresponden al p-valor para el cual los coeficientes son significativos.

Fuente: cálculos del autor con base en la ENDS 2005.

5.2 Resultados Empíricos

En la Tabla No. 6 se relacionan los resultados obtenidos²⁰ en la estimación del modelo correspondiente a la ecuación (4) de la Sección 3, para hombres y mujeres jefes de hogar de la muestra objeto de estudio. Como se mostró antes, el coeficiente de correlación entre las dos variables de capital humano resultó ser bastante pequeño y en el caso de hombres no significativo, por esta razón las dos variables se incluyeron dentro del modelo lineal de OLS. Los diferentes ejercicios (columnas 1 a 4) reportan significancia estadística de los coeficientes si se analizan de manera conjunta (es decir bajo la hipótesis nula $H_0: \beta_i = 0$ para todo i).

Dado que las dos variables de salud aquí consideradas, estatura e IMC, se miden en diferentes unidades (centímetros y Kg/m^2), se procedió a estandarizar o normalizar (restando la media y dividiendo por la desviación estándar) dichas variables, tanto para hombres como mujeres. La ventaja que trae este procedimiento es que, al incluir las variables de salud normalizadas en la regresión, se hace posible comparar los valores de los coeficientes de salud estimados (las variables ya están expresadas en unidades comparables pero se conserva su variación dentro de la población) para así saber cuál de las dos dimensiones de salud tiene mayor efecto sobre la riqueza acumulada del individuo.

²⁰ El programa utilizado fue Stata/SE 8.0, las regresiones lineales se estimaron utilizando el comando *svyreg* (*survey linear regression*) que permite tener en cuenta información del diseño muestral de las encuestas así como ponderaciones y clusters.

Los coeficientes estimados que acompañan las tres variables de capital humano, representan el retorno productivo que los individuos (jefes de hogar en este caso), las familias y la sociedad crean, a través de su inversión en educación y salud (Schultz, 1999). En este caso el “*retorno de la educación*” o “*retorno de la estatura (o IMC)*”, debe ser entendido como el impacto que tiene la inversión que hace el jefe del hogar en cada factor de capital humano, sobre el nivel económico de su hogar (medido en términos de riqueza acumulada). Haber normalizado las variables de salud implica que los valores resultantes corresponden al número de desviaciones estándar que hay entre la observación original (en cms. para la talla, y en Kg/m² para el IMC) y su valor medio²¹. Por lo tanto, dado que éstas se miden ahora en número de desviaciones estándar, el coeficiente estimado de la talla o del IMC indica cuántos puntos aumenta el índice de riqueza ante un aumento de una desviación estándar en alguna de estas variables. El retorno de la educación es algo más simple, dado que la educación se está midiendo en años alcanzados, el coeficiente indica en cuántos puntos aumenta el índice de riqueza ante un año adicional de educación, dependiendo de si éste resulta en un nivel completo o no.

Para entender mejor el significado de los coeficientes de las variables de capital humano, consideremos por ejemplo, los resultados de la estimación sin interacciones (columna 4) de la Tabla No.6. El retorno del IMC sobre la riqueza en hombres es de **0,150**: si su IMC aumenta en una desviación estándar, esto es en 4 Kg/m² de Tabla No.3A (12kg aproximadamente suponiendo estatura constante), el IR incrementa en 0,150 puntos, es decir en una sexta parte de su desviación estándar (que es de 0,90). En el caso de las mujeres, el retorno del IMC sobre la riqueza es de **0,065**: si su IMC aumenta en una desviación estándar, es decir en 5 Kg/m², el IR aumenta en 0,065 puntos, en otras palabras, el IR aumenta en menos de $\sigma/15$ ($\sigma = 1,04$). Un análisis similar debe hacerse en el caso de la talla (teniendo en cuenta que la desviación estándar es de 6,7cm.en hombres y de 6,4cm. en mujeres). Un año adicional de educación en

²¹ El aumento de una unidad en el IMC (1kg/m² adicional) en un hombre promedio, esto es, si la desviación estándar del IMC es 4kg/m² (Tabla No. 3A), equivale a incrementar el IMC en una cuarta parte de su desviación estándar ($\sigma/4$). Si su estatura es de 1,67mts. y el IMC de 25kg/m² (Tabla No. 3A), es decir su peso es 70kg, aumentar el IMC en $\sigma/4$ implica un conseguir un peso de 73kg, es decir un aumento de 3kg (su talla se considera constante por estar en etapa adulta).

hombres incrementa la riqueza en **0,109** es decir en una novena parte de la desviación estándar de la misma.

Las columnas (1) y (2) de la Tabla No. 6 corresponden al modelo lineal del índice de riqueza en función de sólo una variable de salud, esto con el fin de observar cual de las dos dimensiones de salud disminuía más el rendimiento de la educación, bajo el supuesto de que no incluir la salud sobreestima la influencia de la educación. Los resultados de la tabla muestran que, de los indicadores de salud y nutrición, el aumento de una desviación estándar en el IMC en hombres y mujeres impacta en mayor grado la riqueza del jefe de hogar (0,212 puntos adicionales en la riqueza de hombres y 0,137 en la de mujeres). El retorno de la educación es mayor en las mujeres: un año adicional aumenta su riqueza en aprox. 0,17 unidades, mientras que en hombres el aumento es de 0,11 unidades de riqueza. Además, el retorno de la educación sobre la riqueza es menor cuando se toma sólo el IMC que cuando se incluye la estatura, en hombres y mujeres. Los coeficientes de las interacciones de la educación con las dos variables de salud en los dos sexos, o bien tienen signo negativo o resultan no significativos.

La columna (3) de la Tabla No. 6 corresponde al modelo originalmente planteado, es decir incluyendo las dos dimensiones de salud, el modelo Spline para los retornos de la educación, y las interacciones entre las variables. En este caso, y al igual que en las columnas anteriores (1 y 2), el retorno de una desviación estándar adicional de IMC, en hombres y mujeres, es mayor al retorno de una desviación estándar adicional en estatura. Las dos variables de salud resultan significativas en los dos sexos. Por género, el impacto de una desviación estándar adicional de IMC sobre la riqueza de los hombres es significativamente mayor que en mujeres (0,214 unidades adicionales de riqueza en hombres frente a 0,134 en mujeres), mientras que el impacto de una desviación en estatura es relativamente similar en hombres y mujeres (0,33 a 0,34 unidades adicionales de riqueza). Por último, el cuadrado del IMC tiene el signo esperado (negativo) y es significativo en los dos sexos, indicando que el retorno sobre la riqueza, de desviaciones estándar adicionales en IMC, se vuelve decreciente en la medida en que el individuo tiende al sobrepeso u obesidad: aumentos excesivos en el peso disminuyen la riqueza de hombres y mujeres de aprox. 0,02 unidades.

El retorno de la educación sobre la riqueza de mujeres cabeza de hogar es mayor que el estimado en los hombres (un año adicional de educación incrementa la riqueza de mujeres en 0,165 puntos mientras que en hombres 0,108); este hecho es explicable si se tiene en cuenta que, en promedio, éstas completan menos años de educación que los completados por los hombres (especialmente al interior de la zona urbana); es mayor además, el porcentaje de hombres que terminan los niveles básicos primaria y secundaria y, si se observan los años de educación promedio por quintiles de riqueza, se encuentra que en todos los quintiles (especialmente en Bajo y Más Alto) los hombres completan más años promedio de educación que las mujeres (Tablas No.3 y 4).

Las interacciones entre las variables de capital humano o bien presentan signos inconsistentes o, en caso de ser positivas resultan no significativas. El hecho de que los coeficientes de las interacciones muestren estos resultados puede tener sustento en dos razones. Por un lado, que para la población objeto de estudio, los retornos que sobre el índice de riqueza del hogar tienen la escolaridad, la estatura y el IMC del jefe de hogar, sean independientes uno del otro. Sin embargo, sí podría esperarse que la estatura, como indicador de la salud desde la niñez, influyera para determinar el número de años de estudio que un individuo podría completar (un niño sano tiene un mejor desempeño en el colegio). También podría esperarse relación entre la educación y el IMC en la medida en que la educación podría influir en las decisiones actuales de salud (como el peso). Aunque, por otro lado, el nivel de educación podría ser independiente del IMC de un individuo en la medida en que el segundo es un indicador del estado de nutrición y reservas de energía en la etapa adulta y por ende está más asociado a la productividad laboral que al nivel educativo alcanzado.

La segunda razón, siguiendo a Torres (2006), es que aún cuando no existiera ningún sesgo de endogeneidad entre la escolaridad, la estatura y el IMC, los retornos sobre la riqueza de cada una de estos tres indicadores no pueden ser interpretados literalmente como los retornos de la inversión en educación, la salud y nutrición acumuladas desde la niñez, y la salud y nutrición del adulto respectivamente, ya que las primeras variables son sólo indicadores imperfectos de las segundas.

