

A demanda de saúde infantil no Brasil por região e setor

ANA LÚCIA KASSOUF*

Este estudo estima equações de demanda na forma reduzida para recém-nascidos e crianças no período pré-escolar baseado em uma pesquisa nacional de 1989. Os dados permitem uma análise específica das regiões e setores (urbano/rural) do Brasil.

O objetivo geral é analisar os fatores que afetam o estado de saúde das crianças para orientar políticas governamentais. A análise é baseada no modelo de família desenvolvido por Gary Becker. Os resultados revelam que educação da mãe, infra-estrutura do domicílio e renda familiar têm um impacto positivo na saúde das crianças. Os coeficientes das taxas salariais estimadas das mães e pais apresentaram sinal negativo, revelando que menos tempo é alocado para os cuidados com as crianças à medida que o custo de oportunidade do tempo dos pais aumenta.

Dos resultados obtidos, recomenda-se uma melhoria na qualidade e quantidade de creches, principalmente em regiões pobres, e investimentos em educação e infra-estrutura como forma de melhorar o nível de saúde das crianças.

1 - Introdução

A importância de uma população bem alimentada tem sido o foco de muitos estudos. É bem sabido que a desnutrição e as doenças infecciosas são responsáveis pelas altas taxas de mortalidade infantil com que se defrontam os países de baixa renda. Crianças que sofrem de desnutrição em seus primeiros anos terão seu desenvolvimento físico e mental reduzido, diminuindo o retorno ao investimento em capital humano, como educação e treinamento profissional [Selowsky e Taylor (1973)]. É, portanto, essencial compreender os determinantes das condições infantis de desnutrição e saúde, para aumentar a produtividade e reduzir a mortalidade e a morbidez.

Este estudo estima equações de demanda de saúde na forma reduzida para crianças no Brasil com base na Pesquisa Nacional sobre Saúde e Nutrição realizada em 1989. É a mais recente pesquisa que contém uma análise da situação nutricional e de saúde no Brasil em nível individual.

* Da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz/Universidade de São Paulo.

A publicação do Inan (1990) mostra que a prevalência atual de desnutrição entre crianças menores de cinco anos é bastante inferior àquela observada em meados da década de 70. Entretanto, ressalta-se o fato de que na região Nordeste — “exatamente a mais castigada pela desnutrição — as reduções são menos expressivas”.

As informações disponíveis nos possibilitam analisar regiões e setores específicos do Brasil. Devido a variações muito grandes entre as regiões do país, torna-se essencial diferenciar entre as áreas relativamente ricas do Sul e Sudeste e as áreas pobres do Nordeste. A maioria dos programas governamentais no Brasil que tentaram melhorar as condições sanitárias e o estado educacional e de saúde da população favoreceu regiões mais industrializadas e com maior renda *per capita*. A principal razão disso reside na restrição imposta pelo orçamento governamental. A escassez de capital induz as autoridades a concentrar os investimentos em áreas de retorno imediato e com demanda composta por um grupo populacional grande e bem organizado.

O objetivo deste estudo é estimar equações de demanda de saúde de recém-nascidos (de zero a 12 meses) e crianças em idade pré-escolar (de dois a cinco anos), com base em um modelo familiar. Ao fazê-lo, obtêm-se informações importantes sobre como fatores exógenos afetam o estado de saúde das crianças; informações estas que podem ser usadas para orientar políticas governamentais. Além disso, será medido como os cuidados com as crianças e o seu estado nutricional podem ser afetados pela crescente participação das mães na força de trabalho. À medida que o valor do tempo das mães aumenta, menos atividades de uso intensivo de tempo — como cuidar de crianças — são realizadas.

