

2010

# El impacto de un Programa de cuidado infantil sobre resultados en nutrición

Evidencia en Colombia



**Orazio P. Attanasio**

**Marcos Vera-Hernández**

**Vincenzo Di Maro**



IFS



Orazio P. Attanasio<sup>1</sup>

Vincenzo Di Maro<sup>2</sup>

Marcos Vera-Hernández<sup>3</sup>

# El impacto de un programa de cuidado infantil sobre resultados en nutrición

Evidencia en Colombia

**Agradecimientos:** Estamos particularmente agradecidos con el personal del *Instituto Colombiano de Bienestar Familiar (ICBF)*, incluyendo María Francisca Concha, Ana María Peñuela y Yaneth Romero, por responder muchas preguntas sobre los detalles del programa *Hogares Comunitarios*. Los autores agradecen el apoyo financiero de EUROsociAL. (Noviembre 2009)

**Palabras clave:** *Hogares Comunitarios, IV, Evaluación de Programas, Nutrición infantil*

JEL: C21, I12, I38

---

<sup>1</sup> UCL, IFS, NBER

<sup>2</sup> UCL, IFS

<sup>3</sup> UCL, IFS

## Resumen

Este artículo estudia el impacto de un programa de cuidado infantil (Hogares Comunitarios, HC) sobre la nutrición infantil con una aproximación de variables instrumentales. En particular, usamos variables de costo (como la distancia, las cuotas a pagar y la capacidad de los HC) como instrumentos para participación. Estimamos el impacto de HC en dos bases de datos diferentes: la primera fue recolectada para evaluar el impacto de un programa de Transferencias Monetarias Condicionales (TMC) en Colombia y que incluye localidades rurales más pequeñas. La segunda es la Encuesta Colombiana de Demografía y Salud de 2005, la cual es una muestra representativa a nivel nacional. Encontramos evidencia de que el programa HC aumenta la talla de los niños que participan en un medio de una desviación estándar y los resultados entre las dos muestras utilizadas son consistentes de forma sorprendente.

## 1. Introducción

La malnutrición infantil es un fenómeno que prevalece en los países en desarrollo. De acuerdo con Onis *et al.* (2000) aproximadamente un tercio de los niños menores de cinco años de edad están estancados en el crecimiento (v.g. sufren de desnutrición crónica). Existe evidencia de que la nutrición inadecuada afecta negativamente el logro educativo (Behrman 1996, Strauss y Thomas 1998, Glewwe *et al.* 2001, Maluccio *et al.* 2006), el cual reduce la productividad más adelante (Strauss y Thomas 1998, Schultz 2005, y Maluccio *et al.* 2006). Una revisión de la literatura reciente por Walker *et al.* 2007 identifica la desnutrición crónica, la estimulación cognitiva inadecuada, la deficiencia de yodo y de hierro y la anemia como los cuatro factores clave de riesgo donde se requiere intervención urgente para ayudar a los niños en países en desarrollo a alcanzar su desarrollo potencial pleno.

Los gobiernos en los países en desarrollo han implementado varias políticas para enfrentar el problema de la malnutrición infantil, incluyendo la provisión de suplementos nutricionales, los subsidios a los precios, las transferencias monetarias, y los programas de cuidado infantil. Sin embargo, no existe evidencia definitiva sobre cuáles programas funcionan en cuáles contextos. Este artículo se enfoca en el programa de cuidado infantil y nutrición en Colombia, *Hogares Comunitarios* (HC), establecido por el gobierno colombiano en 1986 y proporciona cuidado infantil y alimento a niños menores de 7 años de edad. El programa se expandió rápidamente desde su introducción y es ahora el programa de bienestar más grande en el país: existen aproximadamente 80,000 centros de HC en Colombia y más de un millón de niños asisten al centro de HC. El costo del programa, el cual es financiado con un 3% de los aportes parafiscales (un impuesto sobre toda empresa o unidad productiva que tenga trabajadores vinculados mediante contrato de trabajo), es aproximadamente 250 millones USD, o casi 0.2% del PIB colombiano. Programas similares a HC están también siendo implementados en Bolivia, Guatemala, México, y Perú.

En este artículo estudiamos los efectos del programa HC sobre la nutrición infantil. Con la excepción de un reporte interno (Siabato *et al.*, 1997), este no ha sido nunca evaluado formalmente. Además, aunque existen varios programas similares a HC, damos cuenta de solo dos estudios que estiman sus impactos. Ambos comparan los niños que asistieron a una guardería con los niños que no lo hicieron, utilizando una aproximación de emparejamiento (*matching*), esto es, controlar por un número de características observables. Behrman, Cheng y Todd (2003) estudian un programa en Bolivia llamado PIDI, el cual es particularmente

relevante para nosotros ya que el PIDI es sorprendentemente similar a HC. Estos autores no encuentran efecto alguno en la talla infantil. Sin embargo, condicional a la participación, encuentran un efecto positivo moderado del tiempo de exposición sobre la talla del niño. Ruel *et al.* (2000) estudian un programa similar a HC, implementado en Ciudad de Guatemala. Usando una metodología de “estudio de caso” incluyendo solo 250 niños participantes, encuentran que los niños participantes consumen 20% calorías más que los no participantes.

Nuestro artículo estudia el impacto de HC en nutrición infantil con una aproximación de variables instrumentales. Dado que el programa es universal, generalizado y ha estado vigente por muchos años, sería difícil implementar una estrategia cuasi-experimental. Por lo tanto es natural considerar una aproximación de variables instrumentales, donde se usa variables de costos (como la distancia, las cuotas y la capacidad de los HC) como instrumentos para la participación.<sup>4</sup>

Estimamos el impacto de los HC en dos diferentes bases de datos: una que se recogió para evaluar el impacto de un programa de Transferencias Monetarias Condicionadas (TMC) en Colombia (*Familias en Acción*, de aquí en adelante la muestra la muestra de FeA) y que incluye localidades rurales más pequeñas. Usamos ‘municipios de control’, donde el TMC no estaba para estimar el impacto de HC. La otra base de datos que usamos es la encuesta colombiana de Demografía y Salud de 2005 (la muestra de ENDS), la cual es una muestra representativa a nivel nacional.

Encontramos evidencia de que el programa HC aumenta la talla niños participantes en un medio de una desviación estándar. Esto corresponde a aproximadamente 2.2 centímetros en un niño de cinco años de edad. Este resultado es consistente sorprendentemente en las dos muestras que utilizamos.

Nuestro artículo está relacionado con ramas diferentes de la literatura. Primero, la que se refiere a la evaluación de políticas nutricionales en países en desarrollo. En Guatemala, se ha mostrado que un programa que brinda un suplemento nutricional tiene efectos en el estado nutricional de corto y largo plazo de los niños (Martorell *et al.* 1995; Maluccio *et al.* 2006). Los programas de Transferencias Monetarias Condicionadas (TMC) dan a las madres transferencias monetarias si sus niños jóvenes se mantienen al día con las vacunas y las visitas de salud preventiva. Se mostró que el programa de TMC mejicano, PROGRESA, tiene un efecto sobre la

---

<sup>4</sup> Attanasio y Vera-Hernández (2009) derivan un modelo en el que la asistencia al HC es uno de los muchos insumos posibles dentro de la función de producción nutricional. La estrategia de VI que usamos puede derivarse y justificarse en este modelo.

talla de los niños (Rivera *et al.* 2004, Behrman y Hoddinott, 2005; Gertler, 2004). Por otro lado, no existe evidencia de que el programa de TMC brasileño mejorara el estado nutricional de los niños (Morris *et al.* 2004). Sin embargo, el programa HC que analizamos en este artículo es muy diferente de los programas de suplemento nutricional y de TMC de acuerdo a la forma como ambos canales a través de los cuales el programa afecta el estado nutricional y las razones por las que las madres inscriben a sus niños en el programa. Segundo, los resultados que presentamos también son relevantes en el contexto de la literatura reciente que subraya la importancia del desarrollo temprano del niño (vea por ejemplo Currie 2001, Heckman y Masterov, 2005 y Grantham-McGregor *et al.* 2007). Se discute que la infancia temprana del niño es el período más costo efectivo para invertir en la vida de una persona (Carneiro, P. y Heckman, J. 2005a; Heckman y Masterov 2005; Engle *et al.* 2007). Las evaluaciones del programa de *Head Start* en los Estados Unidos han mostrado que los programas de preescolar de gran escala pueden tener impactos en el logro educativo en el futuro (Currie y Thomas 1995 y 1999; Garcés, Thomas, y Currie 2002).

El resto del artículo está organizado así: En la sección 2, describimos la operación del programa. En la sección 3, discutimos la información que usamos. La sección 4 presentamos nuestra estrategia empírica y la sección 5 contiene los resultados. En la sección 6 damos soporte a la credibilidad de nuestra estrategia de identificación. La sección 7 concluye.

## **2. El programa Hogares Comunitarios**

A finales de los años setenta, el gobierno colombiano legisló una nueva intervención nutricional enfocada hacia familias pobres. El programa, llamado *Hogares Comunitarios de Bienestar Familiar*, se legisló en 1979 como el desarrollo de iniciativas previas que se enfocaban en la participación comunitaria y en iniciativas cuyo objetivo es la nutrición y el desarrollo infantil.

