

# Nutrición y salud infantil en Colombia: determinantes y alternativas de política\*

---

Alejandro Gaviria U.<sup>1</sup>  
María del Mar Palau M.<sup>2</sup>

## Abstract

*This paper has two objectives. The first is to study the socioeconomic determinants of anthropometric indicators for Colombian children. The second is to evaluate the impact of the two main public programs for children's welfare in Colombia: a child care program (Hogares Comunitarios de Bienestar-HCB) and a health insurance program (Régimen Subsidiado-RS). The results show that the anthropometric indicators improve systematically with mother's age. As for the mother's level of education, the results suggest that it has little incidence on cumulative indicators (height for age), and some effect on short term ones (weight to height). On the other hand, the results show that the HCB may have little impact on children's anthropometric indicators. The RS, for its part, has a noticeable but small effect on birth weight. This effect is circumscribed to the poorest households.*

## Resumen

*Este trabajo tiene dos objetivos complementarios: estudiar los determinantes socioeconómicos de la nutrición y la salud infantil, y evaluar el impacto de los dos principales programas públicos de bienestar infantil existentes en Colombia: los Hogares Comunitarios de Bienestar y el Régimen Subsidiado en Salud. Los resultados muestran que los indicadores antropométricos mejoran de manera ostensible con la edad de la madre. La educación de la madre tiene un efecto no tanto sobre los indicadores acumulativos (talla para la edad), como sobre los indicadores de corto plazo (peso para la talla). De otro lado, los Hogares Comunitarios de Bienestar no parecen estar asociados con una mayor talla de los niños. Por su parte, el Régimen Subsidiado en Salud tiene un efecto menor (y circunscrito a los hogares más pobres) sobre el peso al nacer.*

*Keywords: Nourishment, Health, Anthropometric Indicators, Birth Weight, Public Programs for Children's Welfare, Social Policy.*

*Palabras clave: Nutrición, Salud, Medidas antropométricas, Peso al nacer, Programas públicos de bienestar infantil, Política social*

*Clasificación JEL: I10, I18, I30, I38*

*Primera versión recibida en abril 30 de 2006; versión final aceptada en diciembre 17 de 2006.*

*Coyuntura Económica volumen xxxvi, No. 2, segundo semestre de 2006, pp. 33-63. Fedesarrollo, Bogotá - Colombia.*

---

\* Agradecemos los comentarios de Jere Berhman y Juan Pablo Uribe.

<sup>1</sup> Decano - Profesor de la Facultad de Economía de la Universidad de los Andes e Investigador del CEDE de la misma Universidad. Email: [agaviria@uniandes.edu.co](mailto:agaviria@uniandes.edu.co)

<sup>2</sup> Investigadora del CEDE de la Universidad de los Andes. Email: [m-palau@uniandes.edu.co](mailto:m-palau@uniandes.edu.co).

## I. INTRODUCCIÓN

Este trabajo tiene dos objetivos complementarios. El primero es estudiar los determinantes socioeconómicos de la nutrición y la salud infantil. El segundo es evaluar, así sea de manera preliminar, el impacto de los dos principales programas públicos de bienestar infantil existentes en Colombia: los Hogares Comunitarios de Bienestar y el Régimen Subsidiado en Salud. Tomados en conjunto, los resultados de este trabajo sugieren una serie de alternativas de política que podrían conducir, al menos en el mediano plazo, a un mejoramiento sistemático de la nutrición y la salud de los niños colombianos.

En particular, este trabajo estudia los factores que inciden sobre dos tipos de variables: los indicadores antropométricos de talla y peso, y el peso al nacer. Ambos tipos de variables tienen efectos probados, durante décadas de investigaciones en las ciencias sociales y médicas, sobre el desarrollo cognitivo, el desempeño escolar, así como sobre las oportunidades económicas y la salud en la edad adulta. Para mencionar sólo algunos de los ejemplos más sugestivos, el bajo peso al nacer (inferior a 2,5 kilogramos) estaría asociado, en promedio, con una disminución del coeficiente intelectual hasta de 0,5 desviaciones estándar.

Así mismo, un aumento de 0,6 desviaciones estándar en la talla (que refleja los efectos acumulados de una mejor salud y nutrición) estaría asociado, también en promedio, con un año adicional de escolaridad (Sección II).

Los resultados de este trabajo muestran, de un lado, la existencia de diferencias apreciables en los indicadores antropométricos según la posición socioeconómica de los hogares, lo que sugiere, entre otras cosas, la necesidad de políticas públicas compensatorias.

Los resultados también muestran que los indicadores antropométricos mejoran de manera sistemática con la edad de la madre, lo que pone de presente la importancia de las iniciativas orientadas a prevenir el embarazo juvenil (y a propiciar el aplazamiento de la maternidad). De otro lado, la educación de la madre tiene un efecto no tanto sobre los indicadores acumulativos (talla para la edad), como sobre los indicadores de corto plazo (peso para la talla).

Paradójicamente, los principales programas públicos orientados hacia el mejoramiento de la nutrición y la salud infantil no parecen tener un efecto apreciable. Los Hogares Comunitarios de Bienestar no están asociados con una mayor talla de los niños. Por su parte, el Régimen Subsidiado en Salud tiene un efecto menor sobre el peso al nacer, y circunscrito a los hogares más pobres.

Aunque los resultados de este trabajo no constituyen un veredicto definitivo (las incertidumbres metodológicas son considerables y pueden incidir grandemente sobre los resultados), tampoco pueden descartarse de plano y representan, por lo menos, un llamado de atención acerca de la importancia de emprender evaluaciones más exhaustivas de los programas en cuestión.

El resto de este trabajo está organizado como sigue. La Sección II presenta una breve revisión de la literatura acerca de los efectos adversos de la desnutrición infantil y el bajo peso al nacer. La Sección III presenta los resultados que conciernen los determinantes socioeconómicos del estado antropométrico y el peso al nacer. La Sección IV presenta los estimativos del impacto de los Hogares Comunitarios de Bienestar. La Sección V, los estimativos del impacto generado por el Régimen Subsidiado en Salud. Finalmente, la Sección VI presenta un resumen de los principales resultados del trabajo.

## II. LOS EFECTOS DE LA DESNUTRICIÓN INFANTIL Y EL BAJO PESO AL NACER

Esta sección presenta un resumen de la evidencia internacional sobre los efectos de la desnutrición infantil y el bajo peso al nacer. Más que intentar una revisión completa de una literatura bastante copiosa (que recoge varias décadas de investigaciones multidisciplinarias), el propósito explícito de esta sección es llamar la atención sobre la importancia de las variables estudiadas en este trabajo. Los interesados en una revisión exhaustiva de los temas aquí esbozados pueden consultar la compilación reciente de Behrman, Alderman y Hoddinott (2004).

### A. Desnutrición infantil

La desnutrición y la baja estatura durante los primeros tres años de vida está correlacionada negativamente con: i) los resultados educativos de los niños, ii) los niveles de ingresos y salarios obtenidos a futuro, y iii) la posibilidad de contraer enfermedades durante la niñez y la edad adulta. Dada la naturaleza diferencial y acumulativa de estos efectos, incumbe analizar cada uno de ellos por separado para así entrever sus alcances y limitaciones.

En general, los niños con bajos niveles de nutrición comienzan su educación con retraso, presentan mayores tasas de deserción escolar y obtienen puntajes menores en las pruebas de habilidades y conocimiento (Behrman, 1996). Basados en un estudio longitudinal, Glewwe, Jacoby y King (2001) encuentran que un aumento de 0,6 desviaciones estándar en la estatura está asociado, en promedio, con un año más de escolaridad. Para el caso de Pakistán, Alderman *et al.* (2001) muestran que un aumento de 0,5 desviaciones estándar en la estatura puede reducir la tasa de inasistencia escolar en 4% para los hombres y en 19% para las mujeres. Para el caso de Guatemala,

Behrman *et al.* (2003) encuentran que los individuos que recibieron, de manera aleatoria un suplemento nutricional durante sus primeros dos años de vida, presentaron, años más tarde, una mayor probabilidad de asistir al colegio, de terminar con éxito el primer grado, de no repetir grados, así como de obtener mayores puntajes en pruebas estandarizadas.

Adicionalmente, los estudios longitudinales disponibles sugieren que la deficiencia nutricional en los primeros años de vida sólo se recupera parcialmente en la niñez o en la adolescencia, y que la recuperación es menos evidente cuando los niños se desarrollan en un entorno de pobreza. Estos hallazgos sugieren que los canales a través de los cuales la desnutrición trunca las posibilidades de desarrollo futuro son acumulativos y progresivos, en el sentido de que los efectos tienden a agravarse en la edad adulta.

La desnutrición no sólo afecta los ingresos de manera indirecta a través de su efecto sobre la educación, sino que también lo hace de manera directa a través de sus efectos antropométricos. Behrman (1993) y Thomas y Strauss (1997), entre otros, encuentran que, después de controlar por un conjunto de características sociodemográficas, la baja estatura en la edad -producto de la desnutrición en la niñez-, está asociada con menores ingresos percibidos durante la edad adulta. Para el caso de Brasil, Thomas y Strauss (1997) muestran que un aumento de 1,0% en la talla puede incrementar el nivel de salarios o ingresos hasta 2,4%. Aunque estos estudios presentan problemas de selección y determinación simultánea, que son abordados con diferentes grados de sofisticación en la literatura, las conclusiones tienden a ser independientes de las metodologías empleadas.

La desnutrición está claramente asociada con la mortalidad infantil. Si se tienen en cuenta los efectos conjuntos del bajo al peso al nacer y la desnutrición

infantil, Pelletier *et al.* (1995) estiman que 56% de las muertes de niños en los países en desarrollo son atribuibles a los efectos de la mala nutrición. Además, el riesgo de morbilidad durante la vida adulta está asociado con la experiencia nutricional durante la niñez. La desnutrición durante la niñez genera efectos irreversibles sobre la dieta y la composición metabólica. Así mismo, la disminución en la ingesta de calorías y nutrientes en la primera etapa del ciclo de vida aumenta el riesgo de patologías típicas como la obesidad, hipertensión y altos niveles de colesterol (Behrman, Alderman y Hoddinott, 2004).

## **B. Bajo peso al nacer**

Como se mencionó anteriormente, los efectos de la desnutrición son acumulativos y progresivos a lo largo del ciclo de vida. Al igual que la desnutrición, el bajo peso al nacer genera un efecto negativo y significativo sobre: i) el desempeño escolar y el desarrollo cognitivo, ii) los ingresos y salarios en la edad adulta (productividad), y iii) la mortalidad y morbilidad. El peso al nacer incide de forma directa sobre las posibilidades de desarrollo del niño a lo largo del ciclo de vida, y de forma indirecta, a través de sus efectos sobre la desnutrición y el estado antropométrico.

Al igual que en el caso de la desnutrición, el bajo peso al nacer aumenta el riesgo de deserción educativa. Basados en una cohorte de gemelos residentes en Minnesota, Behrman y Rosenzweig (2004) encuentran que, después de controlar por el efecto de las dotaciones genéticas, un aumento de una libra en el peso al nacer incrementa la retención escolar en un tercio de año para la primaria y en dos tercios de año para la secundaria. En el mismo sentido, Black, Devereux y Salvanes (2005) muestran, para una cohorte de gemelos noruegos con diferencias de peso al nacer, que un incremento de 10% en el peso al nacer

aumenta la probabilidad de completar la secundaria en un 1%. Estos resultados señalan la existencia de una relación negativa y significativa entre bajo peso al nacer y desempeño escolar. Probablemente, la magnitud de los coeficientes reportados, ambos calculados en el contexto de países desarrollados, es mayor para los países en desarrollo.

Adicionalmente, el mayor riesgo de morbilidad tiene efectos sobre el desarrollo cognitivo del niño en su primera etapa. Tal y como se mencionó anteriormente, los niños con bajos niveles de nutrición obtienen menores puntajes en las pruebas de desarrollo cognitivo y presentan un desarrollo más lento de su aparato psicomotor y de sus habilidades motrices finas. Sorensen *et al.* (1997), muestran, por ejemplo, que la diferencia promedio en el coeficiente intelectual (IQ) entre niños que pesaron 4 kilogramos y niños que pesaron menos de 2,5 kilogramos asciende aproximadamente a 0,5 desviaciones estándar.

El bajo peso al nacer puede afectar los ingresos y salarios (productividad) en la edad adulta, tanto a través de sus efectos sobre la escolaridad y el desarrollo cognitivo, como a través de sus efectos sobre el estado antropométrico. En el estudio ya citado, Behrman y Rosenzweig (2004) encuentran que 1 kilo menos en el peso al nacer disminuye en 1,6 centímetros la estatura en la edad adulta. Así mismo, Strauss (2000) asocia cada kilo menos con una caída de 0,5 desviaciones estándar en la talla normalizada. Estas diferencias antropométricas tienen un impacto probado sobre los ingresos laborales en particular y sobre el desempeño en el mercado laboral en general (Alderman y Behrman, 2003).

El costo más inmediato del bajo peso al nacer es la mayor incidencia de mortalidad infantil. Conley, Strully y Bennett (2003) encuentran que la probabilidad de mortalidad infantil es significativamente

mayor para los niños con bajo peso al nacer que para los mismos en condiciones metabólicas normales. En particular, estos autores muestran que para un período de edad entre los 28 días y un año, una libra adicional de peso al nacer genera una disminución de 14% en la mortalidad infantil. En el mismo sentido, Ashworth (1998) muestra que el riesgo de muerte neonatal en niños con peso al nacer entre 2.000-2.499 gramos es cuatro veces mayor que el correspondiente a niños con peso entre 2.500-2.900 gramos, y diez veces mayor que el de niños entre 3.000 y 3.499 gramos. Así mismo, el riesgo de muerte post-neonatal de los niños con bajo peso al nacer es entre dos y cuatro veces mayor que el correspondiente a los niños con rangos de peso normales.