2 - Modelo conceitual

Esta análise baseia-se na maximização de uma função de utilidade conjunta, de acordo com a estrutura do modelo de Becker (1981). Presume-se que a família comporta-se de modo a maximizar a função de utilidade (U):

$$U = U(C, H^l, H^{ch}, H^a, I^a) \quad (1)$$

onde:

$$C = (C_1, \dots, C_j, \dots, C_J)$$

e:

$$C_j = \sum_{i=1}^I C_j^i \quad \text{para } j = 1, \dots, J$$

isto é, C é um vetor J -dimensional, onde C_j é a quantidade total do j -ésimo bem consumido por todos os membros $i = 1, \dots, I$ da família.

A satisfação se deriva dos bens consumidos (C), do estado de saúde dos recém-nascidos (H^I), do estado de saúde das crianças em idade pré-escolar (H^{ch}), do estado de saúde dos adultos (H^a) e do tempo de lazer dos adultos (l^a).

O estado de saúde (H^s), onde $s = a, ch, I$ é afetado pelos bens consumidos (C^s), por insumos de saúde (Y^s) que não afetam a utilidade exceto através da saúde (por exemplo, assistência médica), pelo tempo de lazer dos adultos (l^a), por variáveis exógenas (Z), como as características da família e de seus membros, e por atributos não-observados (u_j):¹

$$H^s = H^s(C^s, Y^s, l^a; Z, u_j) \quad s = a, ch, I \quad (2)$$

A família também faz face a uma restrição da renda total derivada da restrição de tempo e de renda monetária dados por:

$$\sum_{j=1}^J P_j C_j + \sum_{k=J+1}^K P_k Y_k = \sum_a W^a [T^a - l^a] + V$$

ou:

$$\sum_{j=1}^J P_j C_j + \sum_{k=J+1}^K P_k Y_k + \sum_a W^a l^a = \sum_a W^a T^a + V = S \quad (3)$$

onde:

$$Y_k = \sum_{i=1}^I Y_k^i \quad \text{para } k = J+1, \dots, K$$

são itens de saúde, P representa preço, V são rendas outras que não do trabalho, W é o salário por hora, T é o tempo total disponível e S é a renda total.

Assumindo-se que a utilidade é uma função diferenciável, contínua, estritamente crescente e estritamente quase-côncava, o conjunto de restrições é convexo e existe uma solução intrínseca; a maximização da função de utilidade (1), sujeita às funções

1 Seria ideal ter-se o total do tempo despendido com a atenção dada às crianças. O conjunto de dados disponíveis, porém, informa apenas sobre o tempo ativo no mercado de trabalho de indivíduos maiores de 10 anos.

de produção de saúde (2) e à restrição de renda total (3), fornece uma única solução intrínseca.

As funções de demanda na forma reduzida para um vetor de bens consumidos (C), insumos de saúde (Y) e lazer (I), derivadas das equações de primeira ordem, são:

$$C, Y, I = D^{i^*} (P_C, P_Y, W, S, Z, \varepsilon) \quad i^* = C, Y, I \quad (4)$$

A forma reduzida da equação da demanda de saúde (H) fica então:

$$H = H (P_C, P_Y, W, S, Z, \varepsilon) \quad (5)$$

onde ε representa atributos não-observados.

A equação (5) será estimada empiricamente para recém-nascidos e crianças em idade pré-escolar de diferentes regiões, setores e níveis de renda familiar no Brasil.

3 - Dados

3.1 - Fonte dos dados

O conjunto de dados usado neste estudo é a pesquisa realizada pelo Inan – Instituto Nacional de Alimentação e Nutrição, pelo IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística e pelo IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada [ver Inan/IBGE/IPEA (1988)]. Foram entrevistados aproximadamente 63.000 indivíduos de 17.920 famílias.

Na condução deste estudo, apenas crianças de zero a cinco anos de idade que tinham laços de parentesco com membros da família foram inicialmente selecionadas da amostra, o que inclui o caso, por exemplo, de uma criança vivendo com os avós. Esse procedimento exclui, porém, a criança de uma empregada, para a qual as informações sobre o período de permanência com a família e como a infra-estrutura e a renda familiar afetariam sua saúde seriam indisponíveis ou errôneas, já que a criança não estaria no próprio lar. O número de crianças excluídas da amostragem é muito pequeno: de 7.839 com idades entre zero e cinco anos, apenas 295, ou 3,8%, foram excluídas.