Al inicio del programa, que comenzó entre 1984 y 1986 y es ejecutado por el *Instituto Colombiano de Bienestar Familiar* (ICBF), la oficina regional del ICBF se concentró en los barrios y localidades pobres y animó a los padres elegibles con niños entre 0 y 6 años de edad a formar 'asociaciones de padres'. Los hogares que pertenecen a los llamados niveles de SISBEN

1 al 3 podían participar.<sup>5</sup> Después de unas pocas reuniones con los oficiales del programa, la asociación de padres se registró con el programa y elegía a una *madre comunitaria*. Esta madre tenía que satisfacer ciertos requisitos, como tener educación básica y una casa lo suficientemente grande y que sería certificada por la oficina regional del ICBF. Así, la *madre comunitaria* recibiría en su casa a los niños de 0 a 6 años de edad de los padres pertenecientes a las asociaciones. Cada familia pagaría una pequeña cuota mensual (más o menos el equivalente de cuatro dólares), la cual se utilizaría para pagar un pequeño salario a la *madre comunitaria*. Cada *madre* recibiría hasta 15 niños. El número promedio de niños es alrededor de 12. La asociación de padres recibiría entonces fondos del gobierno para comprar comida. La comida se enviaría semanalmente a la casa de la *madre comunitaria* quien la mantendría en el refrigerador. El menú varía regionalmente y es establecido por un nutricionista en la oficina regional del ICBF. Además de la comida incluida en el menú regional, también se les daría a los niños una bebida nutricional llamada *bienestarina*. Los niños son alimentados tres veces al día: un almuerzo y dos refrigerios. De acuerdo con el ICBF, la comida recibida por los niños (incluyendo la bebida) les daría el 70% de la cantidad diaria de calorías recomendada.

Por lo tanto, a cambio de la pequeña cuota mensual, los padres obtendrían cuidado infantil y algo de comida para los niños. Los objetivos del programa incluyeron la mejora del estado nutricional de los niños pobre así como la provisión de cuidado infantil que podría estimular la participación en la fuerza laboral de las mujeres y la generación de un ingreso adicional.

El programa, cuyo costo es financiado con un 3% de los aportes parafiscales, se expandió rápidamente en Colombia. Es ahora el programa de bienestar más grande en el país: existen más o menos 80,000 HC a lo largo del país y más de un millón de niños asisten a uno de ellos. El costo del programa es aproximadamente 250 millones de dólares, o casi 0.2% del PIB.

Como se discutió anteriormente, la ubicación del HC juega un rol importante en nuestra estrategia de identificación. Después del inicio del programa y su crecimiento rápido, la rotación entre *madres comunitarias* fue sustancial. De acuerdo a funcionarios del ICBF, entre 10 y 15% de los HC existentes son reubicados cada año, de forma que una *madre comunitaria* deja de serlo y una nueva *madre* comienza a operarlo. Además, si un hogar se muda a cierto barrio, puede registrar normalmente a sus niños en un HC existente. Pareciera que a lo largo

---

<sup>5</sup> En Colombia la mayoría de los programas de bienestar se concentran a través del indicador SISBEN. Este indicador se calcula usando un número de diferentes indicadores de bienestar económico. El SISBEN se construye sobre la base de un índice que es el primer componente principal de un número de variables relacionadas con pobreza. Dependiendo del valor del índice, cada hogar es asignado a uno de seis niveles. La información sobre las variables usadas en la construcción del SISBEN se recoge periódicamente. Para la mayoría de los programas de bienestar, solo los hogares que pertenecen a los niveles 1 y 2 son considerados elegibles. Los hogares de FeA están en el SISBEN 1.

del tiempo, los HC han evolucionado en guarderías relativamente móviles e informales y han perdido algo de la conexión estrecha que tenían con la asociación de padres original. En áreas rurales y dispersas, un problema que es aparentemente común es la dificultad de establecer un nuevo HC ya que el ICBF no inicia un nuevo centro a no ser que haya un número suficiente de niños que quisieran asistir. Esta restricción del 'número entero' parece llevarse a cabo en muchas comunidades.

Aunque el programa HC es el programa de bienestar más grande en Colombia, apenas si ha sido estudiado. Además de algunos estudios internos iniciales, los cuales consideraban principalmente la operación del programa, el único intento de medir el efecto del programa fue Siabato *et al* (1997), un estudio comisionado por la administración del programa, el cual uso una encuesta relativamente extensa para el propósito explícito de evaluar el programa HC. Sin embargo, dicho estudio solo midió niños que estaban asistiendo al *Centro de HC*. No se tomo medida alguna de niños que no estaban asistiendo al programa. Mientras el estudio proporciona una abundancia de estadísticos útiles y observaciones sobre los niños y las *madres comunitarias*, la estrategia de evaluación básica (e implícita) es comparar las medidas antropométricas de los niños de los HC con aquellos niños con *antecedente socio-económicos similares* (observados en otras encuestas). La observación más llamativa fue que la talla estandarizada de los niños participantes era peor que la de los 'antecedente socio-económicos similares'.

### **3. La información**

La información que utilizamos en este artículo viene de dos fuentes de datos. La primera cubre pequeños municipios y es parte de la encuesta aplicada originalmente para evaluar un nuevo programa de Transferencias Monetarias Condicionadas llamado *Familias en Acción*. La segunda fuente de información, la cual utilizamos para evaluar el impacto del programa a nivel nacional es la *Encuesta Nacional de Demografía y Salud*, la versión colombiana de una encuesta DHS, la cual emparejamos con información administrativa obtenida del *Instituto Nacional de Bienestar Familiar* (ICBF), el cual ejecuta el programa. En esta sección describimos primero la naturaleza de la base de datos y luego presentamos algunas estadísticas descriptivas de la muestra.

### **3.1. El programa Familias en Acción y la base de datos de la evaluación.**

Entre el 2001 y el 2002, el gobierno colombiano comenzó un programa de Transferencias Monetarias Condicionadas, modelado después del programa PROGRESA en México y financiado con un préstamo del Banco Mundial y el Banco Inter Americano de Desarrollo. Este programa, llamado *Familias en Acción* (*FeA* de aquí en adelante) tiene un componente de educación, y uno de salud y está dirigido a las familias más pobres que viven en los municipios objetivos del programa. Como en el caso de PROGRESA, la implementación del programa se hizo primero al nivel de la comunidad y luego, dentro de las comunidades escogidas, al nivel individual. Las comunidades objetivo fueron escogidas sobre la base de varios requisitos. Primero, tenían que ser municipios relativamente pequeños (menos de 100,000 habitantes y no capitales departamentales). Además, dado que *FeA* es un programa de TMC, un municipio podía ser incluido solo si tenía suficiente infraestructura en servicios de educación y salud. Finalmente, por razones de seguridad en la entrega de los pagos, la presencia de un banco en el municipio era también una condición para calificar.<sup>6</sup> Al nivel individual, el programa se dirigió a hogares con niños entre 0 y 17 años de edad pertenecientes al nivel más bajo del llamado índice SISBEN (ver pie de página 1).

Claramente *FeA* es muy diferente de los *Hogares Comunitarios* y, efectivamente es percibido ampliamente como un sustituto de éste. Mientras el *HC* proporciona cuidado infantil, transferencias en especie y hasta cierto punto un seguro nutricional, *FeA* cuenta con transferencias monetarias condicionadas en las visitas a profesionales de la salud. Además, en los municipios objetivo y en los años cubiertos por la encuesta, los hogares beneficiarios del componente de nutrición de *FeA* tienen que escoger entre ese programa y el de *HC*, ya que no pueden enviar sus niños a un *HC* si ellos están registrados en *FeA*.

Cuando el programa *FeA* comenzó, el gobierno comisionó una evaluación a gran escala de su impacto. Se llevó a cabo un gran proyecto de recolección de información en 122 municipios, 57 de los cuales fueron designados como objetivo por el programa. Los 65 restantes fueron escogidos como ‘municipio de comparación’. Mientras que la asignación del programa a los municipios no fue aleatoria, los municipio de comparación fueron escogidos para ser lo más similares posible a la muestra aleatoria de los 57 municipios ‘tratamiento’. En práctica, la mayoría de los municipios comparación satisfacen la mayoría de las condiciones impuestas por

---

<sup>6</sup> Una condición adicional (que resultó ser restrictiva en algunas situaciones) fue que la oficina de la alcaldía tuvo que procesar algunos documentos y tener lista una lista de potenciales beneficiarios.

el programa con la excepción de la presencia de un banco.<sup>7</sup> La primera ola de recolección de información se llevó a cabo en el verano del 2002. Los mismos hogares fueron entrevistados dos veces más: la segunda ola se recolectó entre julio y noviembre de 2003, mientras que la tercera se llevó a cabo entre diciembre de 2005 y marzo de 2006. Las tasas de pérdida (*Attrition rates*) fueron razonablemente bajas (6% entre la primera y segunda ola y un 10% adicional en la tercera ola).

Los hogares incluidos en la encuesta tenían que satisfacer las reglas de elegibilidad de *Familias en Acción*, esto es, tenían que estar registrados en el SISBEN 1 a diciembre de 1999 y tener niños entre 0 y 17 años de edad. Esto implica que nuestra muestra es representativa de los hogares más pobres en los municipios pequeños. Además de un gran número de preguntas sobre consumo, ingreso, asistencia escolar, oferta laboral y otras variables, se midió el peso y la talla de cada niño entre 0 y 6 años de edad. El cuestionario incluía un número de preguntas sobre la asistencia de cada niño a un centro de *HC* en el presente y en el pasado. En particular, para cada niño, sabemos si el o ella está asistiendo actualmente a un centro de *HC*, y, para cada año de vida del niño, durante cuántos meses él o ella ha asistido a un centro de *HC*. Finalmente, y de forma importante para nuestra estrategia de identificación, si un niño está asistiendo a un centro de *HC*, sabemos la distancia del hogar hasta el centro de *HC*. Si el niño no está asistiendo a un centro de *HC*, sabemos la distancia al centro de *HC* más cercano. Para cada niño que alguna vez ha asistido a un centro de *HC*, también preguntamos por la cuota que actualmente paga o la que solía pagar cuando asistían. También sabemos a qué edad asistieron al centro de *HC*.

Como estamos interesados en evaluar el impacto del programa *HC* y queremos evitar contaminaciones por *FeA*, en lo que sigue nos enfocamos en los municipios donde *FeA* no estaba implementado. En la primera y segunda ola, hay 65 municipios donde *FeA* no estaba implementado. Entre la segunda y la tercera ola de información, el programa *FeA* comenzó en 13 municipios que eran parte del grupo de comparación en la primera y segunda ola. Así, solo se utilizaron 52 municipios en la tercera ola de la información. Como consecuencia, la tercera ola incluye considerablemente menos niños que las primeras dos aplicaciones.