A la luz de los resultados encontrados en las ecuaciones que incluían interacciones (columnas 1 a 3) se decidió estimar el modelo tradicional omitiendo éstas.

Los resultados se reportan en la columna (4) de la Tabla No. 6. Los coeficientes de las tres variables de capital humano, y en ambos sexos, resultan positivos y significativos al 1%. En el caso de los hombres, es notoria la diferencia en el retorno del IMC frente a la estatura: una desviación estándar adicional en el primero impacta la riqueza en más del doble de lo que lo hace una desviación adicional en la segunda. Como se explicó al inicio de esta sección, incrementar el IMC de un hombre promedio en una desviación estándar, de 25 a 29kg/m² (es decir incrementar su peso en 12kg), incrementa la riqueza en una sexta parte de su desviación estándar; incrementar su estatura en cerca de 7cm incrementa su riqueza en tan sólo 1/18 de desviación estándar de la misma. En las mujeres en cambio, una desviación adicional de IMC tiene un retorno levemente superior al de la estatura, pareciera ser entonces que la estatura tiene un efecto mayor en la riqueza de las mujeres que en la de los hombres. Si el IMC de una mujer aumenta en 5 kg/m², el IR aumenta en 0,065 puntos, en otras palabras, aumenta en menos de $\sigma/15$ ($\sigma = 1,04$); por otro lado, 6 centímetros adicionales de talla aumentan la riqueza en cerca de 1/18 de su desviación estándar.

Que el retorno del IMC sea mayor en hombres, es un resultado consistente pues éste mide principalmente las reservas de energía del adulto, y son los hombres los que efectivamente se emplean más en actividades que requieren mayor energía y consumo calórico (como es el caso de la construcción, por ejemplo), por lo cual es de esperar que el mercado asigne un mayor retorno al IMC de hombres que al de mujeres. El cuadrado del IMC es significativo al 1% y tiene el signo esperado (al igual que en las columnas 2, 3), indicando así retornos decrecientes ante obesidad y sobrepeso.

Es pertinente comparar los resultados dependiendo del proxy de productividad que se utilice. Ribero y Núñez (1999), utilizando el salario por hora como medida del ingreso monetario, encuentran que un centímetro adicional de estatura incrementa el salario de los hombres en una mayor proporción que el de las mujeres. Por otro lado, en el presente trabajo de tesis, donde se utiliza un enfoque de la riqueza *acumulada*, pareciera ser que la estatura ejerce un impacto, positivo también, más importante en la riqueza de las mujeres que en la de los hombres (siendo el efecto del IMC más importante en los dos sexos). Esta diferencia de resultados no sorprende pues, como se mostró anteriormente, el ingreso y la riqueza tienen distribuciones diferentes por lo cual no se puede esperar que los resultados con un enfoque u otro sean iguales. Varias

razones explican lo anterior: Ribero y Núñez (1999) recogen el estado de salud a través de la estatura únicamente, por lo tanto esta variable está capturando todo el efecto de la inversión en salud como capital humano; en el presente trabajo se incluyen dos indicadores que recogen dos dimensiones diferentes de la salud, esto mismo hace que se reparta el efecto de la salud sobre la productividad en los dos indicadores. Además, de los resultados de la Tabla No.6, se puede ver que las dos variables de salud tienen mayores retornos en la productividad de hombres que de mujeres, lo que sugiere que el efecto conjunto de la salud es mayor en los primeros, resultado que también encuentran Ribero y Núñez (1999) con su indicador de salud.

De los resultados de la columna (4), Tabla No.6, se encuentra que la educación continúa teniendo un efecto importante en la riqueza, especialmente en el caso de las mujeres pues los retornos de años adicionales de educación aumentan en mayor grado su riqueza. La educación continúa siendo una de las inversiones en capital humano más importantes en acumulación de riqueza y productividad de un individuo. Un año adicional de educación en hombres incrementa la riqueza en 0,109 puntos, es decir en una novena parte de su desviación estándar, mientras que un año más de permanencia en la educación incrementa la riqueza de las mujeres en 0,163 puntos, algo menos de 1/6 de desviación estándar de la misma.

En los dos sexos, la variable de experiencia (edad del individuo) es positiva y significativa, el cuadrado de la experiencia tiene el signo esperado y también es significativo, lo que corrobora los retornos decrecientes que sobre la riqueza tienen la experiencia laboral como señala Mincer (1974). El cuadrado de la educación tiene también el signo esperado, sin embargo sólo es significativo en las mujeres.

En todas las especificaciones, la dummy de zona de residencia exhibe retornos positivos y significativos sobre el índice de riqueza. El estar ubicado en zona urbana en comparación con zona rural, representa un incremento en la riqueza de 1,170 puntos en hombres y de puntos 1,106 en mujeres. Este impacto es mayor en hombres que en mujeres pues la participación de éstas en la zona urbana es mayor (Gráfico No.1). La zona urbana, en comparación con la rural, incide positivamente en la riqueza del jefe de hogar precisamente porque allí es donde el individuo tiene más probabilidad de potenciar su inversión en capital humano, y porque el mercado premia mejor la misma.

Tabla No. 6
Resultados de las Regresiones Lineales del Índice de Riqueza
por Género del Jefe de Hogar

