

Una Función de Producción de Salud Infantil para Argentina

Fabio M. Bertranou
OIT, Santiago de Chile
E-mail: bertranou@scl.oitchile.cl

Marcelo Delajara
Universidad Siglo 21, Córdoba
E-mail: mdelajara@uesiglo21.edu.ar

Oscar Amiune
Universidad Siglo 21, Córdoba
E-mail: oamiune@uesiglo21.edu.ar

30 de agosto de 2002

1. Introducción

Confrontados con los resultados de numerosos estudios, que muestran el papel determinante de las decisiones familiares en la evolución de la salud infantil, los líderes sociales y los encargados de las políticas sociales suelen concluir que muy poco puede hacer la sociedad, o el gobierno, a través de sus políticas públicas para mejorar la salud de los niños.

Esta postura pesimista está sólo justificada en parte. Es verdad que las decisiones familiares son determinantes en la salud infantil; pero no es verdad que las políticas públicas no pueden afectarla. Como veremos en este trabajo, las decisiones familiares se toman en parte en función de las políticas públicas.

Si las políticas públicas afectan las decisiones familiares y estas afectan la salud de los niños ¿Cómo podemos distinguir el verdadero efecto de uno y otro determinante sobre la salud infantil? La metodología de análisis desarrollada por los economistas que permite identificar estos efectos se conoce como el "Enfoque de la función de producción del hogar".¹ El objetivo de este trabajo es estimar por primera una función de producción de salud infantil para Argentina.

Aplicado a nuestro caso, el enfoque considera a la salud infantil como un "producto" hecho en el hogar con insumos tales como el tiempo de los padres y bienes o servicios adquiridos en el mercado: servicios médicos, vivienda, vestimenta, alimentos, etc.; o variables biológicas, como la edad de la madre, o su estado de salud. Esta última variable es por supuesto no observable para el investigador, pero no para la madre.

Un investigador distraído que quiera estimar el impacto de estos "insumos" sobre la "producción" de salud, intentará estimar por MCO la regresión de un indicador de salud sobre los valores de los insumos, para un corte transversal de familias. Esta estimación, sin embargo, estará sesgada porque las preferencias de las familias son una función tanto de la salud infantil como del tipo de vivienda, la vestimenta, los alimentos, y aun tal vez de los mismos servicios médicos que utiliza para producir salud infantil. Si bien alguno de los insumos puede no entrar

¹ Este enfoque tiene uno de sus orígenes más ilustres en Becker (1965), con aportes simultáneos de Lancaster (1965).

directamente en las preferencias de la familia, el hecho de que existan variables no observables, como el estado de salud de la madre o del niño, hace que su demanda varíe de una familia a otra, generando una heterogeneidad que afecta los coeficientes encontrados en una regresión por MCO. Es decir, las variables "del lado derecho" de la regresión serían endógenas al modelo y por lo tanto el uso de MCO no arroja estimadores no sesgados. Por lo tanto, la estimación de la función de producción de salud, requiere del uso de buenos instrumentos para controlar por la endogeneidad de los insumos.

El artículo clásico de esta literatura empírica es Rosenzweig y Schultz (1983). Desde la publicación de este artículo el desafío más grande en relación al enfoque de la función de producción del hogar ha sido empírico: encontrar cada vez mejores instrumentos para estimar correctamente las funciones de producción de salud. Para los países en desarrollo, como Argentina, no existían hasta hace muy poco relevamientos de datos socioeconómicos a nivel individual, con los cuales poder estimar estas funciones de producción. En otros casos, el problema fundamental era no poder contar con instrumentos suficientes para la estimación correcta de los coeficientes de los insumos.

No existen antecedentes de una estimación de una función de producción de salud infantil para Argentina. Existen, sin duda, estudios empíricos descriptivos que señalan algunos de los determinantes de la salud infantil, pero no distinguen entre factores endógenos, exógenos, etc., ni hacen explícita la relación entre ellos y las variables que dependen de las políticas públicas. Ahora la estimación de la función de producción de salud infantil es posible gracias a la encuesta realizada en 1994 por el INDEC, que consistió en extender la EPH de mayo de 1994, para incluir un "Módulo de Metas Sociales", y a las estadísticas de salud para los años 1990s publicadas por el Ministerio de Salud de la Nación, que brinda parte de los instrumentos para la estimación.