Paralelamente, el bajo peso al nacer incide sobre el riesgo de morbilidad. El bajo peso al nacer y la desnutrición severa incrementan el riesgo de contraer enfermedades infecciosas y crónicas en todas las etapas del ciclo de vida. Victoria *et al.* (1999) muestran que los niños con bajo peso al nacer pasan más tiempo hospitalizados cuando el nacimiento se da en condiciones precarias de salubridad y presentan mayor riesgo de reincidencia hospitalaria. En particular, los niños que presentan bajo peso al nacer y deficiencia en la ingesta de micro nutrientes, entran en un ciclo vicioso donde el incremento de enfermedades infecciosas y crónicas disminuye el apetito, lo que incrementa, a su vez, la probabilidad de mayor desnutrición en las fases de desarrollo subsiguientes.

Por último, los individuos con bajo peso al nacer y menores niveles de nutrición son más susceptibles a enfermedades coronarias, diabetes, presión arterial alta, obstrucción pulmonar, insuficiencia renal, entre otras afecciones frecuentes en la vida adulta (Barker, 1998). Los estudios de la "hambruna holandesa" muestran que los hijos de madres que experimentaron severos niveles de desnutrición

durante la primera parte del embarazo tienen mayores tasas de enfermedades cardíacas (Ridley, 2003. Capítulo 6). En contraste, los hijos de madres que padecieron la hambruna en los últimos meses de embarazo son más propensos a sufrir diabetes (Ridley, 2003. Capítulo 6)<sup>3</sup>.

Los estudios citados no dejan dudas sobre la importancia de las variables estudiadas en este trabajo. La literatura señala sin ambigüedades que tanto la desnutrición infantil como el bajo peso al nacer afectan los resultados educativos, la capacidad cognitiva, los prospectos económicos y los resultados de salud. Las secciones siguientes estudian los determinantes socioeconómicos de estas variables, así como los impactos sobre las mismas, de los programas sociales más importantes que existen en el país.

### **III. DETERMINANTES SOCIOECONÓMICOS DE LOS INDICADORES DE NUTRICIÓN Y SALUD INFANTIL**

Este trabajo utiliza indicadores antropométricos tomados de la Encuesta Nacional de Demografía y Salud (ENDS) para el año 2005 con el objetivo de estudiar la incidencia y los determinantes de la desnutrición infantil en Colombia. El trabajo se concentra en los indicadores de talla por edad. La relación entre la talla y la edad brinda información sobre problemas crónicos de salud y desnutrición desde una óptica de largo plazo (Morris, 2001). Los indicadores antropométricos usados en este trabajo corresponden

---

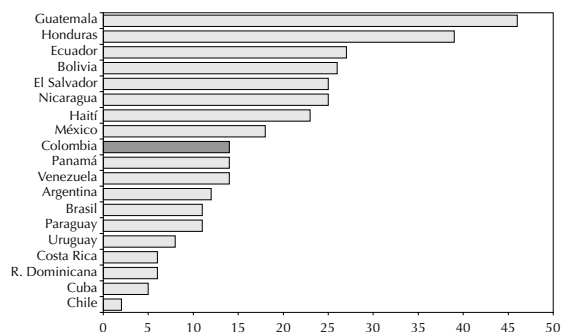
<sup>3</sup> En el invierno de 1945, las fuerzas de ocupación alemanas sitiaron por varios meses la ciudad holandesa de Arnhem. Como resultado, al menos 10.000 personas murieron de hambre. Con el tiempo, esta tragedia se constituyó en un excelente experimento natural para estudiar los efectos del bajo peso al nacer, habida cuenta de la existencia de registros médicos, con datos detallados sobre el peso al nacer y la historia de morbilidad, para aproximadamente 40.000 individuos que soportaron la hambruna en el vientre de sus madres.

a valores normalizados de la talla (o Z-scores). Los mismos son calculados como la diferencia entre la talla del niño y la talla media de una población internacional de referencia de la misma edad y el mismo sexo, dividida por la desviación estándar de la población de referencia<sup>4</sup>. Usualmente, un niño con un valor de Z inferior a dos desviaciones estándar se considera en estado de desnutrición crónica.

Este trabajo también examina, mediante el mismo tipo de indicadores normalizados, la relación entre peso y talla. El bajo peso para la talla puede tomarse como evidencia de desnutrición de corto plazo. Aunque la falta de evidencia al respecto no implica necesariamente la ausencia de desnutrición crónica, sí señala la existencia de problemas nutricionales (o de salud) transitorios y probablemente reversibles. Como en el caso anterior, si un niño tiene un valor de Z inferior a dos desviaciones estándar en el indicador de peso para talla, se considera en estado de desnutrición aguda.

Las estadísticas disponibles muestran que, en relación con el porcentaje de la población menor de 5 años en estado de desnutrición crónica, Colombia se encuentra en un lugar intermedio en comparación con otros países de la región (Gráfico 1)<sup>5</sup>. Guatemala y Honduras padecen los peores niveles de desnutrición crónica, mientras Chile y Cuba presentan niveles similares a los del mundo desarrollado (inferiores

## Gráfico 1. PORCENTAJE DE NIÑOS QUE SUFREN DESNUTRICIÓN CRÓNICA



Fuente: Behrman y Skoufias, (2004). Los datos para Colombia corresponden al año 2000.

al 5%)<sup>6</sup>. De otro lado, los niveles de desnutrición han disminuido de manera notable en Colombia durante las últimas cuatro décadas<sup>7</sup>. El porcentaje de niños menores de cinco años con desnutrición crónica pasó de 32% en 1965 a 12% en 2005. Por su parte, el porcentaje con desnutrición aguda pasó de 4% a 1% durante el mismo período.

Según la cifras de la ENDS (2005), 12,1% de la población menor de cinco años sufre de desnutrición crónica. En las áreas urbanas, el porcentaje en cuestión asciende a 9,5% y en las áreas rurales a 17,1%<sup>8</sup>. La mayor incidencia ocurre en la región atlántica (13,6%), seguida de Bogotá (13,4%), y la menor en

<sup>4</sup> La población de referencia es la del Centro Nacional para Estadísticas de Salud (NCHS), la Organización Mundial de la Salud (OMS) y el Centro de Control de Enfermedades de los Estados Unidos (CDC), para el año 1997.

<sup>5</sup> Véase Behrman y Skoufias (2004) para un repaso de las diferencias en los índices de nutrición y salud infantil en América Latina. Tomando como punto de partida las medidas antropométricas de referencia reportadas por la OMS, Behrman y Skoufias (2004) encuentran que 8% de los niños menores de cinco años sufren de desnutrición aguda, moderada o severa, mientras que 16% se encuentran en estado de desnutrición crónica exacerbada.

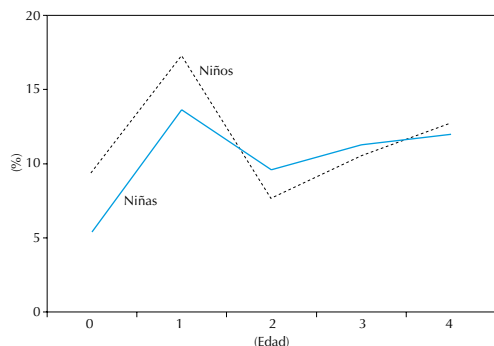
<sup>6</sup> En promedio, la desnutrición crónica afecta el 45% de los menores en la India y Pakistán, el 40% en los países del África sub-sahariana, el 21% en los países del sudeste asiático, y el 16% en los países de América Latina y el Caribe.

<sup>7</sup> Véase, por ejemplo, la evidencia presentada en Profamilia (2005, página 273).

<sup>8</sup> Para una muestra de hogares residentes en municipios menores de 100 mil habitantes, muchos de los cuales habitan zonas rurales dispersas, Attanasio y Vera-Hernández (2005) reportan que el porcentaje de niños crónicamente desnutridos es superior a 20%.

la región central (10,8%). El Gráfico 2 muestra el porcentaje de niños catalogados como crónicamente desnutridos por edad y por género. En general, las diferencias entre niñas y niños son menores: éstas sólo son significativas estadísticamente para la población menor de dos años de edad.

**Gráfico 2. DESNUTRICIÓN CRÓNICA POR GÉNERO Y EDAD**



Fuente: Elaboración de los autores.

El porcentaje de niños en estado de desnutrición aguda es mucho menor: 1,2% para la población urbana y 1,3% para la población rural. El Cuadro 1 muestra, para el indicador de peso por talla, el porcentaje

**Cuadro 1. DESNUTRICIÓN AGUDA POR EDAD Y GÉNERO**

Edad	< 1 desviación estándar		< 2 desviaciones estándar	
	Niño (%)	Niña (%)	Niño (%)	Niña (%)
0	13,1	10,8	2,4	1,3
1	20,0	18,9	3,1	2,5
2	16,0	14,8	1,4	1,6
3	12,2	13,1	0,5	1,3
4	13,6	9,7	1,1	1,2
Total	15,0	13,5	1,7	1,6

Niños < 2 meses no se incluyeron en los cálculos.  
Fuente: Cálculos propios.

de niños con valores de Z inferiores a una y dos desviaciones estándar. De nuevo, las diferencias de género son exiguas con la excepción de los infantes menores de un año, edad en la cual la desnutrición aguda parece ser mucho más común entre los niños que entre las niñas.

### A. Determinantes de la talla y el peso

Con el objetivo de estudiar las variables relacionadas con los indicadores de interés (talla para la edad y peso para la talla), este trabajo parte de una forma reducida de la demanda del hogar por la salud y nutrición de los niños (Behrman y Skofuias, 2004). Esta forma reducida resulta de la maximización del bienestar del hogar sujeta a la restricción presupuestal. La forma reducida puede escribirse de la siguiente forma:

$$S = \phi (X_i, X_h, W_h, X_c, \mu), \quad (1)$$

donde  $X_i$  es un vector de características del niño,  $X_h$  un vector de características del hogar,  $W_h$  un vector que representa la riqueza (o posición socioeconómica) del hogar,  $X_c$  un vector que resume las características del entorno (el municipio, en este caso), y  $\mu$  un vector que representa las variables no observadas y otros efectos aleatorios.

Este trabajo estima una aproximación lineal de la Ecuación (1) a partir de los datos de la ENDS (2005). La ecuación estimada corresponde en términos generales a la siguiente expresión:

$$S_{ihc} = \alpha + \beta_1 \cdot X_{ihc} + \beta_2 \cdot X_{hc} + \beta_3 \cdot W_{hc} + \eta_c + \mu_{ihc}, \quad (2)$$

donde  $S_{ihc}$  representa la variable de interés para el individuo  $i$  en el hogar  $h$  y el municipio  $c$ .  $X_{ihc}$  es un vector que agrupa las características del individuo (sexo, edad, orden de nacimiento y peso al nacer)

y  $X_{hc}$  es un vector que agrupa las características del hogar (educación de la madre y del jefe, edad de la madre y del jefe, y talla de la madre).  $W_{hc}$  representa el quintil de nivel socioeconómico para el hogar  $h$ , estimado a partir de la posesión de activos fijos y las características de la vivienda. Por último,  $\eta_c$  denota una variable *dummy* que identifica el municipio  $c$  (efectos fijos municipales). Finalmente,  $\mu_{ihc}$  denota las variables no observadas que inciden sobre la variable de interés.

Dos aclaraciones sobre las variables del modelo vienen al caso. La primera: las estimaciones incluyen términos cuadráticos y cúbicos en la edad, una práctica común en la literatura (Behrman y Skoufias, 2004). La segunda aclaración tiene que ver con la definición de los quintiles de nivel socioeconómico. Para el cálculo de los mismos, se usó el siguiente procedimiento. Primero, se utilizó el primer componente principal de las variables listadas en la nota 9 para calcular un índice aproximado del nivel socioeconómico del hogar, luego se usó este índice para ordenar los hogares según su nivel socioeconómico y, finalmente, se utilizó este ordenamiento para clasificar los hogares en cinco grupos<sup>9</sup>. En general, los grupos así definidos dan una buena idea de la posición socioeconómica y tienen la ventaja de ser menos susceptibles a cambios transitorios en la calidad de vida de los hogares y menos propensos a errores de medida<sup>10</sup>.

---

<sup>9</sup> Las variables utilizadas para estimar la posición socioeconómica de los hogares fueron las siguientes: existencia de acueducto, alcantarillado, sanitario exclusivo, teléfono propio y conexión a internet; tenencia de radio, televisión, nevera, licuadora, equipo de sonido, lavadora, reproductor de DVD, computador y vehículo particular; además del material de los pisos y del número de habitaciones de la vivienda.

<sup>10</sup> Véase Filmer y Pritchett (1998) para un argumento detallado en este sentido y Jackson (1991) para una exposición detallada de la metodología de componentes principales.

El Cuadro 2 presenta los valores promedio y las desviaciones estándar de las variables incluidas en el análisis, tanto para la población total como para la población urbana. Los niños menores de dos meses fueron excluidos de la muestra. Para mantener cierta coherencia, el cálculo de las estadísticas descriptivas sólo tuvo en cuenta las observaciones con información disponible para todas y cada una de las variables incluidas en el modelo empírico: la muestra total incluye 9.023 observaciones y la muestra urbana, 6.980. Como puede apreciarse, el valor promedio de  $Z$  (talla para la edad) es sustancialmente menor que el correspondiente para la población de referencia<sup>11</sup>. En contraste, el valor promedio para el indicador de peso por talla coincide con el de la población de referencia. En promedio, los niños de la muestra tienen 30 meses de edad, tienen un hermano mayor y pesaron más de 3.000 gramos al nacer. La edad de los jefes de hogar es de 39,4 años y la edad de las madres es de 27,7. La escolaridad promedio de las jefes de hogar es de 7,2 años, mientras que la de las madres asciende a 8,4. La talla promedio de las madres es ligeramente superior a 1 metro 55 centímetros. En general, las diferencias entre los promedios correspondientes a la muestra total y a la muestra urbana (78% del total) son exiguas.