| Variables | HOMBRES | | | | MUJERES | | | |
|----------------------|-----------------------------------|-----------------------------------|------------------------------------|-----------------------------------|-----------------------------------|-----------------------------------|-----------------------------------|-----------------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (1) | (2) | (3) | (4) |
| talla (normal.) | 0,027 * <i>0,016</i> | | 0,034 ** <i>0,015</i> | 0,049 *** <i>0,008</i> | 0,016 <i>n.a</i> <i>0,020</i> | | 0,033 * <i>0,020</i> | 0,058 *** <i>0,011</i> |
| imc (normal.) | | 0,212 *** <i>0,014</i> | 0,214 *** <i>0,015</i> | 0,150 *** <i>0,008</i> | | 0,137 *** <i>0,018</i> | 0,134 *** <i>0,018</i> | 0,065 *** <i>0,011</i> |
| imc2 | | -0,022 *** <i>0,005</i> | -0,022 *** <i>0,005</i> | -0,026 *** <i>0,005</i> | | -0,023 *** <i>0,006</i> | -0,027 *** <i>0,006</i> | -0,026 *** <i>0,006</i> |
| años_educación | 0,115 *** <i>0,018</i> | 0,108 *** <i>0,018</i> | 0,108 *** <i>0,018</i> | 0,109 *** <i>0,018</i> | 0,167 *** <i>0,023</i> | 0,165 *** <i>0,023</i> | 0,165 *** <i>0,023</i> | 0,163 *** <i>0,023</i> |
| primaria | 0,082 ** <i>0,041</i> | 0,078 ** <i>0,040</i> | 0,073 * <i>0,040</i> | 0,071 * <i>0,040</i> | 0,074 <i>n.a</i> <i>0,056</i> | 0,087 <i>n.a</i> <i>0,055</i> | 0,093 * <i>0,056</i> | 0,082 <i>n.a</i> <i>0,056</i> |
| secund_incompleta | -0,080 *** <i>0,032</i> | -0,068 ** <i>0,031</i> | -0,068 ** <i>0,031</i> | -0,069 ** <i>0,031</i> | 0,050 <i>n.a</i> <i>0,042</i> | 0,042 <i>n.a</i> <i>0,041</i> | 0,041 <i>n.a</i> <i>0,042</i> | 0,049 <i>n.a</i> <i>0,042</i> |
| secundaria | 0,165 *** <i>0,062</i> | 0,154 *** <i>0,062</i> | 0,155 *** <i>0,061</i> | 0,154 *** <i>0,062</i> | 0,232 *** <i>0,075</i> | 0,238 *** <i>0,074</i> | 0,243 *** <i>0,074</i> | 0,253 *** <i>0,075</i> |
| superi_or_incompleta | -0,072 ** <i>0,035</i> | -0,061 * <i>0,035</i> | -0,064 * <i>0,035</i> | -0,067 * <i>0,035</i> | -0,039 <i>n.a</i> <i>0,043</i> | -0,041 <i>n.a</i> <i>0,043</i> | -0,045 <i>n.a</i> <i>0,043</i> | -0,051 <i>n.a</i> <i>0,043</i> |
| superior | 0,068 <i>n.a</i> <i>0,051</i> | 0,076 <i>n.a</i> <i>0,051</i> | 0,072 <i>n.a</i> <i>0,051</i> | 0,067 <i>n.a</i> <i>0,052</i> | 0,151 ** <i>0,068</i> | 0,141 ** <i>0,067</i> | 0,159 ** <i>0,067</i> | 0,142 ** <i>0,069</i> |
| talla_imc | | | -0,0001 <i>n.a</i> <i>0,008</i> | | | | -0,015 <i>n.a</i> <i>0,011</i> | |
| educacion_talla | 0,003 <i>n.a</i> <i>0,002</i> | | 0,002 <i>n.a</i> <i>0,002</i> | | 0,005 ** <i>0,002</i> | | 0,004 <i>n.a</i> <i>0,002</i> | |
| educacion_imc | | -0,009 *** <i>0,002</i> | -0,009 *** <i>0,002</i> | | | -0,012 *** <i>0,002</i> | -0,011 *** <i>0,002</i> | |
| edad | 0,037 *** <i>0,005</i> | 0,025 *** <i>0,005</i> | 0,025 *** <i>0,005</i> | 0,024 *** <i>0,005</i> | 0,037 *** <i>0,006</i> | 0,033 *** <i>0,006</i> | 0,034 *** <i>0,006</i> | 0,030 *** <i>0,006</i> |
| edad2 | -0,0003 *** <i>0,000</i> | -0,0002 *** <i>0,000</i> | -0,0002 *** <i>0,000</i> | -0,0001 *** <i>0,000</i> | -0,0002 *** <i>0,000</i> | -0,0002 *** <i>0,000</i> | -0,0002 *** <i>0,000</i> | -0,0002 ** <i>0,000</i> |
| educ2 | -0,005 <i>n.a</i> <i>0,004</i> | -0,005 <i>n.a</i> <i>0,004</i> | -0,005 <i>n.a</i> <i>0,004</i> | -0,005 <i>n.a</i> <i>0,004</i> | -0,016 *** <i>0,005</i> | -0,016 *** <i>0,005</i> | -0,017 *** <i>0,005</i> | -0,016 *** <i>0,005</i> |
| urbana+ | 1,206 *** <i>0,031</i> | 1,166 *** <i>0,030</i> | 1,162 *** <i>0,031</i> | 1,170 *** <i>0,031</i> | 1,111 *** <i>0,040</i> | 1,105 *** <i>0,039</i> | 1,098 *** <i>0,040</i> | 1,106 *** <i>0,040</i> |
| atlantica+ | -0,181 *** <i>0,033</i> | -0,109 *** <i>0,032</i> | -0,126 ** <i>0,032</i> | -0,130 *** <i>0,032</i> | -0,151 *** <i>0,034</i> | -0,106 *** <i>0,034</i> | -0,135 *** <i>0,035</i> | -0,140 *** <i>0,035</i> |
| oriental+ | 0,232 *** <i>0,036</i> | 0,269 *** <i>0,035</i> | 0,264 *** <i>0,035</i> | 0,266 *** <i>0,035</i> | 0,185 *** <i>0,037</i> | 0,186 *** <i>0,038</i> | 0,185 *** <i>0,037</i> | 0,187 *** <i>0,037</i> |
| central+ | 0,264 *** <i>0,032</i> | 0,311 *** <i>0,032</i> | 0,307 *** <i>0,032</i> | 0,310 *** <i>0,032</i> | 0,294 *** <i>0,035</i> | 0,296 *** <i>0,036</i> | 0,291 *** <i>0,036</i> | 0,298 *** <i>0,036</i> |
| pacifica+ | 0,261 *** <i>0,034</i> | 0,294 *** <i>0,033</i> | 0,294 *** <i>0,033</i> | 0,295 *** <i>0,033</i> | 0,213 *** <i>0,039</i> | 0,219 *** <i>0,039</i> | 0,211 *** <i>0,039</i> | 0,213 *** <i>0,039</i> |
| bogota+ | 0,422 *** <i>0,035</i> | 0,467 *** <i>0,035</i> | 0,463 *** <i>0,034</i> | 0,465 *** <i>0,034</i> | 0,424 *** <i>0,038</i> | 0,416 *** <i>0,039</i> | 0,421 *** <i>0,038</i> | 0,424 *** <i>0,039</i> |
| constante | -2,608 *** <i>0,104</i> | -2,280 *** <i>0,104</i> | -2,283 *** <i>0,105</i> | -2,265 *** <i>0,105</i> | -2,697 *** <i>0,131</i> | -2,568 *** <i>0,131</i> | -2,574 *** <i>0,133</i> | -2,492 *** <i>0,138</i> |
| Observaciones | 13.880 | 14.137 | 13.865 | 13.865 | 7.482 | 7.636 | 7.457 | 7.457 |
| Prob>F | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 |
| R-cuadrado | 0,6343 | 0,6509 | 0,6526 | 0,6511 | 0,56 | 0,5654 | 0,5677 | 0,5637 |

Notas: para el cálculo de las regresiones las variables de salud se incluyeron normalizadas (a cada observación se restó la media y se dividió por la desviación estándar)

(1) Corresponde a la ecuación del índice de riqueza con la estatura como única variable de salud

(2) Corresponde a la ecuación del índice de riqueza con el IMC como única variable de salud.

(3) Corresponde al modelo con las dos variables de salud así como las interacciones entre salud y educación.

(4) Corresponde al modelo con las dos variables de salud sin las interacciones entre salud y educación.

La muestra corresponde a los Jefes de Hogar con 18=<edad<=65, que reportaron 12<IMC<45; 139,1<=talla_cm<=168 en el caso de mujeres y 151,4<=talla_cm<=182,3 en el caso de hombres. Se excluyeron las mujeres en embarazo. Los valores en cursiva corresponden al error estándar. Se utilizaron Clusters, Pesos Muestrales, y un solo Estrato en las regresiones. La dummy regional omitida corresponde a Territorios Nacionales (Orinoquía y Amazonía).

* Significativo al 10%

** Significativo al 5%

*** Significativo al 1%

n.a. Estadísticamente No Significativo al 10%

+ Variable dummy.

Los coeficientes de las dummies que controlan la región de residencia resultan ser significativos en hombres y mujeres, exhibiendo el mayor incremento sobre la riqueza el estar ubicado en Bogotá y en la región Central (Medellín Área Metropolitana, Antioquia, Caldas, Risaralda, Quindío, Tolima, Huila y Caquetá); la región omitida, con el fin de evitar multicolinealidad perfecta, es Orinoquía y Amazonía.

La Tabla 6A muestra los retornos sobre la riqueza (para las cuatro estimaciones) de un año adicional de educación dependiendo de si éste resulta o no en un nivel educativo completo, de acuerdo con el modelo Spline utilizado por Sánchez y Núñez (2002). Los mayores retornos, en hombres y mujeres cabeza de hogar los exhiben en las cuatro especificaciones, la educación superior (16 años ó más), seguida por secundaria completa y por universitaria incompleta (o formación técnica y tecnológica). Es importante notar que el retorno en todos los niveles es mayor en las mujeres jefes de hogar, en el caso de educación superior por ejemplo, el retorno es casi tres veces el retorno estimado en los hombres. Según lo anterior, y de acuerdo con el planteamiento de Sánchez y Núñez (2002), toda política social encaminada a aumentar los años de escolaridad de las mujeres (en este caso cabeza de hogar) impactaría sobre el ingreso potencial de las mismas, ya que mujeres con mayor escolaridad tendrán más incentivos a limitar su número de hijos y a aumentar la probabilidad de incursionar en el mercado laboral.

Tabla No. 6A
Retornos de los Niveles Educativos
Modelo Spline

| Niveles | | HOMBRES | | | | MUJERES | | | |
|------------------------------|---|---------|-------|-------|-------|---------|-------|-------|-------|
| | | (1) | (2) | (3) | (4) | (1) | (2) | (3) | (4) |
| Primaria incompleta | β_1 | 0,115 | 0,108 | 0,108 | 0,109 | 0,167 | 0,165 | 0,165 | 0,163 |
| Primaria | $\beta_1+\beta_2$ | 0,197 | 0,186 | 0,181 | 0,181 | 0,241 | 0,252 | 0,258 | 0,245 |
| Secundaria incompleta | $\beta_1+\beta_2+\beta_3$ | 0,117 | 0,119 | 0,113 | 0,112 | 0,291 | 0,294 | 0,300 | 0,294 |
| Secundaria | $\beta_1+\beta_2+\beta_3+\beta_4$ | 0,282 | 0,273 | 0,268 | 0,265 | 0,524 | 0,532 | 0,543 | 0,547 |
| Superior incompleta | $\beta_1+\beta_2+\beta_3+\beta_4+\beta_5$ | 0,210 | 0,212 | 0,204 | 0,198 | 0,485 | 0,491 | 0,498 | 0,496 |
| Superior (16+) | $\beta_1+\beta_2+\beta_3+\beta_4+\beta_5+\beta_6$ | 0,278 | 0,288 | 0,275 | 0,265 | 0,636 | 0,632 | 0,657 | 0,638 |

Notas: (1) Corresponde a la ecuación del índice de riqueza con la estatura como única variable de salud.

(2) Corresponde a la ecuación del índice de riqueza con el IMC como única variable de salud.