2. El modelo

En esta sección presentamos el modelo empírico a estimar, y discutimos las estrategias para controlar por los problemas de endogeneidad y de variables no observables. Nuestro modelo empírico de producción de salud infantil en el hogar sigue el modelo más general de Rosenzweig y Schultz (1983).²

Suponemos que la salud del niño, medida por un índice de estatura por edad, está determinada por:

- La calidad del ambiente físico en el que habita el niño –que medimos por el grado de acceso de la familia al agua potable y a otras condiciones higiénicas básicas, como la calidad de los materiales con los que está construida la vivienda, y el acceso al servicio de recolección de basuras;
- Los cuidados recibidos por el niño antes, durante y con posterioridad a su nacimiento – medidos por el número de controles médicos realizados por la madre y el niño;
- La disponibilidad y distribución de recursos dentro de la familia - capturada por el número de nacidos vivos en la familia;
- La características físicas y psicológicas de la madre - aproximadas por la edad de la madre al momento del nacimiento

² Una versión sintética del modelo se provee en el Apéndice I, conjuntamente con una explicación técnica acerca de los problemas para estimar el modelo.

Problemas de endogeneidad

Estos problemas surgen, en el caso de la estimación de la función de producción de salud infantil, porque las familias demandan "insumos", como agua potable, vivienda en buenas condiciones higiénicas, servicios médicos, tanto para producir salud infantil como para disfrutar de su consumo. Por lo tanto, la estimación por MCO ordinarios de una función donde estos se consideran variables independientes, cuando en realidad no lo son, es incorrecta, debido a su correlación con el término de error de la regresión. De la misma manera, las decisiones referentes al número de hijos nacidos vivos de la familia, surge de la respuesta conjunta a la pregunta de cuántos niños tener y de qué calidad (salud, capital humano, etc.), y por lo tanto las decisiones de fecundidad son endógenas al modelo.

Variables no observables

Al problema de la endogeneidad del valor de los insumos se une el problema de que algunos determinantes de la salud infantil no son observables para el investigador pero sí para la madre; por lo que la demanda de insumos, en particular, los servicios de salud están correlacionados con el error en la estimación de la función de producción de salud. Por ejemplo, si estimamos por MCO el impacto sobre la salud del niño de los servicios de salud recibidos por las madres durante el embarazo, el resultado será que esta estimación arroja un coeficiente más pequeño, y por lo tanto, más probable de ser rechazado en un test estadístico, que cuando realizamos la estimación con variables instrumentales. La razón es que una mayor demanda de estos servicios no necesariamente se realiza *para* mejorar la salud de los niños sino *porque* las madres conocen sus propios problemas de salud (su dotación de salud) y cómo estos que pueden afectar a sus niños.

Variables instrumentales y estrategia de estimación

La estrategia de estimación, involucra entonces el uso de variables instrumentales. La estimación se lleva a cabo por *MCO en dos etapas (2SLS)*. En la primera estimamos la demanda por los insumos en forma reducida; en la segunda utilizamos los valores estimados de la demanda de insumos para estimar la función de producción de salud.

En la Tabla 1 se muestra la lista de variables endógenas y exógenas que forman parte de la estimación, acompañadas de algunas estadísticas muestrales básicas. Los instrumentos utilizados en la estimación son de dos tipos: los que están medidos a nivel individual y del hogar y variables medidas a nivel agregado, a nivel de la comunidad.

Entre las primeras tenemos variables que capturan el costo del acceso a salud por parte de la madre de manera explícita (afiliación a obra social, distancia a los centros de atención, acceso a ayuda alimentaria, ingreso monetario de la familia) o a través de precios sombra, como el nivel de educación de la madre y del jefe del hogar, y si el jefe de hogar está empleado o desempleado.

Entre los determinantes de orden agregado, o comunitario, tenemos una variable dummy que captura el aglomerado donde reside la familia y una lista de variables con información acerca de las condiciones de salud y el gasto e infraestructura en salud en ese aglomerado. Entre las variables más relevantes tenemos la tasa de mortalidad infantil, tasa de mortalidad antes y después del nacimiento, la tasa de mortalidad por razones maternas, camas disponibles en los hospitales, gasto público en salud per cápita, la tasa de desempleo general, y la tasa de desempleo femenina.