Após a identificação das crianças de zero a cinco anos, foram selecionados todos os dados necessários à caracterização dos problemas de saúde de cada uma, envolvendo outros membros da família (mãe, pai, irmãos e irmãs mais velhos) e a infra-estrutura do domicílio (eletricidade, saneamento etc.).

3.2 - Descrição das variáveis

3.2.1 - Variáveis endógenas

Estudo da Organização Mundial de Saúde [ver OMS (1986)] sugere que a antropometria é a mais útil ferramenta para avaliação do estado nutricional das crianças. No passado, o índice antropométrico do peso por idade, introduzido por Gomez, foi comumente usado como modo de avaliar o estado nutricional das crianças. Recentemente, porém, a altura por idade e o peso por altura passaram a ser considerados medidas melhores por permitir a distinção entre desnutrição aguda e crônica. Waterlow *et alii* (1977) recomendam o uso do peso por altura como indicador do estado presente de nutrição. Um baixo peso por altura, conhecido como *wasting*, revela uma carência na massa de tecidos e gordura em comparação com a quantidade esperada em crianças da mesma altura. O termo usado para deficiência na altura por idade é *stunting*, que significa desaceleração do crescimento esquelético. O *wasting* ocorre em situações de limitado abastecimento alimentar da família e baixa ingestão de alimentos pela criança, enquanto o *stunting* está associado a condições econômicas gerais de pobreza [OMS (1986)].

Neste estudo, medidas antropométricas de altura para cada indivíduo, padronizadas por idade, conhecidas como estatística Z de altura por idade, são usadas como indicadores do estado de saúde. Para simplificar as comparações, índices de medidas antropométricas foram desenvolvidos com base em uma população de referência (população americana bem nutrida), gerada pelo United States National Center for Health Statistics e pelo Center for Disease Control.

3.2.2 - Variáveis exógenas

As variáveis usadas do lado direito das equações de demanda de saúde são descritas a seguir.

As variáveis associadas a características individuais são: raça, idade e gênero das crianças, assim como idade, educação e estatística Z de altura por idade dos pais. As variáveis associadas às características de moradia são: eletricidade, rua pavimentada, água encanada e sistema de esgoto. Essas variáveis relacionam-se à salubridade do ambiente.

Os salários-hora de todos os pais e mães usados nas equações de demanda foram estimados pelo procedimento de Heckman e refletem o custo de oportunidade do tempo [Kassouf (1994)]. A pesquisa utilizada informa o montante de dinheiro (convertido em dólares norte-americanos) ganho e o número de horas trabalhadas para cada membro da família, maior de 10 anos, participante da força de trabalho. Para estimativa do salário-hora, porém, somente foram considerados indivíduos de

16 a 71 anos de idade, para evitar grandes discrepâncias, já que os trabalhadores muito jovens recebiam salários muito baixos e as pessoas muito idosas já estavam aposentadas ou também recebiam remuneração baixa. Após a estimação, todos os indivíduos, participando ou não do mercado de trabalho, passaram a ter uma medida do custo de oportunidade do tempo.

A variável renda total foi calculada com base nos salários-hora estimados. Para cada família (com criança de zero a cinco anos), o valor estimado do tempo de cada membro de 16 a 71 anos foi somado e multiplicado por 720 (30 dias por mês vezes 24 horas por dia). O resultado foi adicionado ao total da renda familiar não proveniente de salários, obtendo-se assim a renda total. O valor mensal de 720 para T foi obtido com base em Becker (1981), que apresentou o conceito de renda total como:

$$WT + V = S$$

onde W é o ganho por hora trabalhada, V é a renda não proveniente de salário, S é a renda total e T é descrito como o “tempo total disponível durante algum período, como 24 horas por dia ou 168 horas por semana” [Becker (1981, p.6)].