(3) Corresponde al modelo con las dos variables de salud así como las interacciones entre salud y educación.

(4) Corresponde al modelo con las dos variables de salud pero sin las interacciones entre salud y educación.

En términos de años efectivamente completados, Primaria Incompleta se refiere a 0 a 4 años de educación, primaria a 5 años, secundaria incompleta a 6 a 10 años, secundaria a 11 años, técnico/universidad incompleta 12 a 15 años, y superior a más de 16. Los coeficientes β_1 a β_6 corresponden a los planteados en la ecuación (4) de la sección 3.

Fuente: cálculos del autor con base en la ENDS 2005.

Los resultados de la Tabla No. 6A indican que un año adicional de educación tiene un mayor impacto sobre el nivel económico (y también sobre el salario laboral de acuerdo con Sánchez y Núñez, 2002 y Torres, 2006) de un individuo, cuando ese año resulta en un nivel educativo completo. Puede decirse entonces que el mercado laboral premia de alguna manera la obtención de un diploma. Estudios realizados anteriormente con egresados bogotanos para establecer el valor agregado de de la secundaria, por ejemplo, indican que “...los esfuerzos para finalizar la secundaria más que se compensan en términos económicos, mientras que realizar estudios incompletos de secundaria no tiene mucho incentivo económico frente a permanecer con sólo primaria completa” (Ortega y Flórez, 2000 p.31)²².

Un segundo ejercicio que se realizó, tal y como se propuso en la Sección 3, fue el de estimar las especificaciones (1) a (4) incluyendo una variable que controlara por el ciclo económico de entrada al mercado laboral. El año de entrada la mercado laboral se calculó como: 2005 – (edad – 6 – años de educación), es decir que al año en que se realizó la encuesta se le restó el número de años que se suponen de experiencia laboral (según Mincer, 1974), la serie resultante abarcó desde el año 1946 hasta el 2005. Sería ideal usar como variable de control la tasa de desempleo de la economía para cada año de dicha serie, sin embargo al no disponer de una serie tan amplia de desempleo se procedió a construir una dummy que recogiera la etapa (auge o depresión) del ciclo en el que se encontraba la economía al momento de que el individuo entró al mercado laboral. Para tal efecto se tomó como referencia la caracterización que hace Escobar (2006)²³ de la economía colombiana en el período 1950-2005, en donde el autor usando el PIB real anual identifica cuáles son los períodos en que la economía se encontró por encima (auge) y por debajo (depresión) de su tendencia. Los resultados de este ejercicio aparecen en el Anexo 1, sólo para las especificaciones con y sin interacciones entre las variables de capital humano (3 y 4), siendo *auge* la variable dummy que toma 1 si el año de ingreso al mercado laboral corresponde a período de auge y cero en caso de

²² Este estudio corresponde a una investigación realizada por el Centro de Estudios de Desarrollo Económico-CEDE para la Secretaría de Educación Distrital, cuya muestra incluyó información de la historia de vida de 2.500 bachilleres bogotanos egresados entre 1993 y 1997.

²³ El autor encuentra que los períodos de auge corresponden a: 1953-1957, 1972-1976, 1978-1981 y 1993-1998; los períodos de depresión a: 1950-1952, 1960-1971, 1982-1992 y 1999-2005. Además, concluye que la duración promedio de los auges es de 4 años, por esta razón para el período 1946 a 1949 se asumió que la economía estaba en período de auge.

depresión. Los resultados tanto de signo y magnitud de los retornos del capital humano como de la significatividad de los mismos, en hombres y mujeres, son bastante similares a los obtenidos en el ejercicio sin esta dummy (Tabla No. 6, columnas 3 y 4). Contrario a lo que se esperaría, entrar al mercado laboral en período de auge disminuye la riqueza de los dos sexos además el coeficiente resulta ser no significativo. Sería recomendable replicar este ejercicio usando la tasa de desempleo, en lugar de la etapa del ciclo económico, pues es ésta tasa es la que realmente mide cómo se comportaba el mercado laboral en cada año.

5.2.1 Análisis de los resultados encontrados

Para efectos de la formulación de políticas que garanticen resultados efectivos, y teniendo en cuenta la lectura exacta que debe hacerse de los coeficientes de las variables de capital humano estimados, es preciso detenerse para analizar los resultados encontrados. Con el fin de identificar las variables de capital humano -salud o educación- sobre las cuales debería enfocarse el hacedor de política, y a la luz de los retornos estimados de la Tabla No. 6 columna (4), consideremos un caso concreto. Supongamos un hombre cuya talla, que suponemos fija en la medida en que ya finalizó su proceso de crecimiento, es de 165cm. (algo menos de la talla promedio), cuyo IMC es de 23 Kg/m^2 - rango de delgadez ligera²⁴ -, por tanto su peso es de 62kg. El hacedor de política sabe que si aumenta su IMC en una desviación estándar, es decir si consigue en este individuo un IMC de $26,9 \text{ Kg/m}^2$, logrará aumentar su riqueza en 0,150 puntos, es decir en una sexta parte de la desviación estándar de la misma. El hacedor de política tendría entonces que, teniendo en cuenta que el ciclo de crecimiento físico del individuo finalizó, conseguir a través de una alimentación balanceada (sería contraproducente incrementar el IMC a través de una dieta alta en colesterol, por ejemplo), un peso de 73kg, es decir 11 kilos más de lo que este individuo pesa. Recordemos además que los resultados encontrados indican rendimientos decrecientes sobre la productividad en la medida en que se tiene al sobrepeso/obesidad (IMC superior a 25), por tanto el aumento de peso por un lado incrementaría la riqueza, pero por otro la disminuiría en la medida en que ubica al individuo en el rango de sobrepeso.

²⁴ Es esperable encontrar un IMC de 23 kg/m^2 dentro del 68% de las observaciones de la muestra de hombres jefes de hogar aquí consideradas, en la medida en que se ubica dentro del rango $\mu + \sigma$.

Ahora bien, el hacedor de política podría preguntarse si no sería más efectivo y fácil de implementar en términos de políticas, conseguir que el individuo se eduque en al menos un año más en lugar de aumentar el IMC del individuo (los 11kg adicionales). Un año adicional de educación incrementaría la riqueza del individuo en riqueza en 0,109 puntos adicionales, la novena parte de la desviación estándar de la misma.

Si bien el IMC aumenta un poco más la riqueza del individuo de lo que la aumenta la escolaridad, ¿no sería más efectivo, para conseguir resultados de corto plazo sobre la productividad, el año adicional de educación que los 11 kilos adicionales, aún cuando la primera medida incrementa la riqueza en $1/9$ de desviación estándar mientras que la segunda en $1/6$? Sería deseable conseguir pesos adecuados para la talla en aquellos individuos con IMC críticos que indiquen alguno de los tres tipos de delgadez, en la medida en que presentan malnutrición riesgosa para la salud. Sin embargo no es tan claro el efecto de incrementar el IMC en individuos que se ubiquen en el rango normal o que tienden a sobrepeso/obesidad en la medida en que esto implicaría riesgos para su salud así como retornos decrecientes sobre su riqueza. Sería tal vez más efectiva sobre la productividad en el corto plazo, una medida que buscara la permanencia del individuo en el sistema educativo por más tiempo: es más fácil conseguir aumentos en la escolaridad que aumentos, a través de nutrición balanceada, de 10 kilos en el peso de una persona.

Ahora bien, en todas las especificaciones, se encontró evidencia estadística de que la salud incide positivamente sobre la productividad (medida con la riqueza). Sin embargo, siguiendo a autores como Thomas y Strauss (1998), sea cual sea el indicador de salud que se utilice, debe tenerse presente que la salud es fundamentalmente multidimensional y eso mismo hace que sea difícil medirla. Ni la estatura ni el IMC capturan en su totalidad el efecto de la salud, solamente se aproximan a diferentes dimensiones de ésta, por ello sus coeficientes podrían capturar incluso el efecto que otras dimensiones de la salud podrían tener. No es el aumento de más centímetros de talla o de unidades de IMC, el que ejerce un efecto inmediato sobre la productividad (como sí podría pensarse del aumento en los años de educación). No hay forma de identificar el mecanismo exacto a través del cual la salud incide sobre la productividad de un individuo, ya que no es posible capturar elementos como la pérdida de productividad por los individuos que murieron a causa de enfermedades debido a un

deficiente estado de salud, o el efecto positivo sobre la productividad de enfrentar satisfactoriamente riesgos sobre la salud.

Aún cuando no es posible capturar todas las dimensiones que la salud puede tomar, mejorar el estado de salud, a través de los indicadores aquí utilizados, de los jefes de hogar (y de la población en general), a través de la nutrición, hace que los individuos sean menos vulnerables o estén menos expuestos a riesgos, congénitos o del entorno, sobre la salud. Un buen estado nutricional hace también que los individuos generen mayor capacidad de reacción y recuperación ante eventos catastróficos como la pérdida de algún miembro del hogar, es de esperar además que un individuo con un adecuado peso para su talla tenga una recuperación más satisfactoria de enfermedades cardiovasculares (como un ataque al corazón) o de algún tipo de cáncer, que un individuo obeso o severamente delgado.