Este trabajo se inscribe en una amplia literatura que estudia los determinantes de la nutrición y la salud infantil. Esta literatura analiza los efectos de la educación de la madre, así como de la posición socioeconómica del hogar, entre otras variables, sobre los indicadores antropométricos<sup>12</sup>. Otra parte de esta literatura enfatiza los efectos del acceso a

---

<sup>11</sup> Como punto de comparación, el valor promedio de  $Z$  para la población analizada por Attanasio y Vera-Hernández (2005) es de -1,23. Un resultado previsible habida cuenta de la mayor incidencia de pobreza en esta población, ubicada en su mayoría en zonas rurales dispersas.



## Cuadro 2. ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS

Variable	Total		Urbano	
	Media	Desviación estándar	Media	Desviación estándar
Z: talla para edad	-0,65	1,08	-0,61	1,06
Z: peso para talla	0,00	1,00	-0,01	1,00
Niña	0,50	-	0,50	-
Orden de nacimiento	2,3	1,5	2,2	1,4
Edad en meses	29,2	17,3	30,3	16,7
Embarazo no deseado (%)	25,4	-	24,4	-
Peso al nacer (kilogramos)	3,28	0,61	3,28	0,61
Meses de gestación	8,81	0,48	8,80	0,49
Embarzo múltiple (%)	1,5	-	1,4	-
Edad del jefe del hogar	39,4	13,2	39,3	13,2
Años de educación del jefe del hogar	7,2	4,0	7,8	4,0
Edad de la madre	27,7	6,7	27,8	6,6
Años de educación de la madre	8,4	3,7	9,0	3,6
Talla de la madre (cms)	155,2	6,0	155,5	6,0
Zona Urbana	0,78	-	1,00	-

Niño entre 0-60 meses de edad. Niños < 2 meses no se incluyeron en los cálculos.

Fuente: Cálculos propios.

servicios sociales (salud y programas de nutrición) sobre las mismas variables. La presente sección se ubica en el primer tipo de estudios. La siguiente sección examina, de manera preliminar, los efectos de algunos programas públicos sobre las variables antropométricas.

El Cuadro 3 presenta los determinantes de la talla y el peso de los niños (Z-scores), estimados mediante la metodología de Mínimos Cuadrados Ordinarios

(MCO). De manera coherente con la discusión anterior, las variables se dividieron en tres grupos: variables individuales, variables del hogar y quintil de posición socioeconómica (se omite el primer quintil). Los resultados corresponden a dos especificaciones distintas: sin y con efectos fijos municipales. El Cuadro 3 muestra que la talla normalizada es ligeramente superior para las niñas y que esta variable disminuye a razón de 0,1 desviaciones estándar por cada hermano adicional. Ni la edad ni la educación del jefe de hogar parecen afectar la talla de los niños. Caso contrario ocurre con la edad y la educación de la madre. La talla normalizada aumenta 0,023 desviaciones estándar por cada año de edad y 0,012 por cada año de educación de la madre. Dados estos resultados, la diferencia de estatura entre dos niños de tres años, uno cuya madre tiene 30 años de edad y 16 de educación y otro cuya madre tiene 15 años de edad y 5 de educación, sería (manteniendo las otras variables constantes) de aproximadamente 1,70 centímetros.

<sup>12</sup> Véase, por ejemplo, el estudio de Thomas, Strauss y Henriques (1991) sobre los efectos de la educación materna sobre la talla de los niños en Brasil o el estudio de Borroab (2005) sobre los efectos de las condiciones del hogar sobre talla en la India. De otro lado, Atanasio, Gómez, Rojas y Vera-Hernández (2004) estudian los determinantes de la talla en Colombia (la muestra utilizada por estos autores está circunscrita a municipios con una población inferior a los 100 mil habitantes). Los resultados de la investigación de Atanasio *et al.* (2004), muestran una fuerte correlación entre el consumo de los hogares y la nutrición, lo que sugiere, según los autores, que los hogares no protegen plenamente la nutrición de los menores en épocas de crisis.

**Cuadro 3. DETERMINANTES SOCIOECONÓMICOS DE LA TALLA Y EL PESO (Z-scores)  
(Muestra total)**

Variables independientes	Total							
	Desnutrición crónica		Desnutrición crónica		Desnutrición aguda		Desnutrición aguda	
	Coefficientes	t-estadístico	Coefficientes	t-estadístico	Coefficientes	t-estadístico	Coefficientes	t-estadístico
Niña	0,077	(3,86) ***	0,076	(3,82) ***	0,081	(3,95) ***	0,080	(3,90) ***
Orden de nacimiento	-0,108	(11,76) ***	-0,109	(11,79) ***	-0,036	(3,84) ***	-0,029	(3,06) ***
Edad del niño (meses)	-0,108	(15,00) ***	-0,108	(15,12) ***	-0,083	(10,81) ***	-0,083	(10,86) ***
Edad del niño (meses/100)^2	0,344	(12,98) ***	0,345	(13,06) ***	0,255	(9,07) ***	0,257	(9,11) ***
Edad del niño (meses/100)^3	-0,003	(11,85) ***	-0,003	(11,89) ***	-0,002	(7,57) ***	-0,002	(7,59) ***
Edad del jefe del hogar	-0,001	(1,58)	-0,001	(0,83)	0,001	(0,67)	0,001	(0,67)
Años de educación del jefe del hogar	-0,002	(0,73)	-0,002	(0,71)	0,002	(0,48)	0,003	(0,99)
Edad de la madre	0,023	(11,26) ***	0,024	(11,75) ***	0,007	(3,33) ***	0,006	(2,74) ***
Años de educación de la madre	0,012	(3,18) ***	0,014	(3,63) ***	0,011	(2,78) ***	0,013	(3,44) ***
Talla de la madre	0,057	(30,21) ***	0,058	(30,00) ***	0,003	(1,92) *	0,005	(2,76) ***
Quintil 2	0,119	(4,11) ***	0,115	(3,92) ***	0,031	(1,08)	0,023	(0,78)
Quintil 3	0,195	(6,37) ***	0,178	(5,63) ***	0,108	(3,37) ***	0,096	(2,90) ***
Quintil 4	0,271	(7,99) ***	0,244	(6,94) ***	0,148	(4,16) ***	0,125	(3,39) ***
Quintil 5	0,372	(9,20) ***	0,322	(7,64) ***	0,202	(4,81) ***	0,180	(4,09) ***
Efectos fijos municipales	No		Sí		No		Sí	
Número de observaciones	9.023		9.023		9.023		9.023	
R <sup>2</sup>	0,21		0,24		0,04		0,07	

\* significativo al 10%; \*\* significativo al 5%; \*\*\* significativo al 1%.

t-estadísticos basados en errores robustos.

Niño entre 0-60 meses de edad. Niños < 2 meses no se incluyeron en los cálculos.

Fuente: Cálculos propios.

Los resultados del Cuadro 3 también muestran la importancia de la talla de la madre: una variable que recoge tanto influencias genéticas como socioeconómicas. Por último, los resultados ponen de presente las diferencias en la talla según la posición socioeconómica. Entre un niño perteneciente al primer quintil y otro perteneciente al último quintil, la diferencia en talla supera las 0,3 desviaciones estándar (más de un centímetro de estatura). Este efecto se superpone a los de la educación y la edad de la madre descritos en el párrafo anterior. En general, la inclusión de efectos fijos municipales no altera ninguna de las conclusiones anteriores.

Las dos últimas columnas del Cuadro 3 presentan las variables asociadas con el peso (según la talla) de los niños. Algunos de los resultados encontrados para

la talla se reiteran en esta oportunidad. En términos relativos, el peso tiende a ser mayor en las niñas, y a aumentar con la educación de la madre y con la posición socioeconómica del hogar. Contrario a lo encontrado para el caso de la talla, el peso parece estar más fuertemente ligado con la educación de la madre que con la edad. En términos generales, las variables incluidas en el análisis están asociadas con una menor variación en el caso del peso (4% aproximadamente) que en el caso de la talla (20% aproximadamente).

El Cuadro 4 presenta los mismos resultados anteriores para la población urbana. Los valores estimados no difieren de manera sustancial entre uno y otro cuadro. Quizás la única diferencia digna de mención sea la disminución en el efecto de la posición

**Cuadro 4. DETERMINANTES SOCIOECONÓMICOS DE LA TALLA Y EL PESO (Z-scores)  
(Muestra urbana)**

Variables independientes	Urbana							
	Desnutrición crónica		Desnutrición crónica		Desnutrición aguda		Desnutrición aguda	
	Coefficientes	t-estadístico	Coefficientes	t-estadístico	Coefficientes	t-estadístico	Coefficientes	t-estadístico
Niña	0,064	(2.79) ***	0,060	(2.65) ***	0,076	(3.25) ***	0,071	(3.00) ***
Orden de nacimiento	-0,115	(10.49) ***	-0,112	(10.02) ***	-0,032	(2.76) ***	-0,029	(2.46) **
Edad del niño (meses)	-0,105	(12.93) ***	-0,104	(12.79) ***	-0,075	(8.67) ***	-0,074	(8.46) ***
Edad del niño (meses/100)^2	0,339	(11.31) ***	0,334	(11.12) ***	0,232	(7.33) ***	0,229	(7.12) ***
Edad del niño (meses/100)^3	-0,003	(10.44) ***	-0,003	(10.23) ***	-0,002	(6.19) ***	-0,002	(5.97) ***
Edad del jefe del hogar	-0,001	(0.60)	<0.001	(0.24)	<0.001	(0.37)	<0.001	(0.44)
Años de educación del jefe del hogar	-0,001	(0.23)	<0.001	(0.08)	0,003	(0.85)	0,004	(1.01)
Edad de la madre	0,024	(10.40) ***	0,025	(10.47) ***	0,005	(1.94) *	0,004	(1.84) *
Años de educación de la madre	0,010	(2.33) **	0,012	(2.74) ***	0,014	(3.28) ***	0,015	(3.40) ***
Talla de la madre	0,058	(27.31) ***	0,059	(27.82) ***	0,004	(1.91) *	0,005	(2.48) **
Quintil 2	0,086	(2.40) **	0,077	(2.12) **	0,022	(0.62)	0,013	(0.35)
Quintil 3	0,180	(5.02) ***	0,161	(4.35) ***	0,132	(3.47) ***	0,113	(2.88) ***
Quintil 4	0,236	(6.12) ***	0,207	(5.16) ***	0,175	(4.31) ***	0,133	(3.19) ***
Quintil 5	0,328	(7.42) ***	0,295	(6.39) ***	0,220	(4.78) ***	0,186	(3.90) ***
Efectos fijos municipales	No		Sí		No		Sí	
Número de observaciones	6.980		6.980		6.980		6.980	
R <sup>2</sup>	0,21		0,23		0,04		0,07	

\* significativo al 10%; \*\* significativo al 5%; \*\*\* significativo al 1%.

t-estadísticos basados en errores robustos.

Niño entre 2-60 meses de edad. Niños < 2 meses no se incluyeron en los cálculos.

Fuente: Cálculos propios.

socioeconómica para el caso de la talla. La diferencia entre el primer y el último quintil, por ejemplo, es 0,03 desviaciones estándares menor en la muestra urbana que en la muestra total. Este resultado sugiere que la mejor infraestructura urbana, tanto en salud como en servicios públicos, disminuye levemente el efecto del nivel socioeconómico sobre la nutrición y la salud. Algo similar puede afirmarse con respecto a la disminución en el valor estimado del coeficiente correspondiente a la edad de la madre.

Los Cuadros 5 y 6 muestran los resultados de un ejercicio similar al anterior, en el cual se adicionan dos variables a la especificación: el peso al nacer y una variable dummy que toma el valor de 1 si la madre manifestó: i) que el embarazo no fue planeado y ii) que con anterioridad al mismo la pareja había

decidido no tener más hijos. Ambas variables no se incluyeron en la especificación inicial, habida cuenta de las altas tasas de no respuesta: 25% aproximadamente. Los valores estimados para el resto de las variables no cambian de manera sustancial con la inclusión de las nuevas variables. El efecto de la educación de la madre se torna menos importante, y el de la edad de la madre más importante<sup>13</sup>. Los resultados sugieren, así sea de manera indirecta, el papel central que puede jugar la prevención de los

<sup>13</sup> Las diferencias se deben a la inclusión de las nuevas variables y no a la reducción en el tamaño de la muestra. Cuando se estima la especificación original (sin peso al nacer, ni embarazo deseado) para la muestra restringida, los resultados obtenidos son casi idénticos a los mostrados en los cuadros 3 y 4. Los resultados de este ejercicio no se incluyen en el artículo pero pueden ser obtenidos con cualesquiera de los autores.