A variável renda não-salarial (V) inclui pensões, aposentadorias, aluguéis e outras fontes de renda recebidas por um indivíduo que não sejam provenientes do salário.

A média e o desvio padrão de cada variável são dados na Tabela 1, para os recém-nascidos e as crianças em idade pré-escolar.

4 - Resultados

O estado de saúde dos recém-nascidos e das crianças em idade pré-escolar foi medido pela estatística Z de altura por idade. Foi desenvolvido um método prático para classificar as crianças conforme sofressem de desnutrição grave (estatística Z menor que -3), moderada (estatística Z entre -3 e -2) ou leve (estatística Z entre -2 e -1). As crianças com estatística Z maior que -1 são consideradas normais [ver Horton (1984)]. A estatística Z de altura por idade, que indica um estágio mais crônico de desnutrição, é o problema mais crucial no Brasil, com 16% da amostragem de crianças em idade pré-escolar (de 25 a 71 meses) e 10% da de recém-nascidos (de zero a 12 meses) sofrendo de desnutrição grave e moderada. As percentagens mais altas de recém-nascidos e crianças em idade pré-escolar subnutridas encontram-se na região Nordeste e no setor rural do Brasil, como pode ser facilmente constatado nos Gráficos 1 e 2. A desnutrição crônica acha-se freqüentemente associada com condições econômicas gerais de pobreza, infecções repetidas e ingestão inadequada de nutrientes, conforme declaração do grupo de trabalho da Organização Mundial de Saúde [ver OMS (1986)]. No Nordeste e nas áreas rurais, o problema está relacionado ao baixo nível de renda da população, à falta de infra-estrutura básica e à precariedade das condições de higiene. Resultados melhores e muito similares podem ser observados nas regiões Sudeste, Sul e Central,

TABELA 1

*Descrição das variáveis, médias e desvios padrões
para recém-nascidos e crianças em idade pré-escolar*

Variáveis	Definição	Crianças de			
		Zero a um ano		Dois a cinco anos	
		Média	Desvio padrão	Média	Desvio padrão
<i>Endógenas</i>					
ZHACHILD	estatística Z de altura por idade de uma criança	-0,45	1,39	-0,70	1,35
<i>Exógenas-Individuais</i>					
WHITE	=1 se a criança for branca	0,49	0,50	0,47	0,50
BLACK	=1 se a criança for negra	0,03	0,17	0,04	0,20
ASIAN	=1 se a criança for asiática	0,004	0,06	0,003	0,06
MALE	=1 se a criança for do sexo masculino	0,51	0,50	0,51	0,50
KIDAGE	idade da criança em meses	6,21	3,78	45,19	10,96
KIDAGE3	=1 se a criança tiver três anos de idade	-	-	0,26	0,44
KIDAGE4	=1 se a criança tiver quatro anos de idade	-	-	0,25	0,43
KIDAGE5	=1 se a criança tiver cinco anos de idade	-	-	0,25	0,44
ZHAMOT	estatística Z da mãe de altura por idade	-1,36	1,12	1,38	1,07
ZHAFAT	estatística Z do pai de altura por idade	-1,35	1,10	1,35	1,09
AGEFAT	idade do pai em anos	31,87	8,79	35,39	8,52
FATAGE21	=1 se o pai maior de 21 anos	0,85	0,36	0,86	0,34
AGEMOR	idade da mãe em anos	26,69	6,55	30,46	6,85
MOTAGE21	=1 se a mãe for maior de 21 anos	0,75	0,43	0,90	0,30
EDUFAT	número de anos do pai na escola	3,98	3,89	3,77	3,94
FATLITER	=1 se o pai for alfabetizado	0,66	0,47	0,62	0,48
EDUFAT5	=1 se o pai tiver cinco anos ou mais de educação	0,29	0,45	0,24	0,43
EDUMOT	número de anos da mãe na escola	4,38	3,81	4,19	3,91

(continua)