5.2.2 Estimaciones simultáneas por distribución de riqueza

Un último ejercicio que se realizó, con el fin de analizar el efecto de la salud por grupos de distribución de riqueza, fue el de estimar regresiones lineales simultáneas de quintiles de riqueza, por género del jefe de hogar. Es importante aclarar que, contrario a agrupar a los individuos en quintiles según su IR y correr regresiones separadas para cada quintil, procedimiento que sería incorrecto, se utilizó un procedimiento²⁵ mediante el cual se estiman simultáneamente ecuaciones que describen los valores de los percentiles que se especifiquen²⁶ de la distribución de la variable dependiente condicional a los valores de las variables independientes. Una ventaja adicional de este procedimiento es que, al estimar de manera simultánea los quintiles, también se estima una matriz de varianza-covarianza conjunta, y esto permite hacer pruebas de hipótesis para saber si los efectos de una o más variables independientes son iguales en un quintil y en otro.

La Tabla No. 7 muestra los resultados de este ejercicio en hombres jefes de hogar. En relación con las dos dimensiones de la salud, se encuentra que el efecto de la

²⁵ Para lo cual se utilizó el comando *sqreg* (*simultaneous-quantile regression*) de Stata/SE 8.0, la diferencia con una regresión lineal ordinaria radica en que con *qreg* se minimiza la suma de los residuos absolutos y no la suma del cuadrado de los residuos.

²⁶ En este caso los quintiles corresponden a los percentiles 20, 40, 60, 80 y 100.

estatura y el IMC sobre la riqueza es positivo y significativo en todos los quintiles. El retorno de una desviación estándar de estatura adicional es relativamente similar en todos los quintiles, observándose el mayor aumento de puntos del índice de riqueza en el quintil más bajo. El retorno de una desviación estándar adicional de IMC por su parte, es significativamente mayor que el de la desviación estándar adicional de estatura, en más del doble, en todos los quintiles, en el quintil bajo se observa la mayor diferencia en retornos entre estatura e IMC, de hecho en este quintil el efecto de la desviación adicional en IMC alcanza el máximo valor. Estos resultados son consistentes con Thomas y Strauss (1997) quienes encuentran que en Brasil el IMC está asociado a mayores salarios en hombres, especialmente entre los menos educados (podría pensarse que pertenecen a los quintiles bajos de riqueza), que son quienes tienden a emplearse en labores que requieren esfuerzo físico, sugiriendo así que el mercado laboral valora la fuerza física (los trabajos que requieren mayor fuerza física requieren de altas reservas de energía, medidas a través del IMC). Como era de esperarse, los menores retornos de las dos variables de salud se concentran en el quintil más alto, pues es en éste en donde los individuos exhiben mayor escolaridad y mejores indicadores de nutrición.

El mayor retorno de un año adicional de educación sobre la riqueza se presenta en el segundo quintil de riqueza, el promedio de años de educación en este quintil es de 6,17 años, es decir que se completa la Primaria y, como ya se vio antes, tienen mayor retorno los niveles completos de educación. Esto no sucede en el quintil Más Bajo en donde sólo se alcanzan en promedio, 3,8 años de educación.

Finalmente se realizó una prueba estadística bajo la hipótesis nula: el efecto (los coeficientes) de las variables de salud, talla e IMC, es igual en las cinco porciones (quintiles) de la distribución del índice de riqueza aquí analizadas. La prueba arrojó el siguiente resultado:

$$\begin{array}{l} F(8, 13846) = 4.14 \\ Prob > F = 0.0001 \end{array}$$

lo que indica que se rechaza la hipótesis nula, por tanto hay evidencia para pensar que los efectos de aumentos de desviaciones estándar en talla e IMC no son los mismos en los cinco quintiles de riqueza.

Tabla No. 7

Regresiones Lineales por Quintiles de Riqueza en Hombres

REGRESIÓN SIMULTÁNEA POR QUINTILES - sqreg

Variable dependiente: índice de riqueza

| HOMBRES | | | | | |
|---------------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|
| Número de observaciones: 13.865 | | | | | |
| VARIABLES | más bajo | bajo | medio | alto | más alto |
| talla (normal.) | 0,064 *** <i>0,007</i> | 0,054 *** <i>0,005</i> | 0,057 *** <i>0,006</i> | 0,063 *** <i>0,005</i> | 0,051 *** <i>0,017</i> |
| imc (normal.) | 0,175 *** <i>0,009</i> | 0,183 *** <i>0,007</i> | 0,166 *** <i>0,010</i> | 0,141 *** <i>0,009</i> | 0,133 *** <i>0,021</i> |
| imc2 | -0,029 *** <i>0,005</i> | -0,032 *** <i>0,003</i> | -0,030 *** <i>0,005</i> | -0,022 *** <i>0,004</i> | -0,010 n.a <i>0,011</i> |
| años_educación | 0,124 *** <i>0,021</i> | 0,130 *** <i>0,024</i> | 0,089 *** <i>0,022</i> | 0,096 *** <i>0,020</i> | 0,022 n.a <i>0,067</i> |
| primaria | 0,136 *** <i>0,052</i> | 0,065 n.a <i>0,061</i> | 0,028 n.a <i>0,061</i> | 0,085 ** <i>0,040</i> | -0,096 n.a <i>0,094</i> |
| secund_incompleta | -0,047 n.a <i>0,038</i> | -0,028 n.a <i>0,041</i> | -0,081 ** <i>0,037</i> | -0,047 n.a <i>0,033</i> | 0,023 n.a <i>0,104</i> |
| secundaria | 0,201 *** <i>0,079</i> | 0,169 * <i>0,091</i> | 0,069 n.a <i>0,090</i> | 0,147 ** <i>0,062</i> | -0,248 n.a <i>0,173</i> |
| superior_incompleta | -0,011 n.a <i>0,050</i> | -0,045 n.a <i>0,038</i> | -0,053 n.a <i>0,043</i> | -0,043 n.a <i>0,037</i> | 0,097 n.a <i>0,109</i> |
| superior | 0,061 n.a <i>0,076</i> | 0,066 n.a <i>0,062</i> | 0,001 n.a <i>0,068</i> | 0,020 n.a <i>0,051</i> | -0,160 n.a <i>0,139</i> |
| edad | 0,012 *** <i>0,005</i> | 0,018 *** <i>0,003</i> | 0,022 *** <i>0,004</i> | 0,031 *** <i>0,005</i> | 0,031 *** <i>0,010</i> |
| edad2 | 0,000 n.a <i>0,000</i> | 0,000 * <i>0,000</i> | 0,000 ** <i>0,000</i> | 0,000 *** <i>0,000</i> | 0,000 * <i>0,000</i> |
| educ2 | -0,012 *** <i>0,005</i> | -0,008 n.a <i>0,005</i> | 0,001 n.a <i>0,006</i> | -0,006 n.a <i>0,004</i> | 0,011 n.a <i>0,010</i> |
| urbana+ | 1,356 *** <i>0,018</i> | 1,297 *** <i>0,020</i> | 1,152 *** <i>0,019</i> | 0,922 *** <i>0,017</i> | 0,700 *** <i>0,048</i> |
| atlantica+ | 0,228 *** <i>0,022</i> | 0,162 *** <i>0,021</i> | 0,094 *** <i>0,015</i> | 0,053 *** <i>0,022</i> | 0,037 n.a <i>0,057</i> |
| oriental+ | 0,695 *** <i>0,032</i> | 0,589 *** <i>0,016</i> | 0,479 *** <i>0,020</i> | 0,387 *** <i>0,022</i> | 0,307 *** <i>0,088</i> |
| central+ | 0,718 *** <i>0,021</i> | 0,639 *** <i>0,019</i> | 0,547 *** <i>0,015</i> | 0,481 *** <i>0,027</i> | 0,426 *** <i>0,073</i> |
| pacifica+ | 0,547 *** <i>0,027</i> | 0,525 *** <i>0,026</i> | 0,464 *** <i>0,025</i> | 0,445 *** <i>0,021</i> | 0,261 *** <i>0,071</i> |
| bogota+ | 0,896 *** <i>0,026</i> | 0,781 *** <i>0,027</i> | 0,669 *** <i>0,031</i> | 0,660 *** <i>0,037</i> | 0,600 *** <i>0,110</i> |
| constante | -2,979 *** <i>0,095</i> | -2,695 *** <i>0,073</i> | -2,268 *** <i>0,080</i> | -1,862 *** <i>0,101</i> | -0,708 *** <i>0,273</i> |
| Pseudo R2 | 0,4187 | 0,3881 | 0,3487 | 0,3119 | 0,2457 |

Notas: para el cálculo de la regresión las variables de salud se incluyeron normalizadas (a cada observación se restó la media y se dividió por la desviación estándar).