Tabla 1 : Descripción de las variables y estadísticos de la muestra

Variable	Definición	Media	Desviac. Estándar
Variable explicada			
FldcdchA	Z-score Altura por Edad (Centers for Disease Control and Prevention – USA - 2000)	-0,299	1,234
Insumos de salud			
Origen agua	Medio para obtención del agua (1=red pública; 0=otros medios)	0,900	0,300
Mat.pisos y paredes	Material predominante en los pisos y paredes (1=pisos de mosaico, madera, cerámica, alfombra o plástico, y paredes de mampostería; 0=otros)	0,587	0,493
Basura	Método de eliminación de la basura (1=recolección regular; 0=otros métodos)	0,809	0,393
N° contr.embarazo	N° de controles médicos realizados por la madre durante el embarazo (1=5 ó más; 0=menos de 5)	0,784	0,412
Mes 1° control	Mes de embarazo en el que la madre se realizó el 1° control (1=tercero o antes; 0=después del tercero)	0,790	0,407
Asistencia d/parto	Asistencia durante el parto (1=médico; 0=otros)	0,796	0,403
Hijos nacidos vivos	N° de hijos nacidos con vida de la madre (1=al menos dos; 0=uno o ninguno)	0,829	0,376
Edad de la madre	Edad de la madre al momento del nacimiento del hijo	26,861	6,508
Determinantes del uso de insumos			
Características individuales exógenas			
Afiliación	Afiliación de la madre a algún sistema de atención de salud (1=sí; 0=no)	0,529	0,499
Distancia	Distancia entre domicilio y lugar donde la madre hizo la consulta o podría haber consultado algún médico ginecólogo durante el último año (1=20 cuadras o menos; 0=más de 20 cuadras)	0,525	0,500
Leche en polvo	Recepción de leche en polvo (1=sí; 0=no)	0,162	0,368
	Primario incompleto	0,131	0,338
	Secundario no técnico incompleto	0,221	0,415
Educación de la madre (Primario completo omitido)	Secundario no técnico completo	0,165	0,372
	Secundario técnico incompleto	0,024	0,154
	Secundario técnico completo	0,018	0,132
	Terciario incompleto	0,075	0,263
	Terciario completo	0,093	0,291

	Primario incompleto	0,178	0,383
	Secundario no técnico incompleto	0,137	0,344
Educación del jefe de hogar (Primario completo omitido)	Secundario no técnico completo	0,105	0,307
	Secundario técnico incompleto	0,063	0,243
	Secundario técnico completo	0,040	0,195
	Terciario incompleto	0,059	0,236
	Terciario completo	0,045	0,208
Ingreso total familiar		756,553	706,984
Condición laboral del jefe de hogar	1=empleado; 0=desempleado o inactivo	0,808	0,394
Características regionales exógenas			
	Rosario	0,005	0,073
	Paraná	0,003	0,052
	Resistencia	0,169	0,375
	Mendoza	0,005	0,073
Regiones	Santiago del Estero	0,172	0,378
	Río Gallegos	0,003	0,052
	Salta	0,200	0,400
	San Luis	0,116	0,320
	Tucumán	0,097	0,297
	Gran Buenos Aires	0,192	0,394
Tmi	Tasa de Mortalidad Infantil (por cada mil)	27,084	3,739
Tmpn	Tasa de Mortalidad Postneonatal (por cada mil)	10,376	2,778
Tmpen	Tasa de Mortalidad Perinatal (por cada mil)	21,591	3,040
Tmcm	Tasa de Mortalidad por causas maternas (por cada diez mil)	6,823	2,919
Camasdis	Camas disponibles (por cada mil)	4,360	0,926
Habxmedi	Habitantes por médico (1998)	520,472	75,949
Gpspc	Gasto Público en el Sector Salud, per cápita (Año 1993, en pesos de 1997)	99,902	29,776
Desegral	Tasa de desempleo general (mayo 1994)	8,914	3,330
Dese feme	Tasa de desempleo femenina (mayo 1994)	9,276	4,369

3. Los datos

El índice-z de estatura por edad

Nuestro indicador de salud infantil es el índice-z de estatura por edad (*z-score of height for age*). El índice-z de estatura por edad es un indicador del estado nutricional de largo plazo, y captura la historia nutricional del niño hasta la edad en que el niño es medido. Un valor menor del índice-z indica un estado promedio de nutrición relativamente peor y la existencia de problemas de salud que tienen un carácter permanente.

El índice-z es una medida de la estatura por edad normalizada a los estándares de estatura de una población saludable. Para nuestro cálculo del índice-z hemos utilizado las distribuciones y parámetros provistos por *The Center for Disease Control and Prevention* de los Estados Unidos en el año 2000.