Variáveis	Definição	Crianças de			
		Zero a um ano		Dois a cinco anos	
		Média	Desvio padrão	Média	Desvio padrão
MOTLITER	=1 se a mãe for alfabetizada	0,77	0,42	0,72	0,45
EDUMOT5	=1 se a mãe tiver cinco anos ou mais de educação	0,36	0,48	0,32	0,46
WAGEMOT	estimativa do salário da mãe em dólares por hora	0,29	0,35	0,34	0,41
LWAGEMOT	logaritmo de WAGEMOT	-1,57	0,74	-1,43	0,75
WAGEFAT	estimativa do salário do pai em dólares por hora	0,81	0,81	0,85	0,83
LWAGEFAT	logaritmo de WAGEFAT	-0,48	0,66	-0,43	0,65
FLINPC	estimativa da renda total mensal <i>per capita</i>	197,21	218,14	192,33	211,30
LFLINPC	logaritmo de FLINPC	4,90	0,82	4,88	0,83
HHSIZE	número de pessoas na família	5,67	2,59	5,81	2,37
Exógenas-Áreas					
URBAN	=1 se a criança reside em áreas urbanas	0,45	0,50	0,47	0,50
NEAST	=1 se a criança reside no Nordeste	0,33	0,47	0,32	0,47
SEAST	=1 se a criança reside no Sudeste	0,23	0,42	0,23	0,42
SOUTH	=1 se a criança reside no Sul	0,22	0,41	0,22	0,41
CENTRAL	=1 se a criança reside na região Central	0,22	0,42	0,23	0,42
PLUMB	=1 se houver instalações hidráulicas na residência	0,49	0,50	0,52	0,50
SEWERAGE	=1 se houver sistema de esgoto na residência	0,26	0,44	0,27	0,44
ELECTRIC	=1 se houver eletricidade na residência	0,65	0,48	0,67	0,47
STRPAVEM	=1 se houver pavimentação na rua de residência	0,23	0,42	0,25	0,44

Gráfico 1

Subnutrição grave e moderada em crianças em idade pré-escolar medida pela estatística Z de altura por idade em diferentes regiões e setores

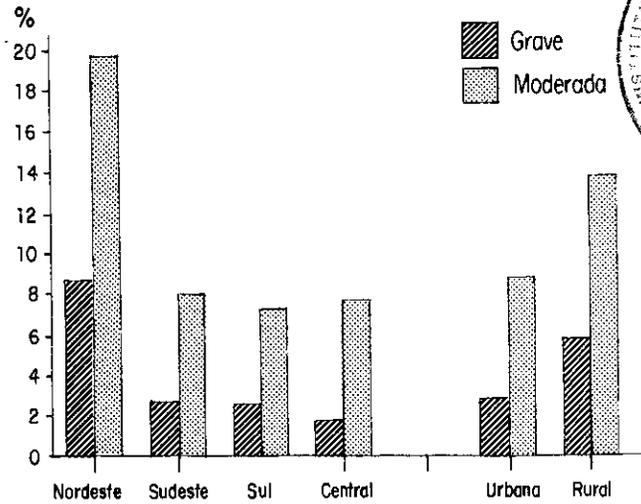
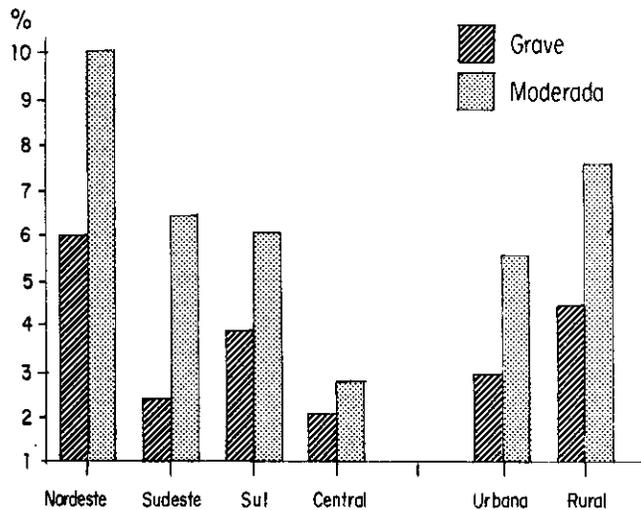


Gráfico 2

Subnutrição grave e moderada em recém-nascidos medida pela estatística Z de altura por idade em diferentes regiões e setores



assim como no setor urbano, onde mais de 70% das crianças têm condições normais de nutrição.