La muestra corresponde a los Jefes de Hogar con $18 \leq \text{edad} \leq 65$, que reportaron $12 < \text{IMC} < 45$. Una vez normalizadas las variables de salud, se excluyeron las observaciones correspondientes al 1% de cada lado de la distribución tanto en hombres como de mujeres, es decir que en términos de talla en centímetros sólo se consideraron mujeres con $139,1 < \text{talla_cms} \leq 168$, y hombres con $151,4 < \text{talla_cms} \leq 182,3$. Se excluyeron las mujeres en embarazo. La dummy regional omitida corresponde a Territorios Nacionales (Orinoquía y Amazonía).

Los valores en cursiva corresponden al error estándar; el comando aquí utilizado (sqreg) obtiene la matriz de varianzas-covarianza de los estimadores (errores standard) mediante bootstrapping (con 20 repeticiones).

* Significativo al 10%

** Significativo al 5%

*** Significativo al 1%

n.a. Estadísticamente No Significativo al 10%

+ Variable dummy.

En la Tabla No.8 se muestran los resultados para mujeres jefes de hogar. En este caso el patrón de los retornos de las variables de salud es un poco diferente de lo que sucede con hombres. Si bien la variable de salud que tiene mayor efecto sobre la riqueza de las mujeres sigue siendo el IMC, la diferencia que existe entre el efecto de éste y el de la estatura no es tan significativa como en los hombres, en este caso una desviación estándar adicional de IMC aumenta la riqueza en sólo un 20% más de lo que la aumenta una desviación adicional de estatura. Sin embargo, en el quintil más alto los resultados se reverisan: una desviación adicional de estatura tiene un retorno ligeramente mayor que una desviación adicional de IMC (el retorno del IMC alcanza su mínimo en este quintil), probablemente porque las mujeres de este quintil no tienden a ocuparse en actividades que requieren fuerza física y por tanto altos niveles de reservas de energía, contrario a lo que sucede en el quintil más bajo en donde el retorno de una desviación de IMC alcanza su máximo valor mientras que el de la desviación de estatura alcanza el mínimo. Al igual que en hombres, los retornos de la salud en la riqueza de las mujeres son positivos y significativos en todos los quintiles. El cuadrado del IMC tiene el signo esperado y resulta ser significativo salvo en el quintil más alto.

Un año adicional de educación, al igual que como se encontró en las anteriores regresiones, resulta ser la variable de capital humano que mayor aumento tiene sobre la riqueza de las mujeres, de hecho el valor del retorno de un año adicional de educación es de más del doble que el retorno de una desviación estándar adicional en el IMC (y de la estatura) en todos los quintiles, alcanzando el máximo valor en el quintil más alto. El menor retorno de la educación se da en el quintil medio lo cual es lógico si se tiene en cuenta que en este quintil las mujeres alcanzan en promedio 7,2 años de educación, es decir que cursan secundaria incompleta, y como se dijo antes el mercado premia los niveles completos.

En hombres y mujeres, residir en la zona urbana tiene un retorno positivo y significativo en todos los quintiles, siendo mayor el retorno en el quintil más bajo. Bogotá es la región con mayor impacto (positivo) sobre la riqueza, siendo mayor el coeficiente del quintil más bajo, y menor el coeficiente del quintil más alto. La mayoría de coeficientes del quintil más alto, en los dos sexos, resultan ser estadísticamente no significativos.

Tabla No. 8
Regresiones Lineales por Quintiles de Riqueza en Mujeres

REGRESIÓN SIMULTÁNEA POR QUINTILES - sqreg

Variable dependiente: índice de riqueza

| MUJERES | | | | | |
|---------------------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|
| Número de observaciones: 7.457 | | | | | |
| Variables | más bajo | bajo | medio | alto | más alto |
| talla (normal.) | 0,046 *** <i>0,014</i> | 0,056 *** <i>0,015</i> | 0,064 *** <i>0,012</i> | 0,046 *** <i>0,013</i> | 0,054 ** <i>0,024</i> |
| imc (normal.) | 0,077 *** <i>0,008</i> | 0,075 *** <i>0,013</i> | 0,074 *** <i>0,013</i> | 0,065 *** <i>0,011</i> | 0,051 * <i>0,028</i> |
| imc2 | -0,022 *** <i>0,006</i> | -0,027 *** <i>0,007</i> | -0,026 *** <i>0,008</i> | -0,029 *** <i>0,009</i> | -0,010 n.a <i>0,021</i> |
| años_educación | 0,147 *** <i>0,031</i> | 0,142 *** <i>0,023</i> | 0,140 *** <i>0,024</i> | 0,152 *** <i>0,026</i> | 0,194 *** <i>0,065</i> |
| primaria | 0,074 n.a <i>0,064</i> | 0,036 n.a <i>0,052</i> | 0,081 n.a <i>0,059</i> | 0,144 ** <i>0,063</i> | 0,167 n.a <i>0,216</i> |
| secund_incompleta | 0,002 n.a <i>0,048</i> | -0,015 n.a <i>0,043</i> | 0,014 n.a <i>0,038</i> | 0,022 n.a <i>0,046</i> | 0,103 n.a <i>0,125</i> |
| secundaria | 0,163 n.a <i>0,137</i> | 0,155 n.a <i>0,086</i> | 0,215 *** <i>0,081</i> | 0,283 *** <i>0,055</i> | 0,326 n.a <i>0,290</i> |
| superior_incompleta | -0,021 n.a <i>0,074</i> | -0,024 n.a <i>0,047</i> | -0,038 n.a <i>0,044</i> | -0,055 n.a <i>0,048</i> | -0,057 n.a <i>0,176</i> |
| superior | 0,024 n.a <i>0,076</i> | -0,025 n.a <i>0,060</i> | 0,088 n.a <i>0,092</i> | 0,142 ** <i>0,072</i> | 0,182 n.a <i>0,221</i> |
| edad | 0,017 *** <i>0,005</i> | 0,030 *** <i>0,004</i> | 0,030 *** <i>0,004</i> | 0,029 *** <i>0,005</i> | 0,032 ** <i>0,016</i> |
| edad2 | 0,000 n.a <i>0,000</i> | 0,000 *** <i>0,000</i> | 0,000 *** <i>0,000</i> | 0,000 ** <i>0,000</i> | 0,000 n.a <i>0,000</i> |
| educ2 | -0,011 n.a <i>0,008</i> | -0,008 n.a <i>0,005</i> | -0,013 ** <i>0,005</i> | -0,019 *** <i>0,005</i> | -0,027 * <i>0,016</i> |
| urbana+ | 1,305 *** <i>0,030</i> | 1,231 *** <i>0,041</i> | 1,033 *** <i>0,033</i> | 0,828 *** <i>0,034</i> | 0,508 *** <i>0,080</i> |
| atlantica+ | 0,241 *** <i>0,040</i> | 0,162 *** <i>0,038</i> | 0,114 *** <i>0,036</i> | 0,089 *** <i>0,030</i> | 0,228 ** <i>0,103</i> |
| oriental+ | 0,539 *** <i>0,036</i> | 0,476 *** <i>0,027</i> | 0,411 *** <i>0,040</i> | 0,371 *** <i>0,033</i> | 0,303 *** <i>0,103</i> |
| central+ | 0,629 *** <i>0,033</i> | 0,569 *** <i>0,027</i> | 0,490 *** <i>0,028</i> | 0,454 *** <i>0,027</i> | 0,434 *** <i>0,070</i> |
| pacifica+ | 0,319 *** <i>0,050</i> | 0,344 *** <i>0,047</i> | 0,377 *** <i>0,031</i> | 0,378 *** <i>0,040</i> | 0,261 *** <i>0,083</i> |
| bogota+ | 0,769 *** <i>0,051</i> | 0,700 *** <i>0,033</i> | 0,619 *** <i>0,027</i> | 0,584 *** <i>0,041</i> | 0,513 *** <i>0,085</i> |
| constante | -3,207 *** <i>0,124</i> | -3,009 *** <i>0,107</i> | -2,434 *** <i>0,095</i> | -1,873 *** <i>0,100</i> | -1,075 *** <i>0,361</i> |
| Pseudo R2 | 0,3564 | 0,3091 | 0,2727 | 0,2498 | 0,2387 |

Notas: para el cálculo de la regresión las variables de salud se normalizaron. La muestra corresponde a los Jefes de Hogar con 18<=edad<=65, que reportaron 12<IMC<45; 139,1<=talla_cms<=168 en el caso de mujeres y 151,4<=talla_cms<=182,3 en el caso de hombres. Se excluyeron las mujeres en embarazo. La dummy regional omitida corresponde a Territorios Nacionales (Orinoquía y Amazonía).