La EPH de mayo de 1994, en su Módulo de Metas Sociales, formulario IV, midió la estatura y el peso a un número grande de niños entre 1 y 3 años de edad, para 8 aglomerados urbanos del país. Para obtener el valor del índice-z de estatura por edad para cada niño, procesamos los datos de estatura, edad y sexo, con el programa EPI-INFO .

La interpretación del índice resultante es la siguiente: Si el índice-z de estatura por edad es mayor o igual que -1,00, se considera que el niño tiene una estatura normal para su edad, y por lo tanto goza de buena salud; si el índice-z se encuentra entre -1,01 y -2,00, que presenta baja estatura para su edad y por lo tanto sufre desnutrición crónica leve; si el índice-z se encuentra entre -2,01 y -3,00, que desnutrición crónica considerable; y si el índice-z es menor que -3,00, desnutrición crónica severa.

En el siguiente cuadro resumimos la situación de salud de los niños encuestados según el valor del índice-z calculado.

Cuadro 1: Estado nutricional de los niños argentinos
Porcentajes, en base al análisis de la estatura por edad

	Total	Niñas	Niños
Nutrición normal	75,3	76,7	73,9
Desnutrición crónica leve	17,5	17,2	17,8
Desnutrición crónica considerable	4,4	3,6	5,3
Desnutrición crónica severa	2,8	2,6	3,1
	100,0	100,0	100,0

Fuente: Encuesta Permanente de Hogares, Módulo de Metas Sociales, 1994 . Niños de 2 y 3 años. Clasificación del estado nutricional basado en el índice-z de estatura por edad (Center for Disease Control and Prevention - U.S.A. 2000)

Como vemos en el Cuadro 1, un 25% de los niños argentinos sufre de desnutrición crónica, presentando una estatura baja para su edad. Entre los que padecen desnutrición crónica, más del 10% la sufre con severidad. Al contrario de lo encontrado en otros países, el grado de desnutrición crónica es mayor entre los niños que entre las niñas. El impacto de la desnutrición crónica varía entre en los diversos aglomerados urbanos del país relevados en la encuesta (ver el Apéndice II): En Resistencia (Chaco), la desnutrición crónica alcanza al 35% de los niños; En Santiago del Estero, al 31%; en el Gran Buenos Aires, al 25,8%; en Tucumán, al 23,3 %; en San Luis, al 17,1 %; en Salta, al 15,3%.

El índice-z y sus determinantes

Los insumos en la producción de salud infantil están relacionados con el ambiente en el que ha crecido el niño. Este está caracterizado por las condiciones sanitarias y ambientales en las que vive su familia; por la edad de su madre; por los cuidados que ésta ha recibido durante el embarazo; por los cuidados médicos durante el primer año de vida del niño, y por la distribución de recursos en la familia, determinada por el número de niños nacidos vivos en la misma.

El ambiente físico en el que crece el niño y los cuidados que le han prodigado dependen directamente de las decisiones familiares. Estas decisiones están, a su vez, condicionadas por los factores subyacentes del hogar como la cobertura y acceso a servicios médicos; ayuda alimentaria; salud de la madre; ingreso familiar; nivel de educación y situación laboral de la madre y del padre.

A continuación presentamos un análisis descriptivo de la asociación entre los insumos y el índice-z. En la sección 4 y 5, procedemos con el análisis econométrico más riguroso.

Infraestructura del hogar

En la medida que afecta la higiene del hogar, la salud de largo plazo de los niños está en principio asociada a la infraestructura con la que cuenta el hogar. Hogares sin agua potable, sin instalación sanitaria, sin acceso a los servicios de recolección de basura, con materiales precarios en los pisos y paredes constituyen hábitats donde el contagio de enfermedades infecciosas es más fácil.

Agua por red pública: El 10% de los niños relevados por la EPH vive en hogares sin acceso al agua potable por red pública. Para éstos el índice-z promedio es - 0.6039, mientras que para los que tuvieron acceso es - 0.2649. El desvío estándar para los primeros es 1.0421, mientras que para los segundos es 1.2490. El estadístico t del test de diferencia de medias es -2.6154. Con un nivel de confianza del 95%, rechazamos la hipótesis nula de que las medias son iguales, en favor de la alternativa que la primera es menor que la segunda. Esto significa que los niños de hogares sin agua potable por red tienen en promedio un peor estado nutricional y tienen una probabilidad considerablemente mayor de sufrir de desnutrición crónica.