---

<sup>7</sup> Los municipios fueron clasificados en 25 estratos de acuerdo a la región geográfica, el tamaño de la población viviendo en la parte urbana del municipio, el valor del Índice sintético de Calidad de Vida (ICV) así como la infraestructura en salud y educación. Dos municipios tratamiento fueron seleccionados aleatoriamente dentro de cada estrato entre los municipios participando en *FeA*. Para cada municipio tratamiento, un municipio control fue escogido como el más similar al municipio tratamiento en términos del tamaño de la población, la población viviendo en la parte urbana del municipio, el ICV entre el conjunto de municipios que no participaban en *FeA* pero pertenecían al mismo estrato del municipio tratamiento.

La cuota pagada por asistir al centro de HC y los salarios del municipio, reportados por el alcalde del municipio, se recolectaron en la segunda y tercera ola de la encuesta pero no en la primera. Para la primera ola, utilizamos los valores recogidos en la segunda ola. No creemos que éste sea un gran problema ya que la primera y la segunda ola fueron recolectadas con solo 12 meses de diferencia. La distancia al centro de salud y la escuela se recogieron para toda la muestra en la segunda y la tercera ola, pero solo para los usuarios de estos servicios en la primera ola. Para evitar cuestiones de selección muestral, para la primera ola de información, utilizamos la distancia al centro de salud, y la escuela recogidos en la segunda ola de la encuesta. Sin embargo, en la primera ola, no utilizamos 384 niños cuyo hogar se mudó entre la primera y la segunda ola ya que la distancia a la escuela y el centro de salud más cercano pudo haber cambiado. Nótese sin embargo que obtenemos resultados similares si incluimos estos 384 niños y usamos, para la primera ola, la distancia a la escuela y el centro de salud más cercanos medidas en la segunda ola.

### **3.2. DHS**

La encuesta de *FeA* da una oportunidad importante para estimar algo del impacto del programa en municipios pequeños y de áreas rurales. La información sobre asistencia actual y pasada es particularmente útil, como lo es la información sobre la distancia desde el centro de *HC* más cercano para toda la muestra. Sin embargo, la base de datos no puede usarse para estimar el impacto del programa en la muestra que es representativa a nivel nacional en Colombia. Por esta razón, usamos la información de la ENDS, la cual es una gran muestra representativa a nivel nacional. En total, la encuesta cubre 37,211 hogares de 230 municipios de los 32 departamentos en Colombia (para un total de 157,840 individuos; 22,725 niños entre 0-6 de edad).

Existen módulos extensivos que cubren nutrición y medidas antropométricas. En particular, tenemos 16,825 niños (de edad 0-6) para los cuales nuestro indicador principal del estado nutricional (Valor de Z de talla para la edad) está disponible. De éstos, 5330 viven en áreas rurales (32%) y los 11495 restantes en áreas urbanas<sup>8</sup>.

---

<sup>8</sup> Urbana aquí se refiere a los hogares que viven en la *cabecera municipal*, que es el pueblo principal del municipio.

Además, se incluye un número de preguntas sobre asistencia actual a HC, pero no sobre asistencia previa. Está presente información adicional sobre los resultados potenciales de interés. En particular, observaremos la información sobre los exámenes de hemoglobina, lo cual es relevante para la presencia de anemia.

### **3.3. Estadísticas Descriptivas.**

Aquí, brindamos alguna información básica sobre nuestra muestra. Estadísticas descriptivas adicionales están disponibles a petición del lector. Los municipios en nuestra muestra rural (FeA) son razonablemente pequeños: la población promedio (mediana) en el 2001 era de 25 mil (20 mil) e incluso los municipios al 75<sup>avo</sup> percentil tenían menos de 30 mil habitantes. Sin embargo, el área sobre la que se extienden estos municipios es a veces considerable: el tamaño promedio en kilómetros cuadrados es 674. Típicamente, hay una fracción sustancial de la población que vive en la llamada *cabecera municipal* (el tamaño promedio es de 14 mil) mientras que el resto está disperso en la parte rural. Para los municipios incluidos en la muestra de ENDS, la población promedio (mediana) en el 2005 era 127 mil (31 mil) y alrededor de 58% de la población vive en la *cabecera municipal*.

La población de nuestra muestra rural (FeA) es muy pobre. El tamaño promedio de la familia es 7 miembros. El consumo promedio es alrededor de 114 US dólares mensuales, el cual incluye nuestros estimativos para consumo de comida producida o adquirida como remuneración por trabajo.<sup>9</sup> La participación promedio del consumo de comida en el consumo total es de 73%. El nivel de educación del jefe del hogar y su esposa es muy bajo: en nuestra muestra, el 15% de los niños tienen una madre sin educación. En la ENDS, donde no observamos consumo del hogar, el tamaño promedio del hogar es más pequeño (alrededor de 5.5) y más o menos el 8% de los niños tiene una madre sin educación.

En relación a los indicadores de estado nutricional, seguimos la literatura en no utilizar la talla directamente, sino construir el llamado valor de Z (Z-scores) para estas variables estandarizándolas por edad y sexo de acuerdo con la población de referencia de la Organización Mundial de la Salud/Centro para Prevención y Control de Enfermedades

---

<sup>9</sup> La base de datos contiene información sobre las cantidades de 98 tipos de comida consumida y sobre los precios de cada uno de estos bienes a nivel municipal. De acuerdo con la Encuesta de Calidad de Vida de 2003, el consumo promedio en Colombia es de \$432, excluyendo el consumo en especie.

(OMS/CPCE). En particular, el valor de Z de talla para la edad se obtiene de la talla de un niño, restándole la mediana de la talla de la población de referencia de la misma edad y sexo de la OMS/CPCE y dividiendo por la desviación estándar de la talla de la población de referencia de la misma edad y sexo de la OMS/CPCE. El rango de los valores aceptables para el valor de Z está entre -6 y 6. La desnutrición crónica en niños es típicamente definida en términos de talla para la edad. Un niño se define como 'desnutrido crónico' si su valor de Z de talla para la edad es menor de -2, esto es, si su talla es menor de 2 desviaciones estándar de la mediana de la talla para los niños de la misma edad y sexo en la población de referencia de la OMS/CPCE.

Los niños en nuestra muestra tienen un déficit en la talla. El valor de Z de talla para la edad promedio es -1.25 (mientras debería ser cero en una muestra saludable) en la muestra de FeA y -0.80 en la muestra de la ENDS. Además, el 23.7% y el 12.5% de los niños están en desnutrición crónica en la muestra de la FeA y la ENDS respectivamente. Sin embargo, ellos no tienen un déficit de peso para la talla ni problemas de obesidad.<sup>10</sup> Por esta razón enfocamos nuestro artículo sobre el impacto del programa en la talla del niño, la cual es un indicador del estado nutricional de largo plazo. Una imagen más detallada está en la Tabla 4.1 donde reportamos la proporción de los niños en estado de desnutrición crónica por edad y sexo.

#### **ANEXO - Tabla 4.1**

En la Tabla 4.2 reportamos el porcentaje de niños que asisten a un centro de *HC*. Vale la pena hacer énfasis en dos rasgos. Primero, las tasas de asistencia tienen una forma de U invertida, siendo las más altas en la edad entre 3 y 4 para la muestra FeA y la muestra de ENDS respectivamente. Éstas son particularmente bajas para niños muy jóvenes. Segundo, el programa parece ser extremadamente popular. Incluso para niños entre 3 y 4 años de edad, las tasas de asistencia no alcanzan el 50 por ciento.

#### **ANEXO - Tabla 4.2**

Para cada niño que no asistía a un centro de *HC* se preguntó por la principal razón por la cual no estaba asistiendo. En la Tabla 4.3, reportamos los porcentajes para razones específicas, para diferentes grupos de edad. La razón para no asistir más popular es la disponibilidad de cuidado infantil en el hogar. Como se esperaba, esto es particularmente relevante para los niños más jóvenes. Para los niños más grandes, la importancia de las 'otras' razones se explica por el hecho de que una proporción significativa de estos niños están en la escuela. De forma

---

<sup>10</sup> El porcentaje de niños sumamente malnutridos –su peso es demasiado bajo para su talla- es solo 1.2%. y 1.5% en las muestras rural y urbana, respectivamente. El porcentaje de niños obesos es de 1.9%. y 0.6%.

interesante para nuestro análisis, la distancia del centro de *HC* más cercano es una razón importante para no asistir a *HC* en áreas rurales pero no tanto a nivel nacional. De forma similar, la cuota que debe pagarse para asistir al centro de *HC* parece ser una razón importante en la muestra rural, pero no en la muestra de la ENDS.

#### **ANEXO - Tabla 4.3**

La distancia desde el centro de *HC* más cercano y el costo de los centros de *HC* son dos variables de costos que juegan un rol importante en identificar el impacto del programa sobre estado nutricional de los niños en el contexto rural. La primera la medimos como la distancia en minutos de viaje<sup>11</sup> al centro de *HC* más cercano y la segunda como la mediana de la cuota mensual pagada en el municipio para asistir al centro de *HC*. Por lo tanto, es importante revisar que tipo de variación hay en nuestra muestra para dichas variables. En la Tabla 4.4, reportamos la media y los tres percentiles (25<sup>avo</sup>, 50<sup>avo</sup> y 75<sup>avo</sup>) para estas dos variables. En la mano izquierda del panel consideramos las estadísticas calculadas sobre toda la muestra, mientras que en la mano derecha del panel, restringimos nuestra atención a la muestra de participantes de los *HC*. Para la distancia, distinguimos en cada panel entre los hogares viviendo en la cabecera municipal y aquellos que viven lejos del municipio (mientras también se reportan las estadísticas para la muestra conjunta). Como se puede ver existe una variación sustancial en las distancias, especialmente en las áreas que “no están en la cabecera municipal”. Sin embargo, en las áreas de la “cabecera municipal”, la variación es mucho más limitada. Como se esperaba, los participantes tienden a vivir cerca a los centros de *HC* y a vivir en municipios con cuotas bajas. Para ambas variables, las diferencias son estadísticamente significativas. Retomaremos la importancia de estas variables como determinantes de la participación más adelante. Finalmente, nótese que, entre los participantes, la variabilidad en distancia es mucho más reducida: para esta sub-muestra, la diferencia entre el 75<sup>avo</sup> y 25<sup>avo</sup> percentil es solo 12 minutos, comparado con 25 minutos para la muestra completa.