Los valores en cursiva corresponden al error estándar; el comando utilizado (*sqreg*) obtiene la matriz de varianza-covarianza de los estimadores (errores estándar) mediante bootstrapping (con 20 replicaciones).

* Significativo al 10%

** Significativo al 5%

*** Significativo al 1%

n.a. Estadísticamente No Significativo al 10%

+ Variable dummy.

Se realizó también una prueba estadística bajo la hipótesis nula: el efecto (los coeficientes) de las variables de salud, talla e IMC, es igual en las cinco porciones (quintiles) de la distribución del índice de riqueza aquí analizadas. La prueba en el caso de mujeres arrojó el siguiente resultado:

$$\begin{array}{l} F(8, 7438) = 2.03 \\ Prob > F = 0.03 \end{array}$$

lo que indica que se rechaza la hipótesis nula (para un nivel de significancia de 0,05), por tanto hay evidencia para pensar que los efectos de desviaciones estándar adicionales en talla e IMC no son los mismos en los cinco quintiles de riqueza.

6. Conclusiones

Con el propósito de incluir variables de capital humano adicionales a la educación, en el presente trabajo se cuantificó el efecto que tiene la inversión en salud sobre el nivel económico de la población colombiana adulta. Se utilizó una ecuación *minceriana* para explicar la riqueza de los Jefes de Hogar (zona urbana y rural), a través de dos indicadores del estado de *salud*: la *estatura* para capturar el efecto acumulado del estado nutricional, desarrollo y crecimiento físico desde la niñez, y el *IMC* como indicador del sobrepeso/obesidad, reservas de energía y de la productividad actual del individuo. La *educación* se incluyó como componente del capital humano, a través de niveles educativos completos e incompletos de primaria, secundaria y educación superior.

Debido a la información disponible, este estudio, a diferencia de los anteriores, utiliza el nivel de riqueza del hogar como Proxy de productividad de jefe del hogar, mientras que tradicionalmente se utiliza el ingreso o salario del individuo. Una ventaja importante del índice radica en que es una medida estructural y no coyuntural. Los resultados aquí obtenidos confirman la relación positiva entre indicadores de salud y la productividad, aunque el efecto es un poco diferente al observado cuando se usa el ingreso.

El resultado más importante de este trabajo es que el impacto de la inversión en salud, acumulada desde la niñez y en etapa adulta, sobre la riqueza de los jefes de

hogar colombianos es positivo y estadísticamente significativo. En los hombres, el efecto sobre la riqueza de una desviación estándar adicional de IMC (esto es 3 kg/m^2 adicionales) es superior en más del doble al incremento de la estatura en una desviación (el equivalente a 7 cm. adicionales), especialmente en los quintiles de riqueza más bajos. El efecto positivo de una desviación adicional de estatura es similar en todas las distribuciones de riqueza. Los resultados sugieren que en Colombia, el mercado laboral asigna un “premio” a la condición física y a las reservas de energía de la población masculina, en la medida en que hacen a un individuo más productivo. Este aumento de la productividad es más marcado los quintiles bajos de riqueza, pues son éstos quienes tienden a emplearse en labores que requieren de mayor esfuerzo físico y por consiguiente buena condición corporal y reservas de energía.

En las mujeres el efecto de las dos dimensiones de salud resultó ser un poco diferente: si bien la variable de salud que tiene mayor efecto en la riqueza es también el IMC (una desviación adicional), la diferencia entre el retorno de éste y el de la estatura (una desviación adicional) no es tan grande como en los hombres. Un incremento del IMC en una desviación estándar (esto es en 5 kg/m^2) impacta la riqueza sólo un 20% más, en promedio, que el incremento de una desviación estándar en la estatura (6 cm. adicionales). Sin embargo, en la distribución de mujeres con riqueza más alta los resultados se reversan: una desviación estándar adicional de estatura tiene un retorno ligeramente mayor que la desviación adicional de IMC, precisamente porque las mujeres de este quintil tienden a ocuparse en otro tipo de actividades en las que el mercado no valora tanto la fuerza física, como sí sucede en las distribuciones de baja riqueza (quintiles bajo y más bajo).

Tanto en hombres como en mujeres se encontró que la salud, con una o con las dos dimensiones aquí consideradas, tiene un retorno sobre la riqueza mucho mayor en aquellos individuos que pertenecen a las distribuciones de menor riqueza. Este hecho es de gran importancia pues, si la salud incrementa en mayor medida la productividad y funcionalidad de un individuo de riqueza baja, implica que las consecuencias de tener un estado de deficiente de salud serían mucho más graves para la población de bajo nivel económico, que en última instancia, es la más propensa a sufrir problemas serios de salud en los países en desarrollo (Thomas y Strauss, 1998).

Ahora bien, Resultados de Profamilia (2005) para Colombia indican, por ejemplo, que la mitad de las mujeres no-embarazadas tienen peso excesivo para su estatura, el 40% de los hombres presentan obesidad, y el 12% de los niños menores de 5 años tienen desnutrición crónica (baja talla para la edad o retraso en el crecimiento lineal). Si el efecto acumulado del estado nutricional desde la niñez hasta la etapa adulta influye de manera significativa en el nivel económico de un individuo, lo anterior indica que es necesario incorporar objetivos nutricionales dentro de las políticas y programas de la estrategia social del gobierno. Se deberían implementar además estrategias como: prevenir y controlar las enfermedades crónicas ocasionadas por el sobrepeso, así como prevenir aquellos factores de riesgo comunes a dichas enfermedades, fomentar el consumo de dietas saludables y mejorar el estado nutricional de la población a lo largo de toda la vida (niñez y etapa adulta), fomentar entre la población la práctica de actividades físicas, entre otras.

La educación sigue siendo una de las inversiones en capital humano más importantes en relacionadas con la productividad, especialmente de mujeres. Bajo el enfoque de riqueza como Proxy de productividad, se encontró que el impacto de un año adicional de educación tiene también mayor impacto sobre el nivel económico de un individuo, siempre que ese año resulte en un nivel educativo completo.

Es importante tener presente que, dado que la salud es fundamentalmente multidimensional (Thomas y Strauss, 1998) se hace difícil medirla. Ni la estatura ni el IMC capturan en su totalidad el efecto de la Salud, solamente se aproximan a diferentes dimensiones de ésta. Por tanto debe tenerse precaución al interpretar el correcto significado de los coeficientes aquí estimados, en la medida en que el efecto de la salud sobre la productividad no es tan directo como sí puede serlo la educación. La salud, de la forma en que aquí se aproximó, más que aumentos de puntos de riqueza, lo que indica es que ésta incrementa la productividad de los individuos en la medida en que hace que éstos estén menos expuestos a riesgos del entorno o que tenga mayor capacidad de reacción a eventos catastróficos como enfermedades cardiovasculares.

Dentro de las limitaciones de los supuestos y del modelo utilizado se destacan: por un lado, el hecho de que las variables de salud y la riqueza del individuo estén determinadas de manera simultánea. Si el IMC es un indicador del estado

nutricional de individuo en etapa adulta, éste a su vez podría estar determinado por la actividad productiva del individuo, en la medida en que al mejorar el nivel económico se hace posible un mayor gasto en nutrición (Schultz, 1997).

Como alternativa a estos problemas, los diferentes autores proponen instrumentar la salud con variables que incidan solamente en la demanda por insumos de salud y no sobre la productividad, entre éstas se incluyen: precio de los alimentos en la comunidad donde reside el individuo, educación de los padres, distancia del centro de salud, distancia del centro educativo, si el ambiente se presta para la presencia de enfermedades tropicales por ejemplo, calidad del servicio de salud, decisiones de migración con el fin de acceder a mejores servicios, así como características de la infraestructura de vivienda como calidad del agua o servicio para eliminar basuras, entre otras. Dado que en el presente trabajo se buscaba asociar la productividad a la salud a través de de la riqueza acumulada, la tarea de instrumentar la salud se hacía difícil por cuanto varios posibles instrumentos estaban incluidos en el cálculo del índice de riqueza (ellos mismo genera también simultaneidad entre la salud y la riqueza). Queda un amplio campo de investigación en esta materia, asociar la inversión en salud como capital humano a la productividad, requiere la búsqueda de indicadores adecuados que recojan al máximo las diferentes dimensiones que la primera toma.