Material predominante en los pisos y paredes: El 41% de los niños relevados por la EPH vive en hogares sin pisos de mosaico, madera, cerámica, alfombra o plástico, y sin paredes de mampostería. Para éstos el índice-z promedio es - 0.5937, mientras que para los que habitan en viviendas donde predominan estos materiales es - 0.0911. El desvío estándar para los primeros es 1.2552, mientras que para los segundos es 1.1757. El estadístico t del test de diferencia de medias es -5.5417. Con un nivel de confianza del 95%, podemos afirmar que los niños que habitan viviendas con pisos y paredes precarias tendrán en promedio un nivel de nutrición menor, y mayor probabilidad de padecer desnutrición crónica severa.

Eliminación de residuos y basura: También es muy clara la asociación entre la infraestructura de recolección de basura y la salud infantil. El 19% de los niños relevados en la EPH vive en hogares que eliminan la basura por medios diferentes al servicio de recolección regular. Para éstos el índice-z promedio es -0.6656, mientras que para los que eliminan la basura mediante recolección regular es -0.2124. El desvío estándar para los primeros es 1.1068, mientras que para los segundos es 1.2467. El estadístico t del test de diferencia de medias es - 4.2960. Con un nivel de confianza del 95%, podemos afirmar que existe un peor estado nutricional promedio y mayor probabilidad de desnutrición crónica entre los niños de hogares sin acceso a este servicio.

Fecundidad

Antecedentes de mortalidad infantil en la familia: Los antecedentes de mortalidad infantil en la familia pueden constituir una señal de que algún problema grave de cuidados o en la salud de la madre ha sucedido en el pasado en la familia. Asimismo, la información que cuenta la madre sobre aquellos puede modificar el uso de otros insumos como el cuidado prodigado al niño. El 4% de los niños relevados por la EPH proviene de familias en donde por lo menos un niño falleció. Para éstos el índice-z promedio es -0.808, mientras que para los que provienen de familias sin niños fallecidos es -0.2757. El desvío estándar para los primeros fue 1.2864, mientras que para los segundos fue 1.2274. El estadístico t del test de diferencia de medias es 2.2245. Con un nivel de confianza del 95%, concluimos que los niños que provienen de familias en donde al menos un niño falleció tienen mayor probabilidad de sufrir desnutrición crónica y un mayor grado de desnutrición promedio.

Hijos nacidos vivos en la familia: El 83% de las madres de los niños relevados tuvieron al menos dos hijos nacidos vivos. Para estos niños, el índice-z promedio es -0.3495, mientras que para los niños de madres con un hijo nacido vivo es -0.0529. El desvío estándar para los primeros es 1.2372, mientras que para los segundos es 1.1898. El estadístico t del test de diferencia de medias es 2.5504. Con un nivel de confianza del 95%, concluimos que los niños cuyas madres han tenido al menos 2 hijos nacidos vivos tienen mayor probabilidad de sufrir desnutrición crónica y un mayor grado de desnutrición promedio.

Cuidados del niño

En estudios anteriores, los cuidados que recibe el niño durante el embarazo, el nacimiento, y su primer año de vida han probado estar fuertemente relacionados con su estado nutricional de largo plazo; lo mismo parece suceder en la muestra que aquí analizamos.

Número de controles de embarazo: El cuidado prenatal (la atención médica de la embarazada) puede ser importante para la salud de largo plazo del niño. El 22% de las madres de los niños relevados por la EPH realizó menos de 5 controles durante el embarazo. Para estos niños, el índice-z promedio es -0.6903, mientras que para los niños de madres que realizaron 5 o más controles es -0.1882. El desvío estándar para los primeros es 1.4396, mientras que para los segundos es 1.1476. El estadístico t del test de diferencia de medias es -4.0943. Con un nivel de confianza del 95%, se puede afirmar que los niños cuyas madres realizaron menos de 5 controles presentan en promedio un índice de estatura por edad considerablemente menor y tienen mayores probabilidades de sufrir desnutrición crónica.

Mes de embarazo en el primer control: En cuanto al momento en que la madre inicia los controles de embarazo. El 21% de las madres de los niños relevados por la EPH realizó el primer control cuando el embarazo tenía más de 3 meses. Para estos niños, el índice-z promedio es -0.4775; mientras que para aquellos cuyas madres iniciaron los controles en el tercer mes de embarazo o antes, es -0.2176. El desvío estándar para los primeros es 1.3408, mientras que para los segundos es 1.1943. El estadístico t del test de diferencia de medias es -2.1654. Con un nivel de confianza del 95%, observamos que aquellos niños de madres que se hicieron el primer control después del tercer mes de embarazo tienen mayores probabilidades de sufrir desnutrición crónica.