#### **ANEXO - Tabla 4.4**

Como se describió anteriormente, nuestra estrategia de identificación en la muestra de ENDS se basa en una variable de capacidad de *HC* a nivel local. En particular, medimos la capacidad con la razón del número de cupos en el centro de *HC* (esto es, el número máximo de niños que pueden registrarse en el centro de *HC*) y el número total de niños entre 0-6 años de edad de

---

<sup>11</sup> La distancia es comúnmente medida en tiempo en Colombia. En la tercera ola de la encuesta, preguntamos a los encuestados cómo viajan (o viajarían) al centro de *HC* más cercano. 87% de los encuestados respondió que caminando.

familias SISBEN 1 y 2 en cada localidad. La capacidad promedio es 0.173 y la mediana es 0.147. En otros términos, en promedio *HC* ofrece un lugar al 17.3% de niños elegibles. En la figura 1 presentamos la distribución de esta variable: la desviación estándar es 0.144, el 25<sup>avo</sup> percentil es 0.097 y el 75<sup>avo</sup> es 0.211.

#### ANEXO - Figura 1

## 4. Nuestra estrategia empírica

En esta sección, presentamos estrategia empírica que utilizamos para estimar el impacto de *HC*. Esta es una aproximación estándar de evaluación de impacto. Nos enfocamos en el estado nutricional de los niños, medido como su talla para la edad estandarizada. Como discutimos arriba formalmente, estos impactos pueden ser informativos sobre los mecanismos a través de los cuales el programa pudo estar operando.

Como en la evaluación de la mayoría de las intervenciones sociales, el hecho de que un programa no sea asignado aleatoriamente puede crear problemas sustanciales. Una comparación entre los niños asistiendo a *HC* y los niños que no asisten, incluso si controlamos por las características observadas, puede producir resultados muy equivocados ya que ignora la endogeneidad de las decisiones de participación: los niños cuyos padres deciden enviarlos a un centro de *HC*, son muy diferentes de los niños que no son enviados a un centro de *HC*.

Esta sección toma la aproximación estándar de evaluación de impacto para estimar cuánto cambia en promedio la talla del niño debido a la exposición al programa *HC*. Aquí, no queremos hacer explícito ningún modelo económico. Sin embargo, en lugar de utilizar una aproximación de emparejamiento (*matching*) a la estimación del impacto, usamos variables instrumentales, asumiendo implícitamente un modelo de participación al programa. Por tanto, estimamos la siguiente ecuación

$$(1) \quad H_i = \pi' b_i + \phi A_i + u_i,$$

Donde el resultado nutricional  $H$  es un vector de controles  $b$  (tales como variables de antecedentes de los padres), la variable tratamiento  $A_i$ , y un término de error,  $u_i$ , donde  $A_i$  probablemente está correlacionado con  $u_i$ . La variable tratamiento  $A_i$  está entonces

instrumentada por algunas variables que pueden ser consideradas como exógenas, tales como variables reflejando el costo de asistir a un *Hogar Comunitario*.

Considere dos definiciones alternativas de 'tratamiento'. Primero, para niños menores de 6 años, definimos el tratamiento sobre la base de asistencia presente a un centro de *HC* ('*asistencia a HC*'). Sin embargo, también definimos el número de meses en los cuales el niño ha asistido a *HC* entre los 0 y 6 años de edad divididos por la edad del niño en meses, por lo tanto definiendo tratamiento como la fracción de su vida gastada en un centro de *HC* ('*exposición al HC*'). Este indicador considera la intensidad del tratamiento como en Angrist e Imbens (1995).

Como instrumentos consideramos variables que afectan la disponibilidad y el costo del centro de *HC* y lo que puede ser asumido como exógeno para el hogar. Además, sostenemos que la estrategia de identificación debe ser diferente entre la muestra de *FeA* y la de ENDS. Como discutimos arriba, la muestra de ENDS es una muestra representativa a nivel nacional mientras que *FeA* es una muestra de localidades rurales más pequeñas, las cuales fueron administradas específicamente para la evaluación de *FeA*.

En particular, usamos la distancia desde el hogar al centro de *HC* más cercano<sup>12</sup>, y la mediana de la cuota pagada en el municipio para asistir al centro de *HC* para la muestra de *FeA*. Ambas, la distancia desde el al centro de *HC* más cercano y la cuota pueden no ser tan informativas a nivel nacional en las decisiones de participación como lo son en áreas rurales. Consecuentemente, empleamos un instrumento diferente para la muestra de ENDS, la cual es una medida de la capacidad del centro de *HC* al nivel de la localidad. En particular, medimos la capacidad con la razón del número de cupos disponibles en el centro de *HC* (esto es, el número máximo de niños que pueden registrarse en el centro de *HC*) y el número total de niños entre 0-6 años de edad (elegibles para el centro de *HC* de familias SISBEN 1 y 2) en cada localidad. Las estadísticas descriptivas para estos instrumentos se presentaron en la sección 3.

La identificación se basa en las restricciones de exclusión que plantean que las variables instrumentales no están correlacionadas con los residuos de la ecuación (1). Como sucede con frecuencia, estos supuestos pueden ser cuestionados<sup>13</sup>. En la regresión abajo los errores

---

<sup>12</sup> Distancia a la escuela ha usado como instrumento para educación por Card (1993), Kling (2001), y Cameron y Taber (2004).

<sup>13</sup> Attanasio y Vera-Hernández (2009) discuten un modelo que puede llevar a la ecuación (1) y que justificaría nuestra estrategia de estimación.

estándar están agrupados al nivel municipal, lo cual permite que haya dependencia arbitraria dentro de los grupos y heteroscedasticidad arbitraria (ver Pepper 2002).

## 5. Resultados Empíricos.

En esta sección comenzamos presentando las regresiones de la primera etapa para las variables endógenas en nuestro modelo. En particular, estudiamos cómo nuestras variables endógenas - participación y exposición al programa HC – se correlacionan con nuestros ‘instrumentos’ – la distancia del hogar al centro de HC más cercano, la mediana de la cuota en el municipio donde vive el hogar y la capacidad del centro de HC a nivel local, para la *muestra de FeA*, y solo la capacidad del centro de HC a nivel local, para la muestra de ENDS. Revisamos que estas variables estuvieran realmente correlacionadas con la participación en el programa, después de controlar por los otros determinantes que consideramos en nuestro modelo. Obviamente no podemos comprobar directamente si los instrumentos son válidos en el sentido de no estar correlacionados con los términos de la función de producción que no se pueden observar. Sin embargo, damos alguna evidencia sobre este supuesto en la sección 7 más adelante.

Proseguimos entonces a estimar la especificación empírica (1). Como discutimos arriba, es posible dar una interpretación estructural a los parámetros de esta ecuación, si hacemos que los supuestos que los identifican se cumplan. En particular, necesitamos asumir que la variación en las distancias y las cuotas y en la capacidad del centro de HC a nivel local se toma por el hogar como exógena al problema de invertir en la nutrición de los niños.

La muestra que usamos incluye varios niños del mismo hogar, y varios hogares diferentes del mismo municipio. Además los mismos niños y hogares pudieron ser observados en las diferentes olas. Esto quiere decir que las observaciones no pueden tomarse como independientes e idénticamente distribuidas. Los términos del error de las diferentes observaciones pudieron estar correlacionados ya que se refieren al mismo individuo en diferentes olas, o a individuos del mismo hogar, o individuos que viven en el mismo municipio. Para obtener inferencias válidas, los errores estándar para todos los resultados que presentamos están agrupados al nivel municipal lo cual permite que haya dependencia arbitraria dentro de los grupos y heteroscedasticidad arbitraria (ver Pepper 2002).

### **5.1. Regresiones de la Primera Etapa.**

Las variables endógenas en la ecuación (1) son las de ‘tratamiento’ o programa (*A*). Para *A* consideramos dos alternativas: asistencia actual al centro de HC y la ‘exposición’ al HC. Definimos la última como el número de meses en los cuales el niño ha asistido a un centro de HC entre los 0 y 6 años de edad divididos por la edad del niño en meses, por lo tanto definiendo tratamiento como la fracción de su vida gastada en un HC. Este indicador considera la intensidad del tratamiento como en Angrist e Imbens (1995).<sup>14</sup> En la *muestra de FeA* tenemos varias variables disponibles que afectan la disponibilidad y el costo del HC y que pueden ser asumidas como exógenas al hogar: la distancia desde el hogar hasta el centro de HC más cercano, la cuota cobrada para asistir al centro de HC y la capacidad de HC a nivel local (cuántos cupos disponibles hay en el centro de HC como una fracción de los niños elegibles para el programa). En la muestra de ENDS consideramos solamente la capacidad de HC a nivel local. La identificación está basada en las restricciones de exclusión, las cuales plantean en este contexto que nuestros instrumentos de costo no están correlacionados con los insumos no observados que entran en la función de producción de salud del niño.

Para ser más precisos, para cada niño en la *muestra de FeA*, a pesar de si él o ella asiste a HC, consideramos la distancia al centro de HC más cercano desde la residencia del hogar del niño en minutos y su valor elevado al cuadrado. Usamos ambas medidas de distancia en la presente ola así como en la primera ola de información. La distancia previa está correlacionada con la exposición así como con la asistencia presente, probablemente debido a alguna inercia en la decisión de participación. Como para el costo de asistencia, en cada municipio, calculamos la mediana de la cuota pagada para participar en un centro de HC.<sup>15</sup> Además, consideramos ambos, el nivel y el valor al cuadrado de esta variable, así como lo hicimos para la medida de capacidad a nivel local.