**Cuadro 5. DETERMINANTES SOCIOECONÓMICOS DE LA TALLA Y EL PESO (Z-scores) ESPECIFICACIÓN AMPLIADA (Muestra total)**

Variables independientes	Total							
	Desnutrición crónica		Desnutrición crónica		Desnutrición aguda		Desnutrición aguda	
	Coefficientes	t-estadístico	Coefficientes	t-estadístico	Coefficientes	t-estadístico	Coefficientes	t-estadístico
Niña	0,128	(5,71) ***	0,123	(5,47) ***	0,123	(5,24) ***	0,126	(5,33) ***
Orden de nacimiento	-0,098	(8,67) ***	-0,097	(8,47) ***	-0,047	(3,87) ***	-0,042	(3,39) ***
Edad del niño (meses)	-0,108	(14,11) ***	-0,108	(14,07) ***	-0,083	(9,83) ***	-0,083	(9,77) ***
Edad del niño (meses/100)^2	0,348	(12,17) ***	0,348	(12,09) ***	0,259	(8,23) ***	0,258	(8,16) ***
Edad del niño (meses/100)^3	-0,003	(11,11) ***	-0,003	(11,00) ***	-0,002	(6,89) ***	-0,002	(6,82) ***
Peso del niño al nacer (kg)	0,348	(16,94) ***	0,338	(16,25) ***	0,289	(14,89) ***	0,302	(15,33) ***
Embarazo no deseado	-0,043	(1,42)	-0,059	(1,93) *	0,031	(1,00)	0,041	(1,29)
Edad del jefe del hogar	-0,001	(0,51)	<0,001	(0,21)	0,001	(0,52)	0,001	(0,52)
Años de educación del jefe del hogar	-0,002	(0,45)	-0,002	(0,50)	<0,001	(0,08)	0,002	(0,52)
Edad de la madre	0,021	(9,21) ***	0,022	(9,52) ***	0,007	(2,78) ***	0,005	(2,18) **
Años de educación de la madre	0,006	(1,40)	0,007	(1,55)	0,010	(2,25) **	0,013	(2,88) ***
Talla de la madre	0,054	(25,14) ***	0,054	(24,80) ***	-0,001	(0,26)	0,001	(0,29)
Quintil 2	0,071	(2,06) **	0,067	(1,91) *	0,021	(0,61)	0,026	(0,72)
Quintil 3	0,163	(4,65) ***	0,142	(3,92) ***	0,093	(2,49) **	0,096	(2,47) **
Quintil 4	0,230	(6,15) ***	0,201	(5,11) ***	0,141	(3,55) ***	0,123	(2,94) ***
Quintil 5	0,331	(7,53) ***	0,281	(6,08) ***	0,189	(4,10) ***	0,170	(3,47) ***
Efectos fijos municipales	No		Sí		No		Sí	
Número de observaciones	6,909		6,909		6,909		6,909	
R <sup>2</sup>	0,23		0,27		0,07		0,10	

\* significativo al 10%; \*\* significativo al 5%; \*\*\* significativo al 1%.

t-estadísticos basados en errores robustos.

Niño entre 2-60 meses de edad. Niños < 2 meses no se incluyeron en los cálculos.

Fuente: Cálculos propios.

embarazos juveniles (y el aplazamiento de la maternidad en general) en una estrategia de reducción de la desnutrición crónica.

El peso al nacer afecta tanto el indicador de talla para la edad como el de peso para la talla<sup>14</sup>. Existe una abundante literatura que documenta la relación entre el peso al nacer (de un lado) y la talla y el peso más tarde en la vida (de otro)<sup>15</sup>. En términos

aproximados, los resultados sugieren que, manteniendo las otras variables constantes, cada kilogramo adicional en el momento del parto se traduce, dos años después, en un centímetro adicional de estatura. La magnitud de este efecto es equivalente a la que corresponde a la diferencia entre el último y el primer quintil de nivel socioeconómico. Dicho de manera coloquial, un kilogramo adicional puede contrarrestar la diferencia entre ricos y pobres en términos de estatura.

Los efectos del peso al nacer sobre el indicador de peso (según la talla) son igualmente importantes en términos absolutos y más importantes en términos relativos (esto es, con respecto a las otras variables incluidas en la especificación). El coeficiente asociado con la variable peso al nacer se mantiene

<sup>14</sup> Mientras 18% de los niños con bajo peso al nacer (menos de 2,5 kilogramos) sufre de desnutrición crónica, sólo 7% del resto de los niños padece la misma falencia.

<sup>15</sup> Véase, por ejemplo, Behrman y Rozenweig (2004). Como se mencionó en la sección anterior, estos estudios muestran que un kilogramo menos de peso al nacer está asociado con una disminución de Z (talla para edad) de -0,5.

**Cuadro 6. DETERMINANTES SOCIOECONÓMICOS DE LA TALLA Y EL PESO (Z-scores)  
ESPECIFICACIÓN AMPLIADA (Muestra urbana)**

Variables independientes	Urbana							
	Desnutrición crónica		Desnutrición crónica		Desnutrición aguda		Desnutrición aguda	
	Coefficientes	t-estadístico	Coefficientes	t-estadístico	Coefficientes	t-estadístico	Coefficientes	t-estadístico
Niña	0,123	(4,94) ***	0,122	(4,86) ***	0,111	(4,24) ***	0,112	(4,23) ***
Orden de nacimiento	-0,105	(7,97) ***	-0,099	(7,32) ***	-0,050	(3,52) ***	-0,047	(3,25) ***
Edad del niño (meses)	-0,104	(12,22) ***	-0,104	(12,13) ***	-0,077	(8,30) ***	-0,076	(8,07) ***
Edad del niño (meses/100)^2	0,334	(10,48) ***	0,333	(10,38) ***	0,240	(6,95) ***	0,237	(6,74) ***
Edad del niño (meses/100)^3	-0,003	(9,54) ***	-0,003	(9,43) ***	-0,002	(5,84) ***	-0,002	(5,63) ***
Peso del niño al nacer	0,349	(15,25) ***	0,349	(15,04) ***	0,298	(13,65) ***	0,307	(13,77) ***
Embarazo no deseado	-0,051	(1,49)	-0,077	(2,26) **	0,059	(1,69) *	0,051	(1,43)
Edad del jefe del hogar	0,000	(0,31)	0,001	(0,53)	0,001	(0,59)	0,001	(0,57)
Años de educación del jefe del hogar	0,002	(0,60)	0,003	(0,75)	0,004	(0,83)	0,004	(0,96)
Edad de la madre	0,022	(8,58) ***	0,023	(8,60) ***	0,004	(1,42)	0,003	(1,22)
Años de educación de la madre	0,003	(0,62)	0,005	(0,92)	0,013	(2,63) ***	0,015	(2,89) ***
Talla de la madre	0,054	(22,76) ***	0,055	(23,14) ***	<0,001	(0,09)	0,001	(0,40)
Quintil 2	0,035	(0,84)	0,024	(0,57)	0,001	(0,03)	-0,003	(0,08)
Quintil 3	0,155	(3,78) ***	0,132	(3,11) ***	0,115	(2,64) ***	0,101	(2,25) **
Quintil 4	0,192	(4,51) ***	0,159	(3,58) ***	0,160	(3,52) ***	0,119	(2,52) **
Quintil 5	0,280	(5,81) ***	0,238	(4,73) ***	0,194	(3,84) ***	0,156	(2,93) ***
Efectos fijos municipales	No		Sí		No		Sí	
Número de observaciones	5.559		5.559		5.559		5.559	
R <sup>2</sup>	0,23		0,27		0,07		0,11	

\* significativo al 10%; \*\* significativo al 5%; \*\*\* significativo al 1%.

t-estadísticos basados en errores robustos.

Niño entre 2-60 meses de edad. Niños < 2 meses no se incluyeron en los cálculos.

Fuente: Cálculos propios.

casi inalterado después de introducir las variables *dummy* municipales (así como después de restringir la muestra a las zonas urbanas), lo que sugiere, entre otras cosas, que el efecto en cuestión no depende de la cantidad (o calidad) de la infraestructura pública, ya sea de salud, saneamiento básico o nutrición.

La magnitud del efecto del peso al nacer sobre los indicadores de nutrición sugiere la importancia del control prenatal, un tema que será abordado en la Sección V. Así mismo, esta evidencia pone de presente la importancia de la alimentación (y de los hábitos de salud) de las madres gestantes. Los resultados de los Cuadros 5 y 6 también aportan evidencia *indirecta* sobre la importancia de otro tipo de circunstancias del hogar. De acuerdo con los resultados, la desnutrición es marginalmente mayor,

dados los demás controles, en los niños cuyas madres manifestaron que su deseo (antes de la concepción) era no tener más hijos<sup>16</sup>. Aunque este resultado es difícil de interpretar, parece sugerir la existencia de circunstancias no observables, relacionadas con el "deseo del embarazo", que afectan la nutrición y la salud infantil. Por ejemplo, los embarazos no deseados pueden estar relacionados con problemas económicos o maritales no observables con base en la información disponible. O pueden simplemente estar asociados con comportamientos irresponsables o negligentes por parte de los padres.

<sup>16</sup> Como se mostró previamente, 25% de los niños son "no deseados" en el sentido descrito en el texto. Existen, sin embargo, diferencias importantes según el nivel socioeconómico del hogar. El porcentaje en cuestión es 33% para el quintil 1 y 17% para el quintil 5.

## B. Determinantes de la desnutrición crónica

Con el fin de analizar los determinantes de la desnutrición crónica, definida como un valor de Z (talla por edad) menor que -2, este trabajo utiliza un modelo similar al descrito en la Ecuación (2). En el nuevo modelo, la variable dependiente ya no corresponde a la talla normalizada, sino a una variable binaria que toma el valor de uno si Z es menor que -2 y de cero en caso contrario. Las variables independientes son las mismas utilizadas anteriormente. En concreto, el modelo empírico estimado fue el siguiente:

$$DES_{ihc} = \alpha + \beta_1 \cdot X_{ihc} + \beta_2 \cdot X_{hc} + \beta_3 \cdot W_{hc} + \eta_c + \mu_{ihc}, (3)$$

donde  $DES_{ihc}$  corresponde al indicador binario de desnutrición crónica y las variables dependientes son

las mismas definidas anteriormente. La estimación se realizó mediante un modelo de probabilidad lineal pero un modelo Probit arroja resultados prácticamente idénticos a los reportados en el Cuadro 7.

El Cuadro 7 reitera algunos de los resultados ya mencionados. La probabilidad de desnutrición es cinco puntos porcentuales más baja en los niños del último quintil que en los del primero. Así mismo, cada kilogramo de mayor peso al nacer disminuye la probabilidad de desnutrición crónica en cinco puntos. Las niñas y los hermanos mayores también tienen una menor probabilidad de encontrarse en estado de desnutrición crónica.

De otro lado, los resultados indican que cuando se analizan la probabilidad de que un niño esté en es-

**Cuadro 7. DETERMINANTES DE LA DESNUTRICIÓN CRÓNICA (Modelo de probabilidad lineal)**

Variables independientes	Total			
	Desnutrición crónica		Desnutrición crónica	
	Coefficientes	t-estadístico	Coefficientes	t-estadístico
Niña	-0,018	(2,75) ***	-0,016	(2,47) **
Orden de nacimiento	0,017	(4,38) ***	0,018	(4,42) ***
Edad del niño (meses)	0,018	(8,41) ***	0,018	(8,25) ***
Edad del niño (meses/100) <sup>2</sup>	-0,060	(7,21) ***	-0,060	(7,06) ***
Edad del niño (meses/100) <sup>3</sup>	0,001	(6,62) ***	0,001	(6,48) ***
Peso del niño al nacer	-0,056	(9,63) ***	-0,054	(9,12) ***
Embarazo no deseado	0,006	(0,59)	0,007	(0,73)
Edad del jefe del hogar	0,001	(2,04) **	<0,001	(1,44)
Años de educación del jefe del hogar	<0,001	(0,44)	0,001	(0,51)
Edad de la madre	-0,004	(5,37) ***	-0,004	(5,58) ***
Años de educación de la madre	-0,002	(1,41)	-0,001	(1,08)
Talla de la madre	-0,008	(13,21) ***	-0,008	(12,60) ***
Quintil 2	0,002	(0,20)	0,004	(0,29)
Quintil 3	-0,028	(2,47) **	-0,025	(2,18) **
Quintil 4	-0,043	(3,74) ***	-0,039	(3,29) ***
Quintil 5	-0,053	(4,60) ***	-0,045	(3,71) ***
Efectos Fijos municipales		No		Sí
Número de observaciones		6.909		6.909
R <sup>2</sup>		0,08		0,12

\* significativo al 10%; \*\* significativo al 5%; \*\*\* significativo al 1%.

t- estadísticos basados en errores robustos.

Niño entre 0-60 meses de edad. Niños < 2 meses no se incluyeron en los cálculos.

Fuente: Cálculos propios.

tado de desnutrición crónica (i.e., cuando el análisis se concentra en la parte inferior de la distribución) la edad de la madre vuelve a ser más importante que la educación. Cada año adicional de edad de la madre disminuye la probabilidad de sufrir desnutrición crónica en 0,4 puntos porcentuales: un coeficiente dos veces mayor que el asociado con la educación de la madre. De nuevo, estos resultados sugieren la importancia de cualquier esfuerzo orientado a prevenir los embarazos juveniles.

Con el fin de estudiar las diferencias regionales, se estimó una versión de la Ecuación (3) que sustituye los efectos fijos municipales (una *dummy* por cada municipio) por efectos fijos departamentales (una *dummy* por cada departamento). Las diferencias en los coeficientes asociados con las *dummies* dan una idea precisa acerca de las diferencias intrínsecas entre departamentos en la incidencia de la desnutrición crónica, especialmente si se tiene en cuenta que la ENDS (2005) es representativa por departamento. Los resultados muestran que el departamento de Nariño presenta, una vez se tienen en cuenta las características individuales y del hogar, las mayores tasas de desnutrición crónica. Las menores se presentan en Risaralda, San Andrés y Santander. También llama la atención el alto coeficiente de Bogotá: casi ocho puntos por encima del correspondiente a Risaralda y Santander, y cinco puntos por encima del correspondiente a departamentos más pobres como Atlántico y Cesar.

### C. Determinantes del peso al nacer

Dada la incidencia, ya documentada, del peso al nacer sobre los indicadores de peso y talla, incumbe explorar las variables socioeconómicas asociadas con esta última variable. Las diversas variables socioeconómicas en consideración pueden afectar los indicadores de nutrición por dos vías distintas: una

directa (ya estudiada) y otra indirecta a través del peso al nacer (que se estudia a continuación)<sup>17</sup>.