Asistencia recibida durante el parto: Otra variable que puede determinar las condiciones permanentes de salud del niño es la disponibilidad de asistencia médica profesional durante el nacimiento del niño. El 20% de las madres de los niños

relevados por la EPH no fue asistida por un médico en el momento del nacimiento del hijo. El índice-z promedio para estos niños es -0.6727; mientras que para aquellos cuyas madres fueron asistidas por un médico en el parto, es -0.2030. El desvío estándar para los primeros es 1.2893, mientras que para los segundos es 1.2013. El estadístico t del test de diferencia de medias es - 4.0758. Con un nivel de confianza del 95%, podemos afirmar que los niños que nacieron sin asistencia médica tienen un estado nutricional promedio considerablemente más bajo y mayor probabilidad de sufrir desnutrición crónica.

Estos resultados muestran la asociación entre los insumos - decididos a nivel de la familia- y la salud infantil. En el análisis econométrico de la sección 5, veremos que no todos estas asociaciones sobreviven la estimación por variables instrumentales.

4. Estimación de las demandas por insumos

En esta sección discutimos la demanda por parte de las familias de los insumos que se utilizan en la producción de salud infantil. Como vemos en la Tabla 1, insumos como agua potable, material de pisos y paredes, y acceso a servicio de recolección de basuras son variables binarias, toman el valor 1 si la familia tiene acceso a estos servicios, y el valor 0 si no lo tiene. La demanda de servicios médicos relacionada con el cuidado del niño también es binarias; por ejemplo, si la madre se hizo más de 5 controles de embarazo, hizo su primer control antes del tercer mes y recibió atención de un médico durante el parto, entonces en todos estos casos las variables toman el valor 1, de lo contrario toman el valor cero. Finalmente, también es binaria la variable hijos nacidos vivos, toma el valor 1, si la madre tuvo por lo menos dos niños nacidos vivos. La edad de la madre es la única variable continua.

Estimamos todas las demandas de insumos medidas por variables binarias con un modelo *probit*. El modelo *probit* estima la probabilidad de acceso a infraestructura por parte de la familia, de que se demanden servicios médicos para los niños, y que las madres tengan más de dos niños, en función de la lista de variables denominadas “determinantes de la demanda de insumos”, que se muestra en la Tabla 1. Como ya mencionamos, existen dos tipos de determinantes, a nivel de la familia y a nivel de la comunidad. Estos últimos capturan el efecto de las políticas públicas sobre las decisiones de la familia relevantes para la salud infantil. De la estimación del modelo *probit* para la demanda de cada insumo, surgen los siguientes resultados:

Los determinantes que resultan significativos en el acceso a agua potable son, el ingreso total familiar, y variables comunitarias como el gasto público en salud por habitante (con signo positivo), habitantes por médico (con signo negativo).

En cuanto a la probabilidad de acceso a vivienda con buenos materiales en las paredes y piso, surgen como determinantes estadísticamente significativos el ingreso total familiar, la afiliación a una obra social, ser receptor de ayuda alimentaria (con signo negativo), el nivel de educación del jefe de hogar, y todas las variables comunitarias.

El acceso a un servicio de recolección de basuras mejora con el ingreso total familiar, con el nivel de educación secundario y terciario del jefe de hogar, y con el nivel de gasto público en salud por habitante de la comunidad.

Las variables más significativamente asociadas con un mayor número de controles médicos durante el embarazo son la afiliación a una obra social, el ingreso total familiar, haber alcanzado la madre al menos los niveles iniciales de instrucción educativa, y a nivel comunitario, una mayor incidencia de la mortalidad infantil perinatal, y una menor disponibilidad de médicos por habitantes. En cuanto a la probabilidad de que el primer control de embarazo se realice antes del tercer mes, la única variable significativa es la afiliación a una obra social.

La probabilidad de que un médico haya asistido en el nacimiento del niño aumenta si la madre está afiliada a una obra social, disminuye con la distancia al consultorio del ginecólogo, aumenta con el nivel de educación secundario, y con el nivel de educación terciaria del jefe de hogar. Las variables comunitarias no parecen tener ninguna incidencia en este caso.

Tampoco las variables comunitarias parecen presentar ninguna asociación con la probabilidad de tener más de dos niños nacidos vivos en la familia. Esta probabilidad aumenta con la recepción de ayuda alimentaria por parte de la familia y disminuye con la educación secundaria de la madre.