Los resultados de la regresión de la Primera Etapa están en la Tabla 5.1, donde la línea punteada separa entre diferentes regresiones. Los resultados para la participación del programa son consistentes con aquellos en la Tabla 4.3 sobre las razones reportadas para no

---

<sup>14</sup> Cuando estudiamos el efecto del programa sobre tasas de desempleo femenino, definimos una madre ‘tratada’ si ella tiene al menos un niño asistiendo a un HC.

<sup>15</sup> La tarifa a pagar promedio se calcula usando la tarifa que los participantes actualmente están pagando así como la tarifa que solía pagarse cuando los niños estaban registrados en el pasado. Esta pregunta está disponible solo para la segunda y tercera ola. La tasa de cambio es 2600 pesos colombianos a dólares. El consumo promedio per cápita del hogar en nuestra muestra es de 83427 pesos colombianos.

asistir a un centro de HC: “está demasiado lejos” fue la segunda razón más importante de no asistir, y “No puede pagar la cuota” la tercera. Encontramos que la distancia desde el hogar al centro de HC es un determinante clave tanto para asistencia como para exposición. La cuota promedio en el municipio es también un determinante clave de nuestras dos definiciones de tratamiento. Los F-estadísticos para las distancia son lo suficientemente altos para eliminar un problema de instrumentos débiles. El F-estadístico para la cuota promedio es también fuertemente estadísticamente significativo para la exposición. Para la asistencia, la cuota y su término al cuadrado no son estadísticamente significativos diferentes de cero y el F-estadístico (4.27) es el más bajo. Sin embargo, el F-estadístico para ambas distancia y cuota (y sus valores al cuadrado) es muy alto tanto para exposición como para asistencia.

Los instrumentos discutidos arriba aplican solo a la muestra de FeA, mientras la capacidad de HC puede usarse en ambas muestras. Cuando la testeamos para la muestra de FeA encontramos que la capacidad de HC es un determinante clave de la exposición a HC mientras que no se comporta tan bien para la asistencia a HC (el F-estadístico es 4.81). En la muestra de ENDS, el instrumento está correlacionado con la exposición a HC así como la asistencia a HC (el F-estadístico es más bajo).

## **ANEXO - Tabla 5.1**

### **5.2. Resultados de la Segunda Etapa**

La Tabla 5.2 reporta las estimaciones de la ecuación (1), los cuales relacionan la talla del niño con la participación en el programa HC, así como con otros controles. Como se discutió arriba, usamos distancia y la mediana de la cuota en el municipio como instrumentos en la muestra de FeA. También incluimos un gran conjunto de variables explicativas a nivel individual, del hogar, y del municipio. En particular controlamos por distancia desde el hogar hasta la escuela más cercana, el centro de salud más cercano, la alcaldía del municipio, así como las variables a nivel municipal. La razón para nuestra especificación generosa es nuestra preocupación de que nuestros instrumentos puedan capturar algunos rasgos no observados del medio donde vive el hogar que tienen un efecto directo sobre el resultado de interés. Discutimos más adelante nuestros supuestos de identificación en la sección 7.

Los estimadores asociados con la participación en el programa HC (la exposición y la asistencia) son positive y estadísticamente diferentes de cero al nivel de 5%. El estimador de VI de  $\varphi$  es grande. El coeficiente sobre asistencia es alrededor de 0.47 desviaciones estándar sobre el

Valor de Z (cuando ambos instrumentos están incluidos en la especificación). Este efecto corresponde a 1.99 centímetros para un niño de 72 meses edad (2.02 para una niña).<sup>16</sup>

Es interesante comparar los estimadores de variables instrumentales (VI en adelante) de la ecuación (1) con los estimadores que uno obtendría con mínimos cuadrados ordinarios (OLS en adelante), esto es, ignorando el hecho de que la asistencia a un *Hogar Comunitario* es una elección (ver los resultados en la Tabla 5.2 en las columnas llamadas OLS). A diferencia de los estimadores de VI, los coeficientes en ambos indicadores de *HC* no son estadísticamente diferentes de cero y los estimadores son ambos negativos.

El hecho de que los estimadores de OLS sean negativos es un resultado interesante en sí mismo. Los estimadores de OLS, efectivamente comparan (condicional en el número de variables de control) los niños que asisten al *HC* con niños que no. El hecho de que los niños que asisten a los *Hogares Comunitarios* no están mejor (y posiblemente están peor) que los niños con antecedentes similares que no lo hacen es consistente con la evidencia del estudio interno realizado por Siabato *et al.* (1997) mencionado previamente, el cual encontró que los niños que asisten al *HC* eran niños con menor estatura que la de aquellos con ‘antecedentes socio-económicos similares’. El sesgo negativo de los estimadores de OLS relativo a aquellos de VI es consistente con auto-selección en el programa por aquellos individuos con estado nutricional pobre. Efectivamente, el programa subraya de forma explícita que los niños deben sufrir de “vulnerabilidad económica” para ser elegibles.<sup>17</sup> Este podría indicar que el programa está bien dirigido, ya que los hogares en mayor necesidad parecen auto seleccionarse como participantes de *HC*.

Como se discutió arriba, los instrumentos que usamos para las estimaciones rurales no serían una elección necesariamente válida en las áreas no rurales, así que usamos una variable costo diferente como instrumento, que es la capacidad de *HC* a nivel local. De forma interesante, los resultados para la muestra de ENDS ofrecen exactamente la misma imagen como la de FeA. En la Tabla 5.2 el estimador de OLS del tratamiento *HC* es siempre negativo y estadísticamente significativo sin importar cuál muestra es considerada ni cuál medida de *HC* es utilizada. Los resultados de VI muestran un efecto considerable y positivo de la participación a *HC*, estadísticamente significativo, (ver columna 2). En particular, el efecto de la asistencia a *HC* correspondería a 4.38 centímetros para un niño (4.44 para una niña) de 72 meses de edad.

---

<sup>16</sup> La desviación estándar de la talla en la población de referencia para un niño de 72 meses de edad es 4.8573 cms y 4.917 cms para una niña.

<sup>17</sup> [http://www.icbf.gov.co/Tramites/primera\\_infancia.html#I](http://www.icbf.gov.co/Tramites/primera_infancia.html#I)

## **ANEXO - Tabla 5.2**

En la muestra de ENDS también observamos los resultados del examen de hemoglobina para una su muestra de los niños en la muestra. Después de aplicar el ajuste apropiado de la medida por la altitud de la localidad, derivamos una medida de la presencia de anemia. En particular, los niños serán considerados como afectados por anemia si la medida de hemoglobina está por debajo de 9.5 g/dl para niños menores de 6 meses de edad), por debajo de 11 g/dl para niños entre 5 y 60 meses de edad y por debajo de 11.5 g/dl para niños mayores de 60 meses. Evaluamos si la participación al HC tiene un efecto sobre la presencia de anemia y los resultados se presentan en la Tabla 5.5. Los estimadores puntuales de la especificación de OLS son todos positivos, y significativos solo para asistencia. En la estrategia VI encontramos que la participación a HC está generalmente asociada con una tasa de anemia más baja, pero los coeficientes negativos no son estadísticamente significativos.

## **ANEXO - Tabla 5.3**

La estructura del panel de la *muestra de FeA* nos permite estudiar los efectos de largo plazo de HC. En particular, ahora consideramos dos medidas diferentes de participación en el HC: una variable binaria que toma el valor 1 si el niño alguna vez asistió al programa durante las tres aplicaciones que tenemos disponibles (2002, 2003 y 2006) y el número de meses en los que asistió. Luego estudiamos el efecto de estas dos medidas de HC sobre dos de educación: probabilidad de asistir a la escuela y probabilidad de progresar a un grado más alto (entre 2002 y 2003). En la Tabla 5.4 reportamos los resultados para la muestra de todos los niños y las niñas entre 13 y 17 años de edad. Parece que la participación en el HC tiene un efecto positivo particular sobre estos resultados en educación para las niñas entre 13 y 17: el HC está asociado con una probabilidad sustancialmente más alta de asistir a la escuela y progresar a un grado más alto (ver los resultados VI). En la muestra de todos los niños solo el coeficiente de VI para el efecto de HC sobre la probabilidad de asistir a la escuela es significativo; los otros son positivos pero no significativos.

## **ANEXO - Tabla 5.4**

## 6. ¿Es creíble la estrategia de identificación?

La credibilidad de los resultados que presentamos se basa en la verosimilitud de nuestros instrumentos como variables exógenas que determinan la participación en *HC* pero no están relacionados directamente con los resultados nutricionales. En esta sección, presentamos alguna evidencia que justifica nuestra estrategia de identificación.

Hay varias razones de por qué la distancia al centro de *HC* más cercano podría ser considerado como endógeno al resultado de interés: (i) hogares individuales que se preocupan por las necesidades de sus niños necesitan más ayuda, se ubicarían más cerca de un *centro de HC*; (ii) los determinantes no observados del estado nutricional son sistemáticamente diferentes entre los hogares que viven cerca al *centro de HC* y aquellos que viven lejos; (iii) la asignación del programa entre las áreas podría reflejar un intento del gobierno central de dirigirse a las áreas en mayor necesidad. A continuación, analizamos cada uno de estas cuestiones.