Con el propósito de estudiar los factores socioeconómicos que afectan el peso al nacer se utilizó el siguiente modelo empírico que sigue los lineamientos generales de los modelos ya utilizados:

$$PN_{ihc} = \alpha + \beta_1 \cdot X_{ihc} + \beta_2 \cdot X_{hc} + \beta_3 \cdot W_{hc} + \eta_c + \mu_{ihc}, \quad (4)$$

donde  $PN_{ihc}$  es el peso al nacer en gramos reportado por la madre,  $X_{ihc}$  es un vector de características individuales que incluye, además de las variables descritas en las sub-secciones anteriores, dos variables adicionales: el número de meses de gestación y una *dummy* que toma el valor de 1 si el niño hizo parte de un embarazo múltiple (mellizos, trillizos, etc.)<sup>18</sup>. La inclusión de estas variables obedece no tanto a un interés intrínseco en sus efectos (los temas fisiológicos están por fuera del alcance de este trabajo), como a la intención de incluir el mayor número posible de controles relevantes. Las variables incluidas en los vectores  $X_{hc}$  y  $W_{hc}$  son idénticas a las utilizadas anteriormente.

El modelo no incluye variables relacionados con la alimentación y los hábitos de salud de la madre (uso de drogas, consumo de alcohol, etc.). Aunque algunas de estas variables están disponibles en la ENDS (2005), el propósito de este trabajo no es investigar de manera exhaustiva los diversos determinantes del peso al nacer. Como se dijo en la introducción, la investigación se centra en el efecto de las variables socioeconómicas (independientemente de los

<sup>17</sup> Los Cuadros 3 y 4 muestran los efectos directos. Los Cuadros 5 y 6, los indirectos.

<sup>18</sup> Como se muestra en el Cuadro 2, el número promedio de meses de embarazo es 8,8 y la probabilidad de embarazos múltiples, 1,5%.

mecanismos específicos), así como en el impacto de los programas públicos más relevantes.

Según las cifras de la ENDS (2005), 10,3% de los niños presentan bajo peso al nacer (inferior a 2,5 kilogramos). Este porcentaje no difiere entre las áreas urbanas y rurales. Las diferencias entre quintiles de nivel socioeconómico tampoco son sustanciales: el bajo peso al nacer llega a 11,3% en el primer quintil y a 9,6% en el último. Como se muestra a continuación, la importancia de las variables socioeconómicas sobre el peso al nacer es mucho menor que la obtenida con respecto a los indicadores antropométricos (talla y peso).

El Cuadro 8 presenta los determinantes del peso al nacer estimados por MCO. Tal como se hizo en los ejercicios anteriores, las variables se dividieron en tres grupos: variables individuales, variables del hogar y quintil de posición socioeconómica. Los resultados se presentan para dos especificaciones diferentes (con y sin efectos fijos municipales), y para la muestra total y la muestra urbana. Por razones obvias, el peso al nacer es aproximadamente 600 gramos inferior en el caso de embarazos múltiples, y 450 gramos inferior (por mes) en el caso de nacimientos tempranos. Las características del jefe de hogar (edad y educación) no parecen guardar, en presencia de los otros controles, relación alguna con el peso al nacer. Tampoco la edad de la madre parece estar asociada con la variable en consideración. La educación de la madre, por el contrario, sí parece incidir sobre el peso al nacer: en promedio cada año de educación está asociado con seis gramos de mayor peso al nacer. Este efecto puede explicarse, en parte, por los mejores hábitos de salud de las madres más educadas y por la calidad de su dieta<sup>19</sup>.

La talla de la madre también incide de manera sustancial sobre el peso al nacer. Pero el efecto de la

posición socioeconómica es menor (y no siempre estadísticamente significativo). Dados los otros controles, un niño perteneciente al primer quintil pesa al nacer (en promedio) entre 50 y 60 gramos menos que otro perteneciente al último quintil. De manera curiosa, los niños del tercer quintil pesan más que los del cuarto. Pero más que estas diferencias, exiguas en todo caso, el punto de fondo sigue siendo la poca influencia de las variables socioeconómicas del peso al nacer.

Finalmente, el Cuadro 9 presenta los determinantes del bajo peso al nacer (menos de 2,5 kilogramos). Los resultados corresponden a un modelo de probabilidad lineal, similar al descrito con referencia a la Ecuación (3). Como en el caso anterior, un modelo Probit arroja resultados casi idénticos. La probabilidad de bajo peso al nacer es 33 puntos más alta para el caso de embarazos múltiples, y 23 puntos más baja por cada mes adicional de gestación. Así mismo, la probabilidad disminuye 0,3 puntos por cada centímetro adicional de estatura de la madre. En cuanto a las variables socioeconómicas, sólo la educación de la madre parece incidir de manera consistente sobre el bajo peso al nacer: cada año de educación disminuye la probabilidad en cuestión en 0,2 puntos. Las otras variables consideradas no parecen guardar ninguna relación con el evento en consideración.

#### **IV. IMPACTO ANTROPOMÉTRICO DE LOS HOGARES COMUNITARIOS DE BIENESTAR**

Los Hogares Comunitarios de Bienestar (HCB) conforman uno de los programas de asistencia más grande

---

<sup>19</sup> Como se ha enfatizado repetidamente, el objetivo de este trabajo es conocer el efecto (global) de las variables socioeconómicas. No se trata, en ningún caso, de dilucidar los mecanismos específicos por medio de los cuales estas variables afectan los indicadores de interés.



## Cuadro 8. DETERMINANTES DEL PESO AL NACER (En gramos)

Variables independientes	Total				Urbano			
	Peso al nacer		Peso al nacer		Peso al nacer		Peso al nacer	
	Coefficientes	t-estadístico	Coefficientes	t-estadístico	Coefficientes	t-estadístico	Coefficientes	t-estadístico
Niña	-117,9	(9,47) ***	-122,3	(9,79) ***	-123,6	(9,01) ***	-126,3	(9,13) ***
Orden de nacimiento	37,2	(5,32) ***	34,7	(4,90) ***	41,6	(5,12) ***	39,8	(4,80) ***
Embarazo múltiple	-603,3	(12,22) ***	-610,9	(12,15) ***	-619,0	(12,37) ***	-617,9	(11,92) ***
Tiempo de gestación (meses)	436,6	(27,93) ***	437,1	(27,68) ***	441,1	(26,73) ***	442,3	(26,69) ***
Embarazo no deseado	9,9	(0,58)	8,1	(0,47)	-13,8	(0,73)	-13,7	(0,71)
Edad del jefe del hogar	-0,3	(0,58)	-0,1	(0,14)	-0,5	(0,82)	-0,3	(0,45)
Años de educación del jefe del hogar	3,2	(1,57)	3,3	(1,57)	1,4	(0,66)	2,4	(1,08)
Edad de la madre	0,0	(0,03)	0,3	(0,25)	0,6	(0,38)	0,9	(0,58)
Años de educación de la madre	5,7	(2,45) **	5,7	(2,39) **	6,3	(2,50) **	6,1	(2,32) **
Talla de la madre	11,8	(10,83) ***	10,7	(9,64) ***	12,0	(10,04) ***	11,6	(9,48) ***
Quintil 2	23,2	(1,17)	29,5	(1,46)	24,9	(1,06)	24,1	(1,01)
Quintil 3	43,1	(2,21) **	49,7	(2,48) **	42,4	(1,87) *	47,6	(2,03) **
Quintil 4	29,1	(1,39)	38,1	(1,75) *	22,1	(0,94)	21,5	(0,88)
Quintil 5	48,6	(2,07) **	61,4	(2,49) **	50,9	(1,98) **	56,2	(2,09) **
Efectos fijos municipales	No		Sí		No		Sí	
Número de observaciones	7.937		7.937		6.408		6.408	
R <sup>2</sup>	0,18		0,21		0,19		0,22	

\* significativo al 10%; \*\* significativo al 5%; \*\*\* significativo al 1%.

Las regresiones controlan por la edad de los niños. t-estadísticos basados en errores robustos.

Fuente: Cálculos propios.

## Cuadro 9. DETERMINANTES DEL BAJO PESO AL NACER (Modelo de probabilidad lineal)

Variables independientes	Total				Urbano			
	Peso al nacer		Peso al nacer		Peso al nacer		Peso al nacer	
	Coefficientes	t-estadístico	Coefficientes	t-estadístico	Coefficientes	t-estadístico	Coefficientes	t-estadístico
Niña	0,038	[6,24] ***	0,039	[6,39] ***	0,037	[5,42] ***	0,037	[5,39] ***
Orden de nacimiento	-0,004	[1,29]	-0,004	[1,15]	-0,005	[1,27]	-0,005	[1,19]
Embarazo múltiple	0,328	[25,56] ***	0,328	[25,65] ***	0,331	[23,73] ***	0,327	[23,80] ***
Tiempo de gestación (meses)	-0,234	[7,67] ***	-0,235	[7,72] ***	-0,233	[6,84] ***	-0,236	[6,78] ***
Embarazo no deseado	-0,012	[1,39]	-0,011	[1,31]	-0,004	[0,47]	-0,003	[0,34]
Edad del jefe del hogar	<0,000	[0,04]	<0,000	[0,29]	<0,000	[0,14]	<0,000	[0,24]
Años de educación del jefe del hogar	-0,002	[1,81] *	-0,002	[1,63]	-0,001	[0,98]	-0,002	[1,41]
Edad de la madre	<0,000	[0,06]	<0,000	[0,08]	<0,000	[0,55]	<0,000	[0,47]
Años de educación de la madre	-0,002	[1,78] *	-0,002	[2,04] **	-0,002	[1,77] *	-0,002	[1,80] *
Talla de la madre	-0,003	[6,05] ***	-0,003	[5,67] ***	-0,003	[5,80] ***	-0,003	[5,68] ***
Quintil 2	<0,000	[0,01]	0,002	[0,21]	0,004	[0,32]	0,009	[0,71]
Quintil 3	-0,017	[1,68] *	-0,017	[1,68] *	-0,015	[1,32]	-0,014	[1,16]
Quintil 4	-0,013	[1,25]	-0,012	[1,08]	-0,011	[0,96]	-0,006	[0,46]
Quintil 5	-0,013	[1,02]	-0,013	[0,97]	-0,012	[0,93]	0,009	[0,66]
Efectos fijos municipales	No		Sí		No		Sí	
Número de observaciones	7.937		7.937		6.408		6.408	
R <sup>2</sup>	0,19		0,21		0,19		0,21	

\* significativo al 10%; \*\* significativo al 5%; \*\*\* significativo al 1%.

Las regresiones controlan por la edad de los niños. t-estadísticos basados en errores robustos.

Fuente: Cálculos propios.

del país. Actualmente existen aproximadamente 80.000 HCB que atienden cerca de un millón de niños<sup>20</sup>. El programa es administrado por el Instituto Colombiano de Bienestar Familiar (ICBF), la entidad responsable de la protección de la niñez y (al mismo tiempo) la entidad receptora de un impuesto a la nomina del 3% que sirve para financiar, entre otras cosas, el costo de operación de los HCB: 250 millones de dólares anuales (o 0,2% del PIB colombiano).

Los HCB tienen 20 años de operación. Desde sus inicios, fueron concebidos como guarderías comunitarias, parcialmente financiadas por el Gobierno Central, las cuales deberían proveer (además de cuidado infantil) buena parte de las necesidades nutricionales de los niños elegibles: menores de seis años y pertenecientes a hogares de escasos recursos económicos. Los HCB son coadministrados por asociaciones de padres de familia que tienen, dentro de sus funciones, la escogencia de las administradoras o madres comunitarias. Las madres comunitarias deben cumplir algunos requisitos mínimos: haber completado al menos nueve años de educación, haber recibido una capacitación en atención y cuidado infantil, y poseer una vivienda adecuada para el cuidado y desenvolvimiento de los niños. Cada HCB acoge un máximo de 15 niños (el promedio es 12). Para acceder al servicio, los padres de cada niño beneficiado deben pagar un monto mensual equivalente a 37% del salario mínimo diario: las cuotas pagadas por los padres se usan para remunerar a las madres comunitarias.

Las asociaciones de padres reciben recursos del ICBF para comprar los alimentos servidos a los niños. Los menús varían regionalmente y son aprobados por las

oficinas regionales del ICBF. Además de los menús, los niños reciben una bebida nutritiva conocida como bienestarina. Según los reportes del ICBF, los complementos alimenticios entregados suplen 73% de los requerimientos diarios de calorías y nutrientes.

De acuerdo con Attanasio y Vera-Hernández (2005) (en adelante AVH), los HCB han ido perdiendo sus vínculos con las asociaciones de padres, y se han convertido en guarderías móviles (e informales) con una alta rotación de las madres comunitarias y una continua relocalización espacial. Pero más allá de estos problemas, los HCB constituyen un modelo genuino de colaboración entre las comunidades beneficiarias y el gobierno en la prestación de un servicio social fundamental.

#### **A. Evaluaciones anteriores**

A pesar de la importancia presupuestal y de la amplia cobertura de los HCB, no son muchos los estudios que han intentado medir sus efectos sobre la nutrición y la salud de los niños. Durante la segunda mitad de los años noventa, el ICBF (1997) realizó el primer intento por evaluar el impacto del programa. Con tal fin, se realizaron mediciones antropométricas para una muestra representativa de niños beneficiarios del programa, y se compararon los valores obtenidos con los correspondientes a otros niños de características socioeconómicas similares tomados de otras encuestas. La comparación mostró que los indicadores tradicionales (la talla para la edad, por ejemplo) no diferían de manera sustancial entre los beneficiarios y los no beneficiarios, lo que sugería, entre otras cosas, que el programa no tenía un efecto discernible sobre la nutrición y la salud infantil.