Finalmente la edad a la que la madre tiene al niño es mayor entre quienes tienen afiliación a una obra social y tienen alguna educación a nivel primario, pero disminuye entre quienes tienen educación secundaria completa; a nivel comunitario la edad de la madre al momento del nacimiento del niño aumenta con la tasa de mortalidad infantil en la zona, y disminuye con la tasa de mortalidad perinatal.

A partir de estas funciones de demandas de insumos computamos, para cada una de las 716 observaciones, la probabilidad de que la familia del niño demande el insumo, y utilizamos esa probabilidad como el valor del insumo en la función de producción de salud infantil. Para el caso de la edad de la madre, utilizamos la edad estimada en la regresión.

5. Estimación de la función de producción de salud infantil

La Tabla 2, muestra la estimación por MCO de la regresión del índice-z de estatura por edad en las probabilidades, computadas como se explica en la sección anterior, de acceso a infraestructura del hogar, servicios médicos antes y después del nacimiento del niño, y de alta fecundidad para los 716 niños y niñas de la muestra.

Encontramos que niños de familias con una mayor probabilidad de acceso al servicio de recolección de basuras, una mayor probabilidad que la madre cuente con cinco o más controles de embarazo, y tenga asistencia médica durante el parto son los factores que significativamente influyen en la determinación de su situación de salud de largo plazo. También encontramos que la salud de los niños es mayor si la edad de la madre al momento del parto es mayor.

Tal como se esperaba, la mayor probabilidad de tener dos o más de hijos nacidos vivos en la familia afecta negativamente la nutrición de los niños pero el coeficiente no resulta significativo. Tal vez si consideramos un rango más restringimos, de tres o más niños obtengamos mejores resultados. Contrario a lo esperado del análisis descriptivo de la sección 3, la mayor probabilidad de acceso a agua potable y mejores materiales en paredes y pisos de la vivienda aparece como un efecto negativo sobre la salud infantil, pero el coeficiente no es estadísticamente significativo.

6. Salud infantil y políticas públicas

Combinando los resultados de las secciones 4 y 5, podemos concluir que las políticas públicas que tendrían un impacto positivo significativo sobre la salud infantil son la extensión de la educación primaria y secundaria a todas las mujeres; la lucha contra la exclusión social en salud, permitiendo la afiliación a un seguro de salud a todas las mujeres embarazadas; la redistribución geográfica de los centros de atención primaria, de manera que toda mujer embarazada se encuentre a una distancia mucho menor que la actual de su lugar de consulta al ginecólogo.

Tabla 2: Estimación de la función de producción de salud

Constante	-3,400*
	(0,802)
Origen agua	-0,078
	(0,294)
Mat.pisos y paredes	-0,222
	(0,358)
Recolección basura	0,614*
	(0,329)
No de contr.embarazo	0,992*
	(0,553)
Mes 1° control	0,480
	(0,685)
Asistencia d/parto	0,742*
	(0,400)
Hijos nacidos vivos	-0,564
	(0,503)
Edad de la madre	0,057*
	(0,026)

Número de observaciones = 716

R-squared = 0.0803

F(8, 707) = 7.72

Prob > F = 0.0000

Nota: las desviaciones estándares estimadas son mostradas en paréntesis debajo de los coeficientes. * = variable significativa al 10%.
Var.Inst.=variable instrumental

Bibliografía

Becker, Gary S., "A Theory of the Allocation of Time", *Economic Journal*, Dec. 1965

Lancaster, Kelvin, "Modern Consumption Theory", New York, 1965

Rosenzweig, Mark R. y T. Paul Schultz, "Estimating a Household Production Function: Heterogeneity, the Demand for Health Inputs, and Their Effects on Birth Weight", *Journal of Political Economy*, Volume 91, Issue 5 (Oct.1983), 723-746.

Apéndice I

Rosenzweig and Schultz estiman la función de producción de salud a partir del siguiente modelo. Asumen que una familia deriva utilidad de la salud de sus niños, H , del consumo de n X-bienes, y de $m - n$ Y-bienes que son adicionalmente insumos de H :

$$U = U (X_i, Y_j, H), \quad i = 1, \dots, n; j = n+1, \dots, m,$$

$$\begin{aligned} \text{sujeta a:} \quad & H = \Gamma(Y_j, l_k, \mu), & k = m+1, \dots, r, \\ & F = \sum_t Z_t p_t & t = 1, \dots, r. \end{aligned}$$

en donde,

Γ es la función de producción de salud de los niños;

$r - m$ l_k son los insumos de la misma que no aumentan la utilidad que obtiene la familia sino a través de H ;

μ representa la dotación de salud específica de la familia, conocida y no controlada por ella, con distribución estocástica entre las mismas, y no observada por quien estima la función;

F es el ingreso;

$Z = X \cup Y \cup I$; y

$(p', F)'$ es ortogonal a μ .