A comparação entre os Gráficos 1 e 2 mostra que há uma percentagem maior de crianças em idade pré-escolar sofrendo de desnutrição do que de recém-nascidos. Porém, uma vez que a desnutrição crônica é um processo cumulativo, não é correto concluir que há mais crianças em idade pré-escolar subnutridas do que recém-nascidos. A razão da diferença é que as crianças mais velhas têm mais tempo para apresentar um grau significativo de desnutrição crônica [OMS (1986)].

4.1 - Equações de demanda de saúde para crianças em idade pré-escolar, por regiões, setores e nível de renda

As equações de demanda de saúde na forma reduzida – ver equação (5) – para crianças de dois a cinco anos de idade em diferentes regiões, setores e níveis de renda são apresentadas nas Tabelas 2 e 3. A estatística Z de altura por idade foi usada como variável dependente e as regressões foram estimadas pelo método dos mínimos quadrados ordinários.

Há grande preocupação na literatura com a herança genética não-observada, a qual, se for correlacionada com as variáveis explanatórias, pode causar distorções na estimativa dos coeficientes. Behrman e Wolfe (1989), Behrman e Deolalikar (1990) e Senauer e Garcia (1991), entre outros, estimaram modelos de efeitos fixos como forma de controlar esses fatores não-observados, devido à disponibilidade de um conjunto longitudinal de dados. Este estudo, porém, trata de dados de corte seccional. O método usado no controle da herança genética não-observada e de fatores resultantes de características dos antecedentes familiares, não expressos pelas demais variáveis, foi incluir as estatísticas Z de altura por idade do pai e da mãe como variáveis exógenas. As estatísticas Z do pai e da mãe (ZHAMOT e ZHAFAT) são altamente significativas e afetam positivamente a saúde da criança em todas as equações. Thomas, Strauss e Henriques (1990) usaram um levantamento brasileiro de 1974 e dividiram a amostra em Nordeste e Sul. O Sul incluía Rio de Janeiro, São Paulo, região Sul e Brasília. Eles também obtiveram um impacto positivo da altura dos pais na altura das crianças.

A idade das crianças foi representada pelas variáveis binárias KIDAGE3, KIDAGE4 e KIDAGE5. Os coeficientes estimados são negativos em todas as equações e aumentam de magnitude à medida que a criança fica mais velha. Isso se explica pelo fato de que a prevalência da nutrição crônica (altura por idade) é um processo cumulativo [OMS (1986)].

A variável MALE foi introduzida porque em certas sociedades, como no sul da Ásia, observou-se haver uma forte preferência pelos meninos na repartição de alimentos dentro da família. Porém, o efeito do gênero não foi significativo neste estudo, revelando que o Brasil tem uma repartição de recursos por gênero mais equitativa do que outras sociedades. Strauss (1990), usando uma amostra da Costa

TABELA 2

Equações de demanda na forma reduzida para a saúde de crianças (estatística Z de altura por idade) de dois a cinco anos de idade estratificadas por região de residência