Otros estudios recientes se han centrado en aspectos secundarios de los HCB. Perotti (2001), por ejemplo, señala que: i) 57% de las madres comunitarias no

---

<sup>20</sup> Según la Encuesta de Calidad de Vida (2003), 1.638 millones de niños menores de siete años asistieron a un establecimiento preescolar, de los cuales 913 mil asistieron a los HCB.

miden a los niños en el momento de matricularse en el programa, ii) 90% son incapaces de interpretar las curvas de crecimiento, y iii) 28% utilizan los subsidios de mejoramiento de viviendas para fines distintos a dotar los hogares con los muebles y equipos necesarios para atender niños. En términos más generales, Perotti (2001) señala que los HCB constituyen una intervención de bajo costo pero de impacto dudoso y grandes problemas de supervisión e información.

De otro lado, Lasso (2004) ha enfatizado la adecuada focalización de los subsidios en clase otorgados por los HCB. Con base en las cifras de la Encuesta de Calidad de Vida (2003), Lasso muestra que 36% de los hogares beneficiados con el programa pertenecen al primer quintil de ingresos y 64% pertenecen a los dos primeros quintiles. Sólo el Régimen Subsidiado de Salud presenta una concentración comparable de los beneficiarios en la parte inferior de la distribución del ingreso. Según Lasso (2004), cuando se agrupan todos los subsidios del Estado (incluidas las pensiones), sólo 17% de los beneficios totales llega al primer quintil y sólo 34% a los dos primeros quintiles.

Más recientemente, AVH realizaron una evaluación de los efectos del programa sobre los indicadores de nutrición estudiados en este trabajo: talla por edad y peso por talla. Los resultados reportados sugieren, en franca contradicción con los estudios previos, un impacto sustancial y significativo del programa. "Un niño de 72 meses de edad que haya atendido un HCB durante toda su vida será 3,8 centímetros más alto de lo que habría sido si no hubiere atendido el programa en absoluto". Adicionalmente, AVH muestran que este impacto sólo es aparente cuando se usa una metodología de variables instrumentales que tenga en cuenta la endogenidad en la participación en el programa. Cuando AVH comparan directamente los

beneficiarios con los no beneficiarios, tal como lo habían hecho otros autores, tampoco encuentran diferencias significativas en los indicadores antropométricos.

Sin embargo, el artículo de AVH tiene dos problemas. Primero, la muestra utilizada corresponde a municipios pequeños con una alta concentración rural, cuando la cobertura del programa es mayoritariamente urbana. Segundo, la variable instrumental utilizada (la distancia de la vivienda al HCB más cercano) puede tener sentido en zonas rurales dispersas pero no lo tiene en las zonas urbanas. Al respecto, el Cuadro 10 muestra que un porcentaje ínfimo (inferior al 2%) de los adultos entrevistados en la ENDS (2005) menciona la distancia de la residencia al HCB como una de las razones de no asistencia. En la muestra utilizada por AVH, el porcentaje correspondiente oscila entre 16% y 27%.

El Cuadro 11 aporta alguna evidencia adicional sobre los problemas de un instrumento basado en la distancia de la vivienda al HCB cuando se quiere evaluar la totalidad del programa y no meramente su componente rural. Más de 70% de las familias reside a menos de diez minutos caminando del HCB más cercano, lo que sugiere la irrelevancia de esta variable como fuente de variación exógena cuando se cuenta con una muestra representativa para el país como un todo (como en este caso) y no con una muestra predominantemente rural (como en el caso estudiado por AVH). En suma, existen muchas dudas sobre la aplicabilidad general de la estrategia empírica propuesta por AVH y algunas dudas sobre la generalidad de sus resultados.

Este trabajo utiliza una muestra de niños entre cero y cuatro años de edad tomada de la ENDS (2005) con el fin de evaluar, de manera preliminar, el efecto de los HCB sobre los indicadores antropométricos. La muestra

## Cuadro 10. RAZONES DE NO ASISTENCIA POR EDAD DEL NIÑO

Razón de no asistencia	Edad (años)				
	0	1	2	3	4
No existe HCB	2,3	4,3	5,6	5,4	5,3
HCB queda demasiado lejos	0,7	0,7	1,7	1,8	2,0
No tiene dinero	0,4	1,1	1,4	2,0	2,3
Tienen alguien que cuida los niños en la casa	80,3	80,3	76,5	73,5	71,2
No le gusta la comida	0,9	1,4	3,0	3,8	3,8
Otras razones	1,8	2,9	5,7	6,1	5,4
Niño no tiene la edad	13,4	8,6	3,3	0,9	0,3
Niño asiste a otro centro	0,2	0,6	2,8	6,6	9,8

Fuente: Cálculos propios.

## Cuadro 11. DISTRIBUCIÓN DE DISTANCIAS DE VIAJE AL HCB MÁS CERCANO

Tiempo	Total	Urbano
5" o menos	53,7	53,0
Entre 5" y 10"	22,8	23,6
Entre 10" y 30"	21,2	21,1
Más de 30"	2,3	2,3

Sólo familias que asisten o asistieron a un HCB.

Fuente: Cálculos propios.

es la misma utilizada en la sección anterior para estudiar los efectos de las variables socioeconómicas sobre la talla y el peso. Habida cuenta de que el programa en cuestión constituye una intervención permanente que debería tener efectos de largo plazo, esta sección se concentra en el indicador de talla por edad, el cual, como se dijo anteriormente, puede ser usado para detectar problemas de desnutrición crónica.

El Cuadro 12 muestra el porcentaje de niños que asisten (o asistieron) a un HCB. El cuadro discrimina por género y por edad. En el primer año, los porcentajes de asistencia son muy bajos, casi despreciables. Pero a partir del segundo año, el porcentaje de asistencia crece de manera sistemática. A los cuatro años de edad, el mismo supera el 40%. Si la muestra

## Cuadro 12. PORCENTAJE DE NIÑOS QUE ASISTEN O HAN ASISTIDO A UN HCB

Edad	Total		Sisben 1 y 2	
	Niño	Niña	Niño	Niña
0	2,4	1,9	2,8	4,3
1	16,1	14,3	24,0	18,7
2	34,8	36,1	39,8	43,7
3	41,3	43,1	48,4	51,1
4	46,7	45,8	52,7	52,1
Total	27,6	27,7	35,0	36,4

Fuente: Cálculos propios.

se restringe a los hogares que dicen pertenecer al primer nivel del Sisben, la asistencia es ente 4 y 5 puntos porcentuales más alta y supera, en las edades mayores, el 50%.

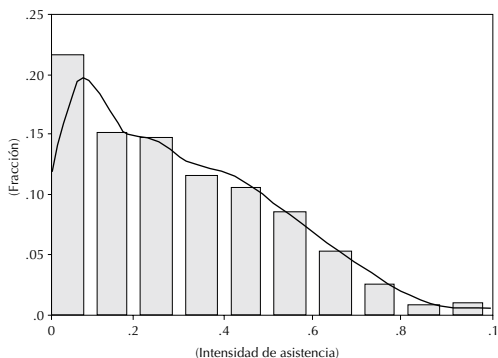
Además de indagar acerca de si los niños asisten (o han asistido) a un HCB, la ENDS (2005) pregunta directamente, para cada edad, sobre el número de meses que el niño estuvo (o ha estado) asistiendo a un HCB. Así, por ejemplo, para un niño de tres años se tiene información completa sobre el número de meses que estuvo expuesto al "tratamiento" durante su primer año de vida, su segundo, etc. Con esta información es posible construir, para cada niño

que asiste o asistió, una variable que mide la intensidad del tratamiento o período de exposición. Una variable como tal es mucho más adecuada para evaluar el impacto del programa que un indicador que simplemente muestre si el niño asistió en algún momento a un HCB.

El Gráfico 3 muestra la distribución de los períodos de exposición (medidos como porcentajes de la vida de los niños) para todos quienes asisten (o asistieron) a un HCB. Como se aprecia, un porcentaje importante de los niños (superior al 50%) ha asistido al programa durante una tercera parte o menos de su vida. Este hecho sugiere que la asistencia en el programa no es continua y que las familias entran y salen del mismo con relativa frecuencia. Sobra decirlo, la medición del impacto del programa debe tener en cuenta no sólo la eventual asistencia, sino también la asiduidad de la misma.

Un primer ejercicio de evaluación está basado en una modificación de la Ecuación (2). A la especificación estimada en la sección anterior, se añadió una variable *dummy* que toma el valor de 1 si el niño asiste (o asistió) a un HCB, y de 0 en caso contrario. La ecuación estimada fue la siguiente:

**Gráfico 3. DISTRIBUCIÓN DE LOS PORCENTAJES DE ASISTENCIA**



Fuente: Elaboración de los autores.

$$S_{ihc} = \alpha + \beta_1 \cdot X_{ihc} + \beta_2 \cdot X_{hc} + \beta_3 \cdot W_{hc} + \delta \cdot HCB_{ihc} + \eta_c + \mu_{ihc}, \quad (5)$$

donde los parámetros y las variables son los mismos definidos en la sección anterior.  $HCB_{ihc}$  es el indicador de asistencia o no al programa y  $\delta$  es el coeficiente que mide el impacto del programa sobre la variable de interés: la talla normalizada en este caso.

El Cuadro 13 presenta los resultados de la estimación de la Ecuación (5) mediante la metodología de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). Sólo se presentan los resultados para el coeficiente  $\delta$ . Los resultados se reportan para la muestra total y para una muestra restringida a los hogares que manifestaron pertenecer al primer nivel del Sisben. Los resultados reiteran (e incluso refuerzan) los hallazgos de las evaluaciones previas. La comparación de niños que asisten al programa con niños similares que no asisten sugiere que los HCB no tienen un efecto discernible sobre la talla para la edad. El resultado es el mismo independientemente de que se incluyan o no efectos fijos municipales y de que se restrinja o no la muestra a los hogares pertenecientes al primer nivel del Sisben<sup>21</sup>. Más aún, los resultados muestran que la talla de quienes asisten es significativamente menor que la de sus contrapartes que no asisten. El efecto negativo es similar en magnitud al asociado con cinco años de educación de la madre<sup>22</sup>.

Dos primeros cuestionamientos pueden hacerse a los resultados del Cuadro 13. El primero tiene que

<sup>21</sup> El Sisben es una prueba de medias (*proxy-mean test*) utilizada para la focalización de servicios y programas sociales. El Sisben clasifica los hogares en seis niveles, en orden ascendente según su nivel socioeconómico. La siguiente sección presenta una breve descripción del Sisben.

<sup>22</sup> El efecto de la variable de asistencia sobre el peso por talla también es negativo aunque no es estadísticamente significativo y es mucho menor que el efecto reportado sobre la talla para la edad.

**Cuadro 13. EFECTO DEL HCB SOBRE LA TALLA PARA LA EDAD (Z-score)**

	Variable de tratamiento: asiste o asistió			
	Total	Total	Sisben 1	Sisben 1
Impacto	-0,111	-0,108	-0,143	-0,185
Error estándar	-0,028	-0,029	-0,054	-0,060
Observaciones	6.760	6.760	1.613	1.613
Efectos fijos	No	Sí	No	Sí

Fuente: Cálculos propios.

ver con el método de estimación. Puesto que MCO extrapola más allá del *soporte común* entre participantes y no participantes, los estimadores pueden estar sesgados si el *soporte común* es reducido (Heckman *et al.*, 1998). En presencia de este problema, la metodología de *Propensity Score Matching* (PSM) es claramente superior a la metodología de MCO, pues no sólo evita las extrapolaciones indebidas, sino que permite que el impacto del programa difiera entre individuos diferentes. Pero a pesar de sus ventajas teóricas, PSM arroja estimativos muy similares a los ya reportados<sup>23</sup>. La coincidencia se origina en el hecho de que la mayoría de los individuos de la muestra están dentro del *soporte común*<sup>24</sup>.

El segundo cuestionamiento tiene que ver con la variable utilizada para medir la participación en el programa. Como se dijo anteriormente, un indicador que simplemente muestre si el individuo asiste (o asistió) deja de lado las enormes diferencias existentes en cuanto a los períodos de exposición (Gráfico 3). Para corregir este problema, se estimó una va-

<sup>23</sup> Para poner un solo ejemplo, el estimador PPS (kernel) del efecto del programa para la muestra total con efectos fijos fue 0,109. El estimador de MCO fue 0,108 (Cuadro 13).

<sup>24</sup> Attanasio y Vera-Hernández (2005) también encuentran que los estimativos de MCO y de PSM son bastante similares.

riante de la Ecuación (5), en la cual se reemplazó la variable dummy  $HCB_{ihc}$  por una variable continua que toma el valor de 0 si el niño nunca ha asistido y el valor de la fracción de tiempo de exposición en caso contrario.

Los resultados se presentan en el Cuadro 14. Las conclusiones son similares a las ya obtenidas. La mayor participación en el programa parece asociada con un menor valor de la variable de interés (la talla normalizada). Los valores estimados son sustanciales desde un punto de vista económico y significativos desde un punto de vista estadístico. Además, los resultados no cambian cuando se restringe la muestra a los hogares más pobres, pertenecientes al primer nivel de Sisben. En conjunto, los resultados arrojan algunas dudas sobre el impacto del programa aunque, por las razones aducidas más adelante, no pueden considerarse como definitivos.