Las funciones de demanda de los r bienes tienen la siguiente forma:

$$Z_t = Z_t(p, F, \mu) = Z_t^*, t = 1, \dots, r.$$

Si los coeficientes de Z_h^* fuesen estimados por Mínimos Cuadrados Ordinarios a partir de la siguiente función de producción de salud:

$$H = \varphi(Z_h^*), \quad h = n+1, \dots, r,$$

(φ es una aproximación local de segundo orden a Γ), el término de error contendría μ ; Z_h^* estaría correlacionado con aquél; aquéllos serían sesgados e inconsistentes, y no se aplicaría sobre los mismos el Teorema de Gauss-Markov.

Debido a que los autores no observan las formas funcionales de U y H , y p completo no pueden estimar Z_t^* . Entonces, estiman los coeficientes usando Mínimos Cuadrados en dos etapas. En la primera etapa estiman:

$$Q_h = Q_h(p, F) \quad h = n+1, \dots, r,$$

y en la segunda estiman:

$$H = \varphi(Q_h), \quad h = n+1, \dots, r,$$

en donde, Q_h sirven de variables instrumentales en tanto están correlacionadas con $(p', F)'$ pero no con μ . Los estimadores son consistentes pero no eficientes debido a que no se observa la forma funcional de U .

Apéndice II

Estado nutricional de los niños de Resistencia

Porcentajes en base al análisis de la estatura por edad

	Total	Niñas	Niños
Nutrición normal	65,4	67,7	63,1
Desnutrición crónica leve	23,6	24,2	23,1
Desnutrición crónica considerable	7,1	6,5	7,7
Desnutrición crónica severa	3,9	1,6	6,2
	100,0	100,0	100,0

Estado nutricional de los niños de Santiago del Estero

Porcentajes en base al análisis de la estatura por edad

	Total	Niñas	Niños
Nutrición normal	69,0	71,0	66,7
Desnutrición crónica leve	20,2	20,3	20,0
Desnutrición crónica considerable	7,0	2,9	11,7
Desnutrición crónica severa	3,9	5,8	1,7
	100,0	100,0	100,0

Estado nutricional de los niños de Salta
 Porcentajes en base al análisis de la estatura por edad

	Total	Niñas	Niños
Nutrición normal	84,7	81,2	89,2
Desnutrición crónica leve	12,0	14,1	9,2
Desnutrición crónica considerable	1,3	2,4	0,0
Desnutrición crónica severa	2,0	2,4	1,5
	100,0	100,0	100,0

Estado nutricional de los niños de San Luis
 Porcentajes en base al análisis de la estatura por edad

	Total	Niñas	Niños
Nutrición normal	82,8	84,4	81,0
Desnutrición crónica leve	14,9	15,6	14,3
Desnutrición crónica considerable	1,1	0,0	2,4
Desnutrición crónica severa	1,1	0,0	2,4
	100,0	100,0	100,0

Estado nutricional de los niños de Tucumán
 Porcentajes en base al análisis de la estatura por edad

	Total	Niñas	Niños
Nutrición normal	76,7	73,5	79,5
Desnutrición crónica leve	15,1	14,7	15,4
Desnutrición crónica considerable	4,1	8,8	0,0
Desnutrición crónica severa	4,1	2,9	5,1
	100,0	100,0	100,0

Estado nutricional de los niños del Gran Buenos Aires
 Porcentajes en base al análisis de la estatura por edad

	Total	Niñas	Niños
Nutrición normal	74,3	80,3	67,6
Desnutrición crónica leve	18,8	14,5	23,5
Desnutrición crónica considerable	5,6	3,9	7,4
Desnutrición crónica severa	1,4	1,3	1,5
	100,0	100,0	100,0

Fuente: Idem Cuadro 1

No reproducimos las tablas sobre el estado nutricional de los niños de Rosario, Paraná; Mendoza, Río Gallegos y Capital Federal, porque estos aglomerados cuentan con sólo 4, 2, 4, 2 y 28 observaciones, respectivamente.