### ***¿Los hogares se mudan para estar más cerca a un centro de HC?***

Dada la evolución del programa *HC*, creemos que la distancia desde el hogar al centro de *HC* más cercano es un buen instrumento. Primero, las conversaciones con los funcionarios del programa indicaron que, especialmente en áreas rurales aisladas, las cuales constituyen una porción sustancial de nuestra muestra, pudieron existir restricciones de oferta severas de parte del ICBF inducidas por la necesidad de un número mínimo de niños para registrar un nuevo *HC*. Además, después los primeros años del programa, la rotación de *madres comunitarias*, inducida por una variedad de factores, contribuyó a debilitar sustancialmente el vínculo entre la asociación de padres original y la ubicación del centro de *HC*.<sup>18</sup> Parece ser que muchos de los clientes actuales de *HC* son hogares que se mudaron a un barrio dado y tuvieron acceso a un centro de *HC ya* existente. Segundo, podemos dar evidencia de que los hogares no se mudaron con el propósito de estar más cerca a un centro de *HC*. A aquellos hogares que cambiaron de ubicación entre dos aplicaciones consecutivas pero que fueron encontrados y entrevistados, se les preguntó la razón del cambio de dirección. Aunque 'mudarse más cerca a un centro de *HC*' fue explícitamente mencionado como una razón posible de mudanza, solo uno de 596 hogares que se mudaron la escogió como respuesta.<sup>19</sup>

---

<sup>18</sup> Es posible que la calidad del nuevo centro de *HC* disponible en el lugar esté relacionada con la densidad de niños en necesidad de *HC*. Esto se reflejaría en impactos heterogéneos, los cuales investigamos arriba.

<sup>19</sup> Las respuestas a las razones de mudanza son "encontrar una casa mejor equipada" (32%), "razones relacionadas con trabajo" (14%), "para estar más cerca de un pariente" (8%), "para estar más cerca de una

Además, comparando la distancia desde el centro de HC más cercano para los que se mudaron y para los que no, (lo cual se presenta en la Tabla 6.1, para la muestra de FeA, tanto condicional a la distancia a la escuela y al centro salud más cercanos como no condicional), no encontramos ninguna diferencia estadísticamente significativa. Note que las variables explicativas adicionales consideradas en la segunda columna de la Tabla 6.1 están también incluidas en nuestro modelo y en los principales resultados reportados en la Tabla 5.2.

#### **ANEXO - Tabla 6.1**

Finalmente, entre los hogares que se mudaron, comparamos aquellos con niños menores de 7 años de edad con aquellos mayores, ya que éstos no son elegibles para participar. Una vez más, la distancia al centro de HC más cercano no es estadísticamente diferente para los dos grupos (los resultados no se presentan). Todas estas piezas de evidencia indican que los hogares no parecen mudarse para estar más cerca a un centro de HC, lo cual podría estar explicado parcialmente por la rotación al de las *madres comunitarias*.

#### ***¿La distancia al centro de HC está correlacionada con determinantes del estado nutricional que no se observan?***

Nuestra estrategia de identificación se basa en el supuesto de que los determinantes del estado nutricional que no se observan no son sistemáticamente diferentes, condicional sobre el conjunto de variables por las que controlamos en nuestra especificación principal, entre los hogares que viven cerca a un centro de HC y los hogares que viven lejos. Creemos que este supuesto es verdad ya que no parece que los hogares se mudaron para estar más cerca a un centro de HC y también porque controlamos por la ubicación del hogar en el municipio introduciendo en nuestra especificaciones varias variables relacionadas a ella: la distancia desde el hogar al centro de salud más cercano, la escuela más cercana, y la alcaldía del municipio, las cuales son probablemente los puntos de atracción más importantes que el centro de HC.

Para brindar un sentido de la verosimilitud de nuestro supuesto de identificación, estimamos una especificación similar a las reportadas en las Tablas 5.2 y 5.3, pero utilizando como

---

escuela” (3%), relacionado con violencia (2.68%), “para estar más cerca al centro del municipio” (0.5%), “para estar más cerca de un centro de HC” (0.17%), y otras razones (39%).

variable resultado una variable la cual es imposible que sea afectada por la intervención: el peso del niño al nacer. La idea es que un niño no puede ser afectado por *HC* antes de que empiece a asistir. Si encontráramos que nuestro procedimiento de variables instrumentales indica un efecto del programa similar al que estimamos para talla para la edad uno sospecharía que los instrumentos que estamos utilizando están correlacionados con los determinantes del estado nutricional que no se observan y por lo tanto no son válidos. Es probable que los determinantes de talla para la edad que no se observan estén relacionados con los determinantes de peso al nacer. De esta forma, una correlación entre estos factores con los instrumentos que usamos induciría un sesgo similar tanto en la especificación para la talla y para el peso al nacer. Por ejemplo, podría ser que los niños de los hogares que viven más cerca al *HC* son más saludables o tienen más riqueza (y por lo tanto son más pesados al nacer y más altos en las edades posteriores) por alguna otra razón que no sea la exposición o la participación en *HC*.

En la Tabla 6.2 reportamos los resultados obtenidos por nuestro procedimiento de Variables Instrumentales (ver columnas 2) para el logaritmo natural de peso al nacer tanto para la muestra de la ENDS como para la de FeA. La primera columna de la Tabla 6.2 estima la misma especificación por OLS, como se llevó a cabo en la Tabla 5.3 para talla para la edad. Para la muestra de FeA ninguno de los coeficientes en la Tabla 6.2 es significativamente diferente de cero. En el caso de asistencia, los estimadores puntuales de OLS son negativos, tal vez otro síntoma del proceso de selección negativo.

#### **ANEXO - Tabla 6.2**

## **7. Conclusiones**

En este artículo hemos estudiado uno de los programas de bienestar más grande en Colombia. Los *Hogares Comunitarios*, un programa comunitario de guardería, que cuesta alrededor de 250 millones de dólares al año, y aunque ha sido ejecutado desde mediados de los ochenta, nunca ha sido evaluado sistemáticamente. Dado que los rasgos del programa y la presencia de otras alternativas a éste, pareciera que el programa *HC* es escogido por los hogares más pobres. Utilizamos una aproximación de VI, en la cual se lleva a cabo una regresión de un resultado en los tratamientos y los controles, usando como un instrumento las variables que reflejan la disponibilidad y el costo del tratamiento.

Encontramos que a diferencia de los estimadores de OLS, los resultados de VI muestran efectos importantes del programa. En particular, el niño (o niña) de 72 meses de edad que ha asistido a un HC durante toda su vida será 4.36 (4.41) centímetros más alto que si no hubiera asistido al HC en ningún momento. El sesgo negativo que caracteriza el estimador de OLS es una consecuencia del hecho de que los niños con el estado nutricional más pobre son aquellos seleccionados en el programa. El programa, por lo tanto, parece estar bien dirigido y ayuda a mantener el estado nutricional de los niños más pobres.

Mostramos lo que creemos que es evidencia creíble sobre la fiabilidad de nuestro instrumento: cuando realizamos el mismo ejercicio sobre el peso al nacer, no obtenemos ningún efecto del programa. Además, nuestros resultados están apoyados sobre el hecho de que tenemos resultados muy consistentes usando dos muestras diferentes: la muestra de la evaluación de FeA, la cual es una muestra de localidades rurales pequeñas, y la muestra de ENDS, la cual encuesta Colombiana de Demografía y Salud, representativa al nivel nacional.

Esta evidencia es importante ya que el gobierno colombiano es considerando actualmente la posibilidad de desechar el programa HC en favor de subsidios condicionales en dinero. Lo que hemos mostrado debe dar un elemento de precaución en al implementar estos planes.

Existe mucho trabajo que aún necesita llevarse a cabo. Primero, como tenemos evidencia de la efectividad de programas alternativos que se han considerado, sería interesante compararlos explícitamente y modelar la heterogeneidad del impacto, especialmente en términos de las edades del niño. Puede ser que los dos programas, en lugar de ser sustitutos, sean complementos. También puede ser sea mejor dirigirse a los niños más jóvenes con un subsidio condicional en dinero, mientras se pueden beneficiar más los niños entre 2 y 4 años de edad en un programa HC.

## Referencias

- Altonji, J.G, Elder, T.E., y Taber, C. (2005) "Selection on Observed and Unobserved Variables: Assessing the Effectiveness of Catholic Schools", *Journal of Political Economy*, 113, pp. 151-184.
- Angrist, J. e Imbens, G. (1995) "Two-stage least squares estimation of average causal effects in models with variable treatment intensity", *Journal of the American Statistical Association*, 90, 431-42.
- Angrist, J., Graddy, K., e Imbens, G. (2000) "The Interpretation of Instrumental Variable Estimators in Simultaneous Equations Models with an Application to the Demand for Fish", *Review of Economic Studies*, July, 67(3), pp. 499-527.
- Ashley, R (2008) "Assessing the Credibility of Instrumental Variables Inference with Imperfect Instruments via Sensitivity Analysis" Economics Department. Virginia Tech. Próximamente en *Journal of Applied Econometrics*
- Attanasio, O., Gomez, L.C., Heredia, P., y M. Vera-Hernández (2005) "The short-term impact of a conditional cash subsidy on child health and nutrition in Colombia" Report Summaries: Familias 3. Institute for Fiscal Studies.
- Attanasio *et al.* (2003): "Baseline Report on the Evaluation of *Familias en Acción*". EDePo-IFS. Disponible en: [http://www.ifs.org.uk/edepo/wps/familias\\_accion.pdf](http://www.ifs.org.uk/edepo/wps/familias_accion.pdf) .
- Alderman, H., Behrman, J., Lavy, V., y R. Menon (2001) "Child Health and School Enrollment. A Longitudinal Analysis", *The Journal of Human Resources*, Vol. 36(1), pp. 185-205.
- Banerjee, A., Cole, S., Duflo, E., Linden, L. (2006) "Remedying Education: Evidence from Two Randomized Experiments in India". Próximamente en: *Quarterly Journal of Economics*.
- Behrman, J., (1996) "The Impact of Health and Nutrition on Education" *The World Bank Research Observer* 11(1), 23-37.
- Behrman, J.R., Cheng, Y. y P.E. Todd (2004): "Evaluating Preschool Programs when Length of Exposure to the Programme Varies: A Nonparametric Approach", *The Review of Economics and Statistics*, February, 86(1): 108-132.

Behrman, J.R. y J. Hoddinott (2005): "Program Evaluation with Unobserved Heterogeneity and Selective Implementation: The Mexican PROGRESA Impact on Child Nutrition" *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Volume 67, pp 547-569.