Con el fin de estudiar el impacto de los HCB en la parte inferior de la distribución, se estimó un modelo de probabilidad lineal, similar al estimado en la sección anterior, en el cual la variable dependiente es un variable binaria que vale 1 si el niño sufre de desnutrición crónica ( $Z < -2$ ) y vale 0 en caso contrario ( $Z \geq -2$ ). En este caso, la variable de tratamiento vuelve a ser la misma; a saber: el período de expo-

**Cuadro 14. EFECTO DEL HCB SOBRE LA TALLA PARA LA EDAD (Z-score)**

	Variable de tratamiento: intensidad de la asistencia			
	Total	Total	Sisben 1	Sisben 1
Impacto	-0,308	-0,311	-0,277	-0,347
Error estándar	-0,064	-0,066	-0,13	-0,151
Observaciones	6.909	6.909	1.617	1.617
Efectos fijos	No	No	No	Sí

Fuente: Cálculos propios.

sición al programa. Los resultados reiteran un tema común (Cuadro 15). En igualdad de circunstancias, los participantes tienen una mayor probabilidad de encontrarse en estado de desnutrición crónica que los no participantes. Los coeficientes no siempre son significativos pero, tomados en conjunto, vuelven a arrojar dudas sobre el impacto del programa.

Un tercer cuestionamiento (potencialmente más importante) puede esgrimirse en contra de los resultados anteriores. Hasta ahora, la endogeneidad de la participación en el programa no ha sido tenida en cuenta. Si algunas variables no observadas que inciden directamente sobre la participación afectan de manera adversa los indicadores antropométricos, los estimativos de impacto reportados anteriormente estarán sesgados. Esto es, se estará confundiendo una selección adversa en el programa con un impacto negativo del mismo. En los HCB, este problema adquiere una relevancia mayor por dos circunstancias especiales. Primero, la alta cobertura del programa hace que el racionamiento de cupos no sea muy alto y que la mayoría de los hogares que no participan lo hagan voluntariamente (Cuadro 10). Y segundo, el resultado reportado por Attanasio y Vera-Hernández (2005), según el cual una vez se tiene en cuenta la endogeneidad de la participación (mediante una

metodología de variables instrumentales) se obtiene un resultado positivo del programa.

Para lidiar con este problema, en primer lugar, se restringió la muestra de niños no participantes a aquellos para quienes sus padres reportaron que la no participación se debe a la inexistencia de un HCB (Cuadro 10). De esta manera, se tiene la seguridad de que se están comparando los niños que asisten con otros niños que lo hacen por razones exógenas (no deliberadas), lo que reduce los problemas de endogeneidad ya mencionados. Los resultados se presentan en el Cuadro 16. Para facilitar la comparación, el cuadro reporta nuevamente los estimativos para la muestra completa (Cuadro 14). Los resultados muestran que las conclusiones anteriores se mantienen para la muestra restringida. El impacto del programa parece negativo, y los nuevos coeficientes no son estadísticamente diferentes de los obtenidos usando la totalidad de la muestra.

En segundo lugar, se intentó una estrategia de variables instrumentales con el fin de controlar por la endogeneidad en la participación. La posibilidad de encontrar una fuente de variación exógena que: i) incida sobre la participación, pero que ii) no afecte directamente los indicadores antropométricos pare-

**Cuadro 15. EFECTO DEL HCB SOBRE PROBABILIDAD DE DESNUTRICIÓN CRÓNICA ( $Z < -2$ )**

	Variable de tratamiento: intensidad de la asistencia			
	Total	Total	Sisben 1	Sisben 1
Impacto	0,067	0,071	0,077	0,087
Error estándar	-0,023	-0,023	-0,047	-0,054
Observaciones	6.909	6.909	1.617	1.617
Efectos fijos	No	Sí	No	Sí

Fuente: Cálculos propios.

**Cuadro 16. EFECTO DEL HCB SOBRE LA TALLA PARA LA EDAD ( $Z$ -score)**

	Muestra restringida: controles no asisten porque no existe HCB			
	Total	No HCB	Total	No HCB
Impacto	-0,308	-0,238	-0,277	-0,292
Error estándar	-0,064	-0,084	-0,13	-0,09
Observaciones	6.909	2.103	6.909	2.103
Efectos fijos	No	No	Sí	Sí

Fuente: Cálculos propios.

ce una tarea imposible. AVH utilizaron la distancia de la vivienda al HCB pero, como se dijo anteriormente, esta escogencia pierde relevancia en una muestra mayoritariamente urbana. Una posibilidad es usar la presencia en el hogar de adultos diferentes a los jefes de hogar que pueden hacerse cargo de los niños. Al menos en teoría, la presencia de otros adultos puede afectar la posibilidad de participación; un argumento que se refuerza por los resultados del Cuadro 10, que muestran que la presencia de "otras personas que cuiden los niños en la casa" es la principal razón aducida por los encuestados para explicar la no asistencia.

Este trabajo utiliza como variable instrumental una variable *dummy* que toma el valor de 1 si existe al menos un abuelo (distinto al jefe de familia o a su cónyuge) que comparte la residencia con los niños. Los resultados de la primera etapa se muestran en el Anexo. Como era de esperarse, la variable instrumental está negativamente correlacionada con la participación: el efecto es estadísticamente significativo aunque cuantitativamente pequeño<sup>25</sup>. El Cuadro 17 presenta los resultados de la segunda etapa. De nuevo, los coeficientes son negativos, aunque el tamaño de los errores estándar no permite precisar ninguna conclusión definitiva<sup>26</sup>. Tomados en conjunto, sin embargo, los resultados de esta sección arrojan dudas acerca del efecto de los HCB sobre los indicadores antropométricos. O por lo menos, los

<sup>25</sup> Según los resultados de la primera etapa, mostrados en el Anexo, la educación de la madre está positivamente correlacionada con la participación en el programa, lo que arroja algunas dudas sobre la insistencia de AVH en el sentido de que quienes se auto-seleccionan son las familias más pobres y con menores posibilidades laborales.

<sup>26</sup> Dada la tenue relación entre el instrumento y la participación en el programa, los tamaños de muestra requeridos para hacer inferencias precisas superan con creces las observaciones disponibles en la ENDS (2005).

**Cuadro 17. EFECTO DEL HCB SOBRE LA TALLA PARA LA EDAD (Z-score)**

VI: al menos un abuelo no jefe de familia que reside en el hogar				
	MCO	VI	MCO	VI
Impacto	-0,308	-0,614	-0,277	-0,115
Error estándar	-0,064	-6,93	-0,13	-3,888
Observaciones	6.909	6.909	6.909	6.909
Efectos fijos	No	No	Sí	Sí

Fuente: Cálculos propios.

resultados sugieren las grandes dificultades que se tienen para aislar de manera convincente el efecto de los HCB.

## V. IMPACTO DEL RÉGIMEN SUBSIDIADO SOBRE EL PESO AL NACER

El Régimen Subsidiado en Salud (RSS) es uno de los programas sociales más importantes y ambiciosos de cuantos existen en Colombia. El RSS puede caracterizarse como un esquema de subsidios a la demanda, entregados a la población más pobre con base en una prueba de medios (*proxy-mean test*), conocida como el Sisben (o Sistema de Identificación de Beneficiarios de Programas Sociales)<sup>27</sup>. La normatividad colombiana define que los hogares clasificados en los niveles 1 y 2 del Sisben son elegibles para recibir

<sup>27</sup> El objetivo del Sisben es servir como instrumento para identificar a la población más pobre y vulnerable, y así focalizar correctamente los subsidios del Estado, no sólo en materia de salud sino en materia de vivienda y educación, entre otros. El puntaje del Sisben se calcula a partir de un cuestionario denominado Ficha de Caracterización Socioeconómica (FCS). Una vez calculados los puntajes se clasifican en uno de seis niveles, siendo el primero el nivel inferior. A cada hogar se le expide una certificación llamada Documento de Clasificación del Sisben (DCS) con el nivel del Sisben que le corresponde.



el RSS<sup>28</sup>. Para acceder al RSS, una persona debe contar con un documento que certifique su pertenencia al nivel 1 o 2 del Sisben. Una vez certificado, el potencial beneficiario debe acudir a una de las entidades encargadas de intermediar la demanda del público ante los prestadores de servicios de salud: las Administradoras de Régimen Subsidiado (ARS). Una vez inscrito en la ARS, el afiliado tiene acceso gratuito a una canasta de servicios de salud, entre los que se sobresalen, para el caso de las mujeres, el cuidado y control prenatal<sup>29</sup>.

El Cuadro 18 presenta el porcentaje de afiliados al RSS según el nivel del Sisben y el quintil de ingresos, según los datos de la Encuesta de Calidad de Vida (ENCV, 2003). Las cifras muestran que: i) una fracción sustancial de las personas elegibles (Sisben 1 y 2) no recibe el subsidio, y que ii) una fracción también sustancial de los no elegibles sí lo recibe. Aunque el número de afiliados ha aumentado de manera notable recientemente, las conclusiones anteriores siguen siendo válidas. Dos aclaraciones adicionales

**Cuadro 18. PORCENTAJE DE AFILIADOS AL RSS SEGÚN SU POSICIÓN SOCIOECONÓMICA**

Sisben	(%)	Quintil	(%)
1	44,40	1	43,20
2	46,70	2	41,60
3	38,60	3	32,50
4	25,80	4	24,40
5	12,30	5	14,80
6	3,90	-	-

Fuente: Gaviria, Medina y Mejía, (2006).

<sup>28</sup> El RSS también beneficia a poblaciones especiales: indígenas, madres comunitarias, discapacitados, mayores de 65 años, huérfanos, campesinos, indígenas y vendedores ambulantes.

<sup>29</sup> Si el servicio no está incluido en la canasta estipulada, los afiliados al RSS deben pagar 5% si pertenecen al nivel 1 del Sisben y 10% si pertenecen al nivel 2.

sobre las cifras de afiliados son de rigor. Primero, los pobres no afiliados también tienen acceso a servicios de salud vía subsidios a la oferta (Gaviria, Medina y Mejía, 2006). Y segundo, a pesar de las filtraciones, evidentes en la primera parte del Cuadro 18, el RSS sigue siendo uno de los programas sociales mejor focalizados (Lasso, 2004).

El RSS es pagado con recursos de diversas fuentes. Primero están las contribuciones solidarias de los trabajadores afiliados al Régimen Contributivo (esto es, un impuesto a la nómina de 1%). La segunda fuente consiste en los recursos del Sistema General de Participaciones (SGP) que son transferidos por el Gobierno Central a los municipios. La tercera fuente está conformada por recursos propios de los mismos municipios. Bitrán, Gideon y Muñoz (2004) muestran que, 64% del costo del programa es financiado mediante transferencias del Gobierno Central, 24% mediante contribuciones solidarias, y el resto con recursos propios de los municipios. Sumando todas las fuentes, el costo anual del programa supera los mil millones de dólares. Según las cifras oficiales, el número total de afiliados sería superior a 15 millones de personas.

A pesar de la importancia social y presupuestal del RSS, son pocos los trabajos que han intentado medir su impacto sobre los resultados de salud (en particular) o sobre el bienestar de los hogares (en general). La gran mayoría de las investigaciones previas se ha concentrado en los aspectos institucionales y en los problemas de focalización (Vélez y Foster, 2000; y Ayala y Henao, 2001). En un primer intento por evaluar el impacto del RSS, Panopoulos y Vélez (2001) estudiaron el efecto de la afiliación sobre el uso de servicios médicos y el gasto en salud. Estos autores encuentran que el RSS aumenta el uso de consultas médicas, disminuye la frecuencia de las hospitalizaciones, y reduce, asimismo, el gasto de los hogares

en servicios de salud. Trujillo *et al.* (2004) muestran que la afiliación al RSS aumenta el uso de todo tipo de servicios médicos (consultas preventivas, ambulatorias y hospitalizaciones).

En un trabajo reciente, Gaviria, Medina y Mejía (2006) encuentran que el RSS tiene un efecto positivo sobre el estado de salud subjetivo y el uso de consultas preventivas, pero que, al mismo tiempo, el RSS parece afectar de manera adversa: i) la oferta laboral femenina y ii) (por esta vía) el consumo de los hogares. Cabe señalar que ninguno de los trabajos mencionados analiza de manera directa el impacto del RSS sobre un indicador objetivo de salud<sup>30</sup>. El análisis subsiguiente, en el cual se estudia el efecto del RSS sobre el peso al nacer, constituye un primer esfuerzo en ese sentido.

Con el fin de evaluar el impacto del RSS sobre el peso al nacer se estimó, en primer lugar, una versión de la Ecuación (4), a la que se añadió una variable dummy que toma el valor de 1 si la madre del niño en consideración está afiliada al RSS y de 0 en caso contrario. La ecuación estimada fue la siguiente:

$$PN_{ihc} = \alpha + \beta_1 \cdot X_{ihc} + \beta_2 \cdot X_{hc} + \beta_3 \cdot W_{hc} + \delta \cdot RSS_{ihc} + \eta_c + \mu_{ihc} \quad (6)$$

donde los parámetros y las variables son los mismos definidos en la Sección III.  $RSS_{ihc}$  es el indicador de asistencia o no al programa y  $\delta$  es el coeficiente que mide el impacto del programa sobre el peso al nacer.

En la estimación de la Ecuación (6), sólo se tuvieron en cuenta los niños cuyas madres i) están afiliadas

al RSS o ii) no están afiliadas a ningún sistema de salud. Los niños cuyas madres están afiliadas al Régimen Contributivo o a cualquier otro régimen especial de salud (público o privado) fueron excluidos de la muestra. Esta selección se realiza con el fin de comparar los efectos de la afiliación al RSS con el escenario relevante de la no afiliación. Para las mujeres incluidas en los cálculos (aquellas que tienen niños entre cero y cinco años de edad y que reportan su peso al nacer), 67% están afiliadas al RSS y 33% no lo están. Para la población Sisben 1, los porcentajes correspondientes (de afiliación y no afiliación) ascienden a 71% y 29%.