7. Bibliografía

- Alcaldía Mayor de Bogotá - Secretaría de Educación, Universidad de Los Andes – CEDE, 2000. “Seguimiento y perspectivas laborales de bachilleres: muestra de egresados de colegios oficiales y privados en Bogotá, 1993-1997”. *Serie Estudios*. Bogotá, 2000.
- De Onis, M., Frongillo, E., Blössner, M., 2001. “¿Está disminuyendo la malnutrición? Análisis de la evolución del nivel de malnutrición infantil desde 1980”. *Boletín de la Organización Mundial para la Salud*. Recopilación de Artículos No. 4, 2001.
http://www.who.int/nutgrowthdb/publications/en/bu0688_esp.pdf
- Escobar, A., 2006. “Los ciclos económicos en Colombia”. Trabajo de la agenda expuesta en el programa ofrecido por la Universidad de Los Andes al Senado de la República. Noviembre de 2002.
http://economia.uniandes.edu.co/html/programas/info_general/senado/ciclos.doc
- Inter-American Development Bank, 2000. “Wealth from Health: Linking Social Investments to Earnings in Latin America”. *Latin American Research Network*. Washington, 2000.
- Judge, R., Hill, C., Griffiths, W., Lütkepohl, H., Lee, T., 1988. “Introduction to the Theory and Practice of Econometrics, Second Edition”. John Wiley & Sons, Inc.
- Johnson, K., Rutstein, S., 2004. “The DHS Wealth Index”. *DHS Comparative Reports No. 6*. ORC Macro. Agosto de 2004.
<http://www.measuredhs.com/pubs/pdf/CR6/CR6.pdf>
- Mayer-Foulkes, D., 2003. “Market Failures in Health and Education Investment for the Young, Mexico 2000”. Agosto de 2003.
http://www.gdnet.org/pdf2/gdn_library/awards_medals/2003/r_m/reforms_poor/mayerfoulkes.pdf
- Mincer, J., 1974. “Schooling, Experience and Earnings”. *Studies in Human Behavior and Social Institutions*. National Bureau of Economic Research.
- Nuñez, J., Ribero, R., 1999. “Adult Morbidity, Height, and Earnings in Colombia”. *Wealth from Health: Linking Social Investments to Earnings in Latin America*. Latin American Research Network. IDB.

- Núñez, J., Sánchez, F., 2002. “A dynamic analysis of household decision making in urban Colombia, 1976-1998”. *Archivos de Economía*. Departamento Nacional de Planeación. Documento 207. Octubre de 2002.
- Organización Mundial para la Salud. Nota descriptiva No. 311. Septiembre de 2006. <http://www.who.int/mediacentre/factsheets/fs311/es/index.html>
- PROFAMILIA, 2005. “Salud Sexual y Reproductiva en Colombia. Resultados Encuesta nacional de Demografía y Salud 2005”. *Gerencia de Evaluación e Investigación*. Noviembre de 2005.
- Savedoff, D., Schultz, P. (eds), 2000. “Earnings and the Elusive Dividends of Health”. *Wealth from Health: Linking Social Investments to Earnings in Latin America*. Latin American Research Network. InterAmerican Development Bank.
- Shetty, P., James, W., 1994. “Body mass index – A measure of chronic energy deficiency in adults” *Food and Nutrition Paper 56*. Organización de las Naciones Unidas para la Agricultura y la Alimentación. 1994
<http://www.fao.org/docrep/t1970e/t1970e00.htm#TopOfPage>
- Schultz, P., 1997. “Assessing the productive benefits of nutrition and health: An integrated human capital approach”. *Journal of Econometrics*. Vol. 77, No. 1.
- Schultz, P., 1999. “Health and Schooling Investments in Africa”. *Journal of Economic Perspectives*. Vol. 13, No. 3.
- Strauss, J., Thomas, D., 1998. “Health, Nutrition, and Economic Development”. *Journal of Economic Literature*. Vol. 36, No. 2.
- Strauss, J., Thomas, D., 1997. “Health and wages: Evidence on men and women in urban Brazil”. *Journal of Econometrics*. Vol. 77, No. 1.
- Schultz, P., 2003. “Wage rentals for reproducible human capital: Evidence from Ghana and the Ivory Coast”. *Center Discussion Paper No. 868*. Yale University. Septiembre de 2003.
- Torres, C., 2006. “Five Dimensions of Human Capital: Evidence from Colombian Women”. *Department of Economics*. McGill University. Enero de 2006.

Anexo 1

Regresiones Lineales del Índice de Riqueza por Género del Jefe de Hogar (controlando por dummy de ciclo económico)

Regresión Lineal SVY

Variable dependiente: índice de riqueza

| Variables | HOMBRES | | MUJERES | |
|---------------------|------------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|
| | (3) | (4) | (3) | (4) |
| talla (normal.) | 0,034 ** 0,015 | 0,049 *** 0,008 | 0,033 * 0,020 | 0,057 *** 0,011 |
| imc (normal.) | 0,214 *** 0,015 | 0,151 *** 0,008 | 0,133 *** 0,018 | 0,065 *** 0,011 |
| imc2 | -0,023 *** 0,005 | -0,026 *** 0,005 | -0,027 *** 0,006 | -0,027 *** 0,006 |
| años_educación | 0,108 *** 0,018 | 0,109 *** 0,018 | 0,165 *** 0,023 | 0,163 *** 0,023 |
| primaria | 0,073 * 0,040 | 0,072 * 0,040 | 0,097 * 0,056 | 0,085 n.a. 0,056 |
| secund_incompleta | -0,068 ** 0,031 | -0,069 ** 0,031 | 0,042 n.a. 0,042 | 0,049 n.a. 0,042 |
| secundaria | 0,155 *** 0,061 | 0,154 *** 0,062 | 0,243 *** 0,074 | 0,253 *** 0,075 |
| superior_incompleta | -0,064 * 0,035 | -0,068 * 0,035 | -0,042 n.a. 0,043 | -0,048 n.a. 0,043 |
| superior | 0,073 n.a. 0,051 | 0,069 n.a. 0,052 | 0,161 ** 0,067 | 0,144 ** 0,069 |
| talla_imc | 0,000 n.a. 0,008 | | -0,014 n.a. 0,011 | |
| educación_talla | 0,002 n.a. 0,002 | | 0,004 n.a. 0,002 | |
| educación_imc | -0,009 *** 0,002 | | -0,011 *** 0,002 | |
| edad | 0,025 *** 0,005 | 0,024 *** 0,005 | 0,033 *** 0,006 | 0,030 *** 0,006 |
| edad2 | 0,000 *** 0,000 | 0,000 *** 0,000 | 0,000 *** 0,000 | 0,000 ** 0,000 |
| educ2 | -0,005 n.a. 0,004 | -0,005 n.a. 0,004 | -0,017 *** 0,005 | -0,017 *** 0,005 |
| urbana+ | 1,162 *** 0,031 | 1,170 *** 0,031 | 1,099 *** 0,040 | 1,106 *** 0,040 |
| atlantica+ | -0,126 *** 0,032 | -0,130 *** 0,032 | -0,136 *** 0,035 | -0,141 *** 0,035 |
| oriental+ | 0,264 *** 0,035 | 0,265 *** 0,035 | 0,185 *** 0,037 | 0,187 *** 0,037 |
| central+ | 0,307 *** 0,032 | 0,310 *** 0,032 | 0,289 *** 0,036 | 0,296 *** 0,036 |
| pacifica+ | 0,294 *** 0,033 | 0,295 *** 0,033 | 0,209 *** 0,039 | 0,211 *** 0,039 |
| bogota+ | 0,463 *** 0,034 | 0,464 *** 0,034 | 0,419 *** 0,038 | 0,422 *** 0,039 |
| auge+ | -0,006 n.a. 0,014 | -0,005 n.a. 0,014 | -0,027 n.a. 0,018 | -0,029 n.a. 0,019 |
| constante | -2,282 *** 0,106 | -2,265 *** 0,106 | -2,555 *** 0,134 | -2,472 *** 0,139 |
| Observaciones | 1.383 | 1.383 | 7.455 | 7.455 |
| Prob>F | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 |
| R-cuadrado | 0,6526 | 0,6511 | 0,5679 | 0,564 |

Notas: para el cálculo de las regresiones las variables de salud se incluyeron normalizadas (a cada observación se restó la media y se dividió por la desviación estándar). La variable **auge** se construyó con base en la caracterización de los ciclos económicos del período 1950-2005 que estima Escobar (2006).

(3) Corresponde al modelo con las dos variables de salud así como las interacciones entre salud y educación.

(4) Corresponde al modelo con las dos variables de salud sin las interacciones entre salud y educación.

La muestra corresponde a los Jefes de Hogar con $18 \leq \text{edad} \leq 65$, que reportaron $12 < \text{IMC} < 45$; $139,1 \leq \text{talla_cms} \leq 168$ en el caso de mujeres y $151,4 \leq \text{talla_cms} \leq 182,3$ en el caso de hombres. Se excluyeron las mujeres en embarazo. Los valores en cursiva corresponden al error estándar. Se utilizaron Clusters, Pesos Muestrales, y un solo Estrato en las regresiones. La dummy regional omitida corresponde a Territorios Nacionales (Orinoquía y Amazonía).

* Significativo al 10%

** Significativo al 5%

*** Significativo al 1%

n.a. Estadísticamente No Significativo al 10%

+ Variable dummy.