Behrman, J., Hoddinott, J., Maluccio, J., Quisumbing, A., Martorell, R., y Stein, A. (2006) "The Impact of Nutrition during Early Childhood on Education among Guatemalan Adults" PIER Working Paper 06-026.

Berlinski, S., y Galiani, S. (2005) "The effect of a large expansion of pre-primary school facilities on preschool attendance and maternal employment" Institute for Fiscal Studies working paper 04/30.

Björklund, A. y Moffitt, R. (1987) "The Estimation of Wage Gains and Welfare Gains in Self-Selection Models." *Review of Economics and Statistics*, February, 69(1), pp. 42-49.

Cameron, S. y Taber, C. (2004) "Estimation of educational borrowing constraints using returns to schooling" *Journal of Political Economy* 112(1), 132-82.

Carneiro, P. y Heckman, J. (2005a) "Human Capital Policy" in *Inequality in America: What Role for Human Capital Policies*, Heckman and Krueger (eds), MIT Press

Carneiro, P, Heckman, J., y Vytlačil, E. (2005b) "Understanding What Instrumental Variables Estimate: Estimating Marginal and Average Returns to Education" Mimeo

Card, D. (1993) "Using Geographic Variation in College Proximity to Estimate the Return to Schooling" Working paper 4483. National Bureau of Economic Research.

Currie, J., Thomas, D., (1995) "Does Head Start Make a Difference" *American Economic Review*, 85, pp. 341-364.

Currie, J., Thomas, D., (1999) "Does Head Start Help Hispanic Children" *Journal of Public Economics*, 74, pp. 235-262.

Currie, J. (2001) "Early Childhood Education Programs" *Journal of Economic Perspectives*, 15, pp. 213-238.

Engle, P., Black, M., Behrman, J., Cabral de Mello, M., Gertler, P., Kapiriri, L., Martorell, R., Young, M., y the International Child Development Steering Group (2007) "Strategies to Avoid the Loss of Developmental Potential in more than 200 million Children in the Developing World" *The Lancet*, 369, pp. 229-242

Field, E. (2006) "Entitled to Work: Urban Property Rights and Labor Supply in Peru". Harvard University. Mimeo.

Garces, E., Thomas, D., Currie, J. (2002) "Longer Term Effects of Head Start" *American Economic Review*, 92, pp. 999-1012.

Gertler, p. (2004) "Do Conditional Cash Transfers Improve Child Health? Evidence from PROGRESA's Control Randomized Experiment", *The American Economic Review Papers and Proceedings*, Vol. 94, pp. 336-341.

Glewwe, P., Kremer, M., Sylvie, M. (2006) "Textbooks and the Paradox of Standards" Mimeo.

Glewwe, P., Jacoby, H., King, E. (2001) "Early Childhood nutrition and academic achievement: a longitudinal analysis" *Journal of Public Economics* 81, pp. 345-368.

Grantham-McGregor, S, Cheung, Y., Cueto, S., Glewwe, P., Richter, L., Strupp, B., y the International Child Development Steering Group (2007) "Developmental potential in the first 5 years for children in developing countries" *The Lancet*, 369, pp. 60-70

Heckman, J.J. (1997), "Instrumental Variables: A Study of Implicit Behavioral Assumptions Used in Making Program Evaluations." *Journal of Human Resources*, Summer, 32(2), pp. 441-52.

Heckman, J.J., Urzua, S., y Vytlačil, E. (2006a) "Understanding Instrumental Variables in Models with Essential Heterogeneity". Próximamente en *The Review of Economics and Statistics*.

Heckman, J.J., Urzua, S., y Vytlacil, E. (2006b) "Estimation of Treatment Effects under Essential Heterogeneity". Web appendix to Heckman, J.J., Urzua, S., and Vytlacil, E. (2006a). [http://jenni.uchicago.edu/underiv/documentation\\_2006\\_03\\_20.pdf](http://jenni.uchicago.edu/underiv/documentation_2006_03_20.pdf)

Heckman, J.J., y Vytlacil, E. (1999), "Local Instrumental Variable and Latent Variable Models for Identifying and Bounding Treatment Effects," *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 96: 4730-4734.

Heckman, J.J., y Vytlacil, E. (2000), "Local Instrumental Variables," in C. Hsiao, K. Morimune, and J. Powells, eds., *Nonlinear statistical modelling. Proceedings of the thirteenth international symposium in theory and econometrics: Essays in honor of Takeshi Amemiya*. Cambridge, U.K.: Cambridge University Press, pp. 1-46.

Heckman, J., Masterov, D. (2005) "The Productivity Argument for Investing in Young Children" Mimeo

Imbens, G., y Angrist, J. (1994) "Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects", *Econometrica*, 62: 467-475.

Imbens, G. (2003) "Sensitivity to Exogeneity Assumptions in Program Evaluation", *American Economic Review Papers and Proceedings*, 93: 126-132.

Kling, J.R. (2001) "Interpreting Instrumental Variables Estimates of the Returns to Schooling" *Journal of Business and Economic Statistics* 19, pp. 358-64.

Maluccio, J., Hodinott, J., Behrman, J., Martorell, R., Quisumbing, A., y Stein, A. (2006) "The Impact of Nutrition during Early Childhood on Education among Guatemalan Adults", PIER Working Paper 06-026.

Martorell, R., Schroeder, D.G., Rivera, J.A., y Kaplowitz, H.J. (1995) "Patterns of linear growth in rural Guatemalan adolescents and children" *Journal of Nutrition*, 125(4S): 1060S-1067S.

Morris, S., Olinto, P., Flores, R., Nilson, E. y Figueiro, A. (2004) "Conditional Cash Transfers Are Associated with a Small Reduction in the Rate of Weight Gain of Preschool Children in Northeast Brazil", *Journal of Nutrition* 134: 2336-2341.

Onis, M., Frongillo, E., Blossner, M. (2000) "Is Malnutrition Declining? An Analysis of Changes in Levels of Child Malnutrition since 1980" *Bulletin of the World Health Organization* 78(10), pp. 1222-1233.

Pepper, J. (2002) "Robust Inferences from Random Clustered Samples: an Application Using Data from the Panel Study of Income Dynamics" *Economic Letters* 75, pp. 341-345.

Rivera, J., Sotres-Alvarez, D., Habicht, J.P., Shamah, T. y Villalpando, S. (2004) "Impact of the Mexican Program for Education, Health, and Nutrition (PROGRESA) on Rates of Growth and Anemia in Infants and Young Children", *Journal of the American Medical Association* 291, No. 21, pp. 2563-2570.

Rosenzweig, M., Schultz, T.P. (1983) "Estimating a Household Production Function: Heterogeneity, the Demand for Health Inputs, and Their Effects on Birth Weight" *Journal of Political Economy* 91, pp. 723-746.

Rosenzweig, M. y K. Wolpin (2000): "Natural 'Natural experiments' in Economics", *Journal of Economic Literature*, 38, pp. 827-874.

Ruel, M.T.; Brière (de la), B.; Hallman, K.; Quisumbing, A.; Coj, N. (2002): “Does subsidized childcare help poor working women in urban areas?: evaluation of a government-sponsored programme in Guatemala City”, IFPRI, Mimeo.

Siabato, R.C., Gómez, L.C., Torrado, M.C. (1997) “Evaluación de Impacto. Hogares Comunitarios de Bienestar 0-6”. Instituto Colombiano de Bienestar Familiar. (Un resumen puede ser descargado de <http://www.siju.gov.co/investigaciones/buscar.php?ver=52>).

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

Schultz, T., (2005) “Productive Benefits of Improving Health: Evidence form Low Income Countries” IZA Working Paper 1482.

Todd, P., and Wolpin, K., (2003) “On the Specification and Estimation of the Production Function for Cognitive Achievement” *Economic Journal*, 113, F3-F33.

Walker S., Wachs, T., Gardner, J., Lozoff, B., Wasserman, G., Pollitt, E., Carter, J.,y the International Child Development Steering Group (2007) “Child Development: Risk factors for Adverse Outcomes in Developing Countries” *The Lancet*, 369, pp. 145-157

# ANEXO

**Tabla 4.1**

**Tabla 4.1**

**Proporción de los niños en estado de desnutrición crónica**

**HAZ (Valor z de talla para la edad < -2)**

Edad	FeA			ENDS		
	Niñas	Niños	Diferencia	Niñas	Niños	Diferencia
0	0,084	0,107	-0.034	0,045	0,054	-0,091
	(0.030)	(0.034)	(0.038)	(0,016)	(0,015)	(0,162)
1	0,150	0,255	-0.152	0,155	0,209	-0,203
	(0.038)	(0.42)	(0.053)	(0,023)	(0,023)	(0,090)
2	0,144	0,169	-0.036	0,110	0,055	0,370
	(0.039)	(0.038)	(0.045)	(0,013)	(0,010)	(0,110)
3	0,241	0,164	0.005	0,123	0,135	-0,056
	(0.025)	(0.031)	(0.036)	(0,017)	(0,015)	(0,111)
4	0,168	0,174	-0.008	0,121	0,140	-0,093
	(0.035)	(0.034)	(0.047)	(0,014)	(0,016)	(0,098)
5	0,149	0,181	-0.045	0,149	0,132	0,078
	(0.037)	(0.026)	(0.039)	(0,015)	(0,013)	(0,088)
6	0,145	0,192	-0.067	0,109	0,154	-0,210
	(0.028)	(0.032)	(0.032)	(0,013)	(0,020)	(0,103)

*Errores Estándar en paréntesis calculados teniendo en cuenta la agrupación a nivel municipal*

*Fuente: Encuesta de seguimiento de Familias en Acción (rural); Encuesta DHS Colombiana de 2005 (urbana)*

**Tabla 4.2**

<b>Tabla 4.2</b>							
<b>Porcentaje de niños asistiendo a Hogares Comunitarios</b>							
<b>Edad</b>	<b>0</b>	<b>1</b>	<b>2</b>	<b>3</b>	<b>4</b>	<b>5</b>	<b>6</b>
<b>FeA</b>							
<b>Niños</b>	4	16	44	44	34	20	8
<b>Niñas</b>	3	20	39	46	36	16	7
<b>ENDS</b>							
<b>Niños</b>	2	15	34	43	45	41	36
<b>Niñas</b>	2	13	35	42	46	39	36