El análisis de impacto no busca esclarecer los mecanismos específicos a través de los cuales el RSS afecta el peso al nacer. Sólo pretende hacer una estimación general del impacto del programa sobre la variable de interés. El RSS puede afectar el peso al nacer vía su efecto sobre el uso de servicios de control prenatal (o sobre la calidad del mismo), o también vía la supuesta protección de las finanzas del hogar ante gastos médicos imprevisibles, o incluso vía el efecto (negativo) sobre la participación laboral<sup>31</sup>. Sea cual fuere el mecanismo predominante, este trabajo no intenta aislar un mecanismo específico sino estimar el efecto conjunto resultante de la superposición de todos los mecanismos posibles.

Cabe anotar, al mismo tiempo, que la conexión entre el RSS y el peso al nacer es distante e indirecta, y que un análisis exhaustivo del RSS seguramente se centraría en otro tipo de resultado.

<sup>30</sup> Bitrán, Gideon y Muñoz (2004) presentan una serie de correlaciones que, tomadas en conjunto, indican que el RSS no tiene ningún efecto sobre el estado antropométrico de los niños. Pero estos autores, en ningún momento, intentan una medición precisa del impacto del RSS sobre los indicadores antropométricos.

<sup>31</sup> Las cifras de la ENDS (2005) muestran que tan sólo 8% de las madres afiliadas al RSS manifiestan haber pagado (total o parcialmente) por el control prenatal, mientras que 20% de las no afiliadas manifiestan lo mismo. Las mismas cifras muestran, de otro lado, que el RSS no parece afectar el inicio del control prenatal, que ocurre, en promedio, en el mes 2,86 para las madres afiliadas y en el mes 2,90 para las madres no afiliadas.

El Cuadro 19 presenta los resultados de la estimación de la Ecuación (5) mediante la metodología de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). Sólo se presentan los resultados para el coeficiente  $\delta$ . Los resultados se reportan tanto para la totalidad de los hogares como para los hogares que manifiestan pertenecer al nivel uno del Sisben. Cuando se analiza la totalidad de la muestra, el efecto del RSS es marginal (casi despreciable) y no significativo. Cuando se circunscribe la muestra a los hogares Sisben 1, el efecto es apreciable (cerca de los 50 gramos) y marginalmente significativo. Los resultados obtenidos no dependen de la inclusión o no de efectos fijos municipales.

Tal como ocurrió para el caso de los HCB, los impactos estimados por MCO son similares a los obtenidos mediante la metodología no paramétrica de *Propensity Score Matching* (PSM). Esta coincidencia pone de presente, nuevamente, la superposición de los soportes comunes entre afiliados y no afiliados. Por último, cabe señalar que los problemas de endogeneidad en la afiliación probablemente son mucho menos serios en el caso del RSS que en el caso de los HCB. El racionamiento de cupos es mucho más evidente en el RSS que en los HCB. O dicho de otra manera, la decisión de afiliación es menos voluntaria en el RSS que en los HCB. La selección de los beneficiarios,

**Cuadro 19. EFECTO DEL RSS SOBRE EL PESO AL NACER**

	Muestra total y restringida al Sisben 1			
	Total	Total	Sisben 1	Sisben 1
Impacto	3,12	2,22	50,92	46,71
Error estándar	-15,85	-16,45	-31,23	-36,4
Observaciones	5.086	5.086	1.625	1.625
Efectos fijos	No	Sí	No	Sí

Fuente: Cálculos propios.

que involucra muchas veces motivaciones políticas, no parece estar obviamente relacionada con características (no observables) que incidan sobre el peso al nacer. Gaviria, Medina y Mejía (2006) muestran que, cuando se instrumenta la afiliación con una variable que mide el arraigo de los individuos en su municipio de residencia, los estimativos de impacto del RSS no cambian de manera sustancial.

En suma, los resultados muestran que el RSS tiene un impacto pequeño pero apreciable sobre el peso al nacer, y que el impacto se circunscribe a los hogares más pobres. Estos resultados, aunque preliminares, parecen robustos a la metodología de estimación.

## VI. CONCLUSIONES

Este trabajo analiza los determinantes socioeconómicos de dos variables que tienen una injerencia innegable sobre las posibilidades de vida de los niños colombianos: la talla (para la edad) y el peso al nacer. Las conclusiones no son definitivas pero sí sugieren algunas medidas de política eficaces, al mismo tiempo que llaman la atención sobre la posible ineficacia de otras intervenciones. Las principales conclusiones de este trabajo podrían resumirse como sigue.

- ❑ Las diferencias en la talla de los niños según la posición socioeconómica del hogar son apreciables. Después de tener en cuenta el efecto de la educación y la edad de los padres, la diferencia entre dos niños de tres años de edad ubicados en los extremos opuestos de la clasificación socioeconómica asciende, en promedio, a un centímetro. Este hecho pone de presente, entre otras cosas, la necesidad de políticas públicas que corrijan esta desigualdad manifiesta.
- ❑ Los resultados indican que la prevención de los embarazos juveniles y el aplazamiento de la

maternidad podrían jugar un papel fundamental en la disminución de la desnutrición crónica. Después de controlar por las variables relevantes, cada año adicional de edad de la madre reduce la probabilidad de que un niño se encuentre en estado de desnutrición crónica en 0,5 puntos porcentuales.

- ❑ Los efectos de la educación de la madre son menos importantes sobre los indicadores antropométricos acumulativos (talla por peso), que sobre los indicadores de corto plazo (peso por talla).
- ❑ Los resultados arrojan muchas dudas acerca del impacto de los Hogares Comunitarios de Bienestar sobre los indicadores antropométricos. Aunque la evidencia no puede considerarse definitiva, los resultados son inquietantes, por decir lo menos.
- ❑ La importancia de las variables socioeconómicas (incluidas la edad y la educación de la madre)

es mucho menor para el peso al nacer que para los indicadores antropométricos. Cada año de educación de la madre está asociado, después de tener en cuenta los otros controles, con seis gramos de mayor peso al nacer.

- ❑ La afiliación al Régimen Subsidiado en Salud tiene un efecto pequeño pero apreciable (50 gramos) sobre el peso al nacer. Este efecto, sin embargo, parece estar circunscrito a los hogares más pobres.
- ❑ En general, los resultados sugieren la importancia (en el corto plazo) de prevenir los embarazos juveniles y (en el largo plazo) de continuar enfatizando el progreso educativo de las mujeres. Así mismo, los resultados indican, con relación a algunos programas públicos, que la política de sumar afiliados sin evaluar resultados no parece ser una estrategia eficaz para mejorar la salud y la nutrición de los niños colombianos.

## BIBLIOGRAFÍA

- Alderman, H., Behrman, J., Lavy, V. y Menon, R. (2001), Child Health and School Enrollment: A Longitudinal Analysis. *Journal of Human Resources*, 36(1): 185-205.
- Alderman, H., y Behrman, J. (2003), Estimating Economic Benefits of Reducing LBW in Low-Income Countries. Mimeo. Universidad de Pennsylvania, Estados Unidos.
- Ashworth, A. (1998), Effects of Intrauterine Growth Retardation on Mortality and Morbidity in Infants in Young Children. *European Journal of Clinical Nutrition*, 52: S34-42.
- Attanasio, O., Gómez, L. C., Gómez, A. y Vera-Hernández, M. (2004), Child Health in Rural Colombia. *Journal of Economics and Human Biology*, 2: 411- 438.
- Attanasio, O. y Vera-Hernández, M. (2005), Medium and Long-Run Effects of Nutrition and Child Care. Evaluation of a Community Nursery Program in Rural Colombia. Mimeo.
- Barker, D.J.P. (1998), *Mothers, Babies and Health in Later Life* (2da ed.): Churchill Livingstone.
- Behrman, J. (1993), The Economic Rationale for Investing in Nutrition in Developing Countries. *World Development*, 21(11): 1749-72.
- Behrman, J. (1996), The Impact of Health and Nutrition on Education. *The World Bank Research Observer*, 11(1): 23-37.
- Behrman, J., Hoddinott, J., Maluccio, J., Quisumbing, A., Martorell, R. y Stein A. (2003), The Impact of Experimental Nutrition Interventions on Education into Adulthood in Rural Guatemala: A Longitudinal Preliminary Analysis. Mimeo.
- Behrman, J. y Skoufias, E. (2004), Correlates and Determinants of Child Anthropometrics in Latin America: Background and Overview of the Symposium. *Journal of Economics and Human Biology*, 2: 335-351.
- Behrman, J. y Rosenzweig, M. (2004), Returns to Birth Weight. *Review of Economics and Statistics*, 82(2), 586-601.
- Behrman, J., Alderman, H. y Hoddinott, J. (2004), Copenhagen Consensus: Challenge and Opportunities Hunger and Malnutrition. *Copenhagen Consensus Challenge Paper*. Febrero
- Bitrán, R., Gideon, U., y Muñoz, R. (2004), Risk Pooling, Savings and Prevention: Regional Study of Policies for the Protection of the Poorest and the Effects of the Health Shocks: Case study of Colombia. Mimeo, *Banco Mundial*.
- Boroah, V.K. (2005), The height-for-age of Indian Children. *Journal of Economics and Human Biology*, 3: 45-65.
- Black, S., P. Devereux y Salvanes, K. (2005), From the cradle to the labor market?: The effect of birth weight on adult outcomes. *NBER Working paper*: 11796.
- Conley, D., K. Strully y Bennett, N. (2003), A Pound of Flesh or Just Proxy? Using Twins Differences to Estimate the Effects of Birth weight on (Literal) Life Chances. Mimeo, New York University. Departamento de Sociología.
- Filmer, D. y Pritchett, L. (1998), Estimating Wealth Effects without Income or Expenditure Data: Educational Enrollment in India. Mimeo, DECRG, *Banco Mundial*.
- Gaviria, A., Medina, C. y Mejía, C. (2006), Evaluating the Impact of Health Care Reform in Colombia: from Theory to Practice. Documento Cede No. 6-2006. Universidad de los Andes, Bogotá.
- Glewwe, P., Jacoby, H. y King, E. (2001), Early Childhood Nutrition and Academic Achievement: A Longitudinal Analysis. *Journal of Public Economics*, 81(3): 345-368.
- Heckman, J.J., Ichimura, H., Smith, J. y Todd, P. (1998), Characterizing Selection Bias Using Experimental Data. *Econometría*, 66: 1071-98.
- ICBF (1997), Primera encuesta sistema de evaluación de impacto hogares comunitarios de bienestar 0-6 años: Conceptos, métodos y resultados. Septiembre, Bogotá, Colombia.
- Jackson, J.E. (1991), *A User's Guide to Principal Components*. New York: John Wiley & Sons.
- Lasso, F. (2004), Incidencia del Gasto Público Social sobre la Distribución del Ingreso y la Pobreza en Colombia. MERPD, Departamento Nacional de Planeación, noviembre, Bogotá, Colombia.
- Panopoulos, G. y Vélez, C. (2001), Subsidized Health Insurance, Proxy Means Testing and the Demand for Health Care among the Poor in Colombia. Colombia Poverty Report Volume II. Banco Mundial.
- Perotti, R. (2001), Public Spending on Social Protection in Colombia: Analysis and Proposals. Mimeo. Agosto, *Fedesarrollo*.
- Profamilia (2005), *Encuesta Nacional de Demografía y Salud*. Resultados. Bogotá, Colombia.
- Ridley, M. (2003), *Nature via Nurture*. Harper Collins Publishers. Nueva York, Estados Unidos.
- Sorensen, H., Sabroc, S., Olsen, J., Rothman, K., Gillman, M. y Fisher, P. (1997), Birth Weight and Cognitive Function in Young Adult Life: Historical Cohort Study. *British Medical Journal*, 315: 401-03.

Thomas, D. y Strauss, J. (1997), Health and Wages: Evidence on Men and Women in Urban Brazil. *Journal of Econometrics*, 77(1): 159-187.

Thomas, D., Strauss, J. y Henriques, M.H. (1991), How does Mother's Education Affect Child Health?. *Journal of Human Resources*, 26: 183-211.

Trujillo, A., Portillo, J. y Vernon, J. (2004), The Impact of Subsidized Health Insurance for the Poor: Evaluating the Colombian Experience Using Propensity Score Matching. Mimeo.

Victoria, C., Kirkwood, B., Ashworth, A., Black, R.E., Rogers, S., Sazawal, S., Campbell, H. y Gove, S. (1999), Potential Interventions for the Prevention of Childhood Pneumonia in Developing Countries: Improving Nutrition. *American Journal of Clinical Nutrition*, 70: 309-320.

## Anexo 1. DETERMINANTES DE LA ASISTENCIA A UN HCB

Variables Independientes	Muestra total	
	Coefficientes	t-estadístico
Al menos un abuelo en el hogar	-0,0126	[1.97] **
Niña	0,0010	[0.29]
Orden de nacimiento	0,0015	[0.71]
Peso del niño al nacer	<0.0001	[1.17]
Embarazo no deseado	0,0216	[3.82] ***
Edad del jefe del hogar	-0,0003	[2.01] **
Años de educación del jefe del hogar	-0,0020	[3.12] ***
Edad de la madre	-0,0008	[2.08] **
Años de educación de la madre	0,0022	[2.87] ***
Talla de la madre	<0.0001	[0.13]
Quintil 2	-0,0111	[1.66] *
Quintil 3	-0,0228	[3.37] ***
Quintil 4	-0,0272	[3.74] ***
Quintil 5	-0,0588	[7.81] ***
Efectos fijos municipales		Sí
Número de observaciones		7,509
R <sup>2</sup>		0,16

\* significativo al 10%; \*\* significativo al 5%; \*\*\* significativo al 1%

t- estadísticos basados en errores robustos.

Niño entre 0-60 meses de edad. Niños < 2 meses no se incluyeron en los cálculos.

Polinomio de edades incluido pero no mostrado.

Fuente: Elaboración de los autores.