Fuente: Encuesta de seguimiento de Familias en Acción (rural); Encuesta DHS Colombiana de 2005 (urbana)

**Tabla 4.3**

<b>Tabla 4.3</b>			
<b>Razón por no asistencia al HC</b>			
<b>FeA</b>	<b>Edad 0-1</b>	<b>Edad 2-4</b>	<b>Edad 5-6</b>
<b>Hay alguien disponible para cuidarlo en el hogar</b>	63%	39%	16%
<b>No hay un HC o está muy lejos</b>	16%	26%	13%
<b>No puede pagar la cuota</b>	4%	8%	3%
<b>No le gusta la comida del HC</b>	1%	4%	3%
<b>Otra razón</b>	16%	23%	65%
<b>ENDS</b>			
<b>Hay alguien disponible para cuidarlo en el hogar</b>	84%	79%	72%
<b>No hay un HC o está muy lejos</b>	2%	3%	3%
<b>No puede pagar la cuota</b>	1%	3%	2%
<b>No le gusta la comida del HC</b>	1%	3%	3%
<b>Otra razón</b>	2%	10%	20%

Fuente: Encuesta de seguimiento de Familias en Acción (rural); Encuesta DHS Colombiana de 2005 (urbana)

**Tabla 4.4**

**Tabla 4.4**

**Distribución de la Distancia al HC más cercano y Cuota promedio en el municipio (FeA)**

	Muestra Completa				Participantes en el programa HC			
	Distancia en minutos de viaje desde el hogar hasta el Centro de HC más cercano			Mediana de la cuota mensual Pesos Col.	Distancia en minutos de viaje desde el hogar hasta el Centro de HC más cercano			Mediana de la cuota mensual Pesos Col.
	Total	“no están en la cabecera municipal”	“en la cabecera municipal”		Total	“no están en la cabecera municipal”	“en la cabecera municipal”	
25 <sup>avo</sup> percentil	5	5	3	1651	3	3	3	1000
Mediana	10	20	5	3000	5	5	5	3000
Media	21	34	9	3821	10	13	8	3056
75 <sup>avo</sup> percentil	25	60	10	5254	15	15	10	4000

**Tabla 5.1**

Tabla 5.1

**Resultados de la regresión - Primera Etapa**

Instrumentos	Exposición HC		Asistencia HC	
	OLS	Tobit	OLS	Probit
	1	2	3	4
<b><u>ENDS</u></b>				
Capacidad de HC	0.372*** (0.097)	1.015*** (0.120)	0.780*** (0.200)	0.848*** (0.220)
Capacidad de HC^2	-0.242*** (0.077)	-0.680*** (0.108)	-0.564*** (0.170)	-0.596*** (0.190)
F-estadístico	46.42		7.93	
[P-valor]	[0.0000]		[0.0005]	
N	10,317		10,298	
<b><u>Familias en Acción</u></b>				
Capacidad de HC	0.0571 (0.226)	0.576 (0.515)	0.495 (0.360)	3.126* (1.679)
Capacidad de HC^2	0.527 (0.397)	-0.128 (0.936)	-0.142 (0.602)	-2.884 (2.949)
F-estadístico	20.23		4.81	
[P-valor]	[0.0000]		[0.0000]	
N	5,719		5,717	
Distancia en la presente ola	-0.154*** (0.0341)	-0.401*** (0.0923)	-0.324*** (0.0708)	-1.410*** (0.427)
Distancia en la presente ola^2	0.0740*** (0.0171)	0.126* (0.0668)	0.132*** (0.0392)	0.277 (0.348)
Distancia en la primera ola	-0.138*** (0.0446)	-0.333*** (0.110)	-0.158* (0.0794)	-0.744* (0.396)
Distancia en la primera ola^2	0.0525** (0.0244)	0.0641 (0.0677)	0.0669 (0.0437)	0.259 (0.250)
Mediana de la cuota	-0.0165*** (0.00540)	-0.0260** (0.0118)	-0.0107 (0.00960)	-0.0309 (0.0409)

<b>Mediana de la cuota ^2</b>	0.000547*	0.000628	0.000126	-0.000273
	(0.000318)	(0.000703)	(0.000564)	(0.00241)
<b>F-estadístico para distancia</b>	17.2		12.93	
<b>[P-valor]</b>	[0.000]		[0.000]	
<b>F-estadístico para Cuota</b>	12.49		4.27	
<b>[P-valor]</b>	[0.000]		[0.0100]	
<b>F-estadístico para ambos</b>	42.91		14.06	
<b>[P-valor]</b>	[0.0000]		[0.0000]	
<b>N</b>	5,719		5,717	

Las regresiones incluyen otros controles. Los errores estándar en paréntesis están agrupados a nivel municipal. Los P-valor se presentan en los corchetes; la distancia es en minutos y dividida por 100. La cuota está en pesos Colombianos y está dividida por 1000. En la muestra de FeA los instrumentos no están todos incluidos en las mismas regresiones, la línea punteada denota regresiones por separado. Los resultados completos están a disponibilidad del lector.

**Tabla 5.2**

**Tabla 5.2**

**Impacto sobre talla para la edad**

	<b>ENDS</b>		<b>Familias en Acción</b>				
	<b>OLS</b>	<b>IV</b>	<b>OLS</b>	<b>IV</b>	<b>IV</b>	<b>IV</b>	<b>IV</b>
		<b>Capacidad</b>		<b>Total</b>	<b>Cuota</b>	<b>Distancia</b>	<b>Capacidad</b>
	<b>1</b>	<b>2</b>	<b>3</b>	<b>4</b>	<b>5</b>	<b>6</b>	<b>7</b>
<b>Exposición al HC</b>	-0.015	0.899***	-0.0111	0.993***	1.099*	1.139**	1.080*
	(0.046)	(0.254)	(0.0875)	(0.373)	(0.654)	(0.498)	(0.628)
<b>N</b>	10,060		5,719				
<b>Asistencia al HC</b>	-0.035	0.638***	-0.0954**	0.469**	0.538**	0.533**	0.480**
	(0.022)	(0.145)	(0.0439)	(0.190)	(0.228)	(0.227)	(0.243)
<b>N</b>	10,078		5,717				

Las regresiones incluyen otros controles. Los errores estándar en paréntesis están agrupados a nivel municipal. La VI en la columna 2 es la capacidad del HC a nivel local; las VI en la columna 4 son la distancia desde la guardería HC más cercana y la cuota cobrada por asistir a la guardería HC; la VI en la columna 5 es la distancia; la VI en la columna 6 es la cuota; la VI en la columna 7 es la capacidad del HC a nivel local. Los resultados completos están a disponibilidad del lector.

**Tabla 5.3**

**Tabla 5.3**

**Impacto sobre anemia en la muestra de ENDS**

	Exposición HC		Asistencia HC	
	Probit	VI	Probit	BiProbit
HC	0.078	-0.219	0.044**	-0.036
	(0.048)	(0.378)	(0.020)	(0.057)
N	3349	1,750	3355	3355

*Las regresiones incluyen otros controles. Los errores estándar en paréntesis están agrupados a nivel municipal. La estrategia de VI aquí es un procedimiento de 2 etapas en el cual la Primera Etapa es un Probit (para asistencia al HC), un Tobit (para exposición al HC) y los valores estimados de esta regresión se usan como instrumentos en la regresión VI en la segunda etapa; coeficientes marginales reportados. Los resultados completos están a disponibilidad del lector.*

**Tabla 5.4**

**Tabla 5.4**

**Efectos de largo plazo de los HC (muestra de FeA)**

	Alguna vez asistió a un HC		Número de meses en un HC	
	OLS	VI	OLS	VI
<b>Muestra: total niños</b>				
Efecto sobre la probabilidad de asistir a la escuela	0.035*	0.275**	0.005	0.292
	(0.019)	(0.135)	(0.052)	(0.251)
Efecto sobre la probabilidad de progresar a un grado más alto	0.023	0.253	0.078	0.414
<i>(entre 2002 y 2003)</i>	(0.018)	(0.156)	(0.048)	(0.319)
<b>Muestra: niñas 13-17</b>				
Efecto sobre la probabilidad de asistir a la escuela	0.038	0.448***	-0.044	0.648*
	(0.025)	(0.172)	(0.056)	(0.364)
Efecto sobre la probabilidad de progresar a un grado más alto	0.036	0.467***	0.095*	0.745*
<i>(entre 2002 y 2003)</i>	(0.027)	(0.169)	(0.056)	(0.384)

*Las regresiones incluyen otros controles. Los errores estándar en paréntesis están agrupados a nivel municipal. Los resultados completos están a disponibilidad del lector.*

**Tabla 6.1****Tabla 6.1****Modelando la distancia al HC más cercano (muestra de FeA)**

	Sin variables explicativas	Con distancia u otras instituciones como variables explicativas
Se desplazó (1 si hogar cambió de dirección, 0 de lo contrario)	-2.20 (1.86)	0.453 (1.511)

*El tamaño de la muestra es 3095. Los errores estándar en paréntesis están agrupados a nivel municipal.*

**Tabla 6.2****Tabla 6.2****Impacto sobre el log de peso al nacer**

	FeA	
	OLS	IV
	1	2
<b>Exposición al HC</b>	0.011 (0.026)	0.151 (0.234)
<b>N</b>	1.402	
<b>Asistencia al HC</b>	-0.013 (0.019)	0.108 (0.039)
<b>N</b>	1.402	

*Las regresiones incluyen los mismos controles como en la tabla 5.2. Los errores estándar en paréntesis están agrupados a nivel municipal. Las IV son la distancia a la guardería HC más cercana y la cuota cobrada para asistir a la guardería HC*

**Figura 1** – Distribución de la medida de capacidad a nivel local de los *Hogares Comunitarios*