Variáveis	Regiões			
	Nordeste	Sudeste	Sul	Central
Constante	-3,260 (-3,93)***	-2,482 (-2,82)***	-2,826 (-3,32)***	-0,791 (-0,86)***
PLUMB	0,261 (2,24)**	0,135 (1,35)	-0,076 (-0,78)	0,303 (3,11)***
SEWERAGE	0,049 (0,37)	0,120 (1,00)	0,226 (2,48)**	0,151 (1,30)
ELECTRIC	0,027 (0,25)	0,342 (3,24)***	0,403 (3,85)***	0,091 (0,82)
STRPAVEM	0,124 (1,00)	0,176 (1,61)*	-0,031 (-0,28)	0,091 (0,78)
URBAN	-0,167 (-1,35)	-0,261 (-2,05)**	-0,117 (-1,06)	-0,222 (-1,98)**
ZHAMOT	0,295 (8,48)***	0,360 (9,57)***	0,319 (9,18)***	0,298 (7,55)***
ZHAFAT	0,297 (8,89)***	0,227 (6,21)***	0,224 (6,12)***	0,319 (8,44)***
MOTAGE21	0,323 (2,06)**	0,380 (2,20)**	0,179 (1,10)	0,011 (0,07)
FATAGE21	-0,028 (-0,06)	-0,98 (-0,23)	-0,847 (2,11)**	-0,323 (-0,86)
FATLITER	0,135 (1,62)*	0,082 (0,74)	0,077 (0,69)	-0,016 (-0,15)
EDUFAT5	-0,206 (-1,43)	-0,009 (-0,07)	0,109 (1,03)	-0,174 (-1,42)
MOTLITER	0,215 (2,61)***	0,110 (0,97)	0,251 (2,13)**	0,118 (1,06)

(continua)

Variáveis	Regiões			
	Nordeste	Sudeste	Sul	Central
EDUMOT5	0,253 (1,81)*	-0,005 (-0,04)	-0,075 (-0,72)	0,204 (1,73)
KIDAGE3	-0,312 (-3,30)***	-0,271 (-2,51)***	-0,312 (-3,14)***	-0,210 (-2,02)**
KIDAGE4	-0,220 (-2,31)**	-0,304 (-2,82)***	-0,386 (-3,86)***	-0,362 (-3,30)***
KIDAGE5	-0,226 (-2,36)**	-0,404 (-3,81)***	-0,365 (-3,65)***	-0,350 (-3,17)***
WHITE	-0,053 (-0,60)	0,175 (2,04)**	-0,051 (-0,49)	0,094 (1,16)
BLACK	-0,105 (-0,50)	0,101 (0,69)	0,444 (1,76)*	0,310 (1,19)
ASIAN	0,790 (1,80)*	-0,334 (-0,58)	0,242 (0,45)	1,037 (0,94)
MALE	0,002 (0,02)	0,012 (0,16)	0,029 (0,42)	-0,014 (-0,19)
LFLINCPC	0,530 (5,02)***	0,410 (3,16)***	0,318 (2,68)***	0,237 (1,73)*
LWAGEMOT	-0,141 (1,66)*	-0,008 (-0,08)	-0,011 (-0,12)	-0,180 (-1,85)*
LWAGEFAT	-0,113 (-0,87)	-0,242 (-1,67)*	-0,227 (-1,68)*	0,163 (1,16)
R^2	0,31	0,30	0,30	0,30
Teste F	23,72***	16,70***	16,17***	15,57***
Observações	1.213	918	905	878

OBS.: Os testes t são dados entre parênteses abaixo dos coeficientes.

* Indica nível de significância de 10%.

** Indica nível de significância de 5%.

*** Indica nível de significância de 1%.

TABELA 3

*Equações de demanda na forma reduzida para a saúde de crianças
(estatística Z de altura por idade) de dois a cinco anos de idade
estratificadas por setor de residência e nível de renda*

Variáveis	Setores		Nível de renda	
	Urbano	Rural	< 1/2 s.m.	> 1/2 s.m.
Constante	-2,753 (-4,45)***	-2,959 (-4,80)***	-3,402 (-5,86)***	-0,514 (-0,74)
PLUMB	0,326 (4,23)***	0,083 (1,26)	0,204 (3,27)***	0,091 (1,03)
SEWERAGE	0,099 (1,54)	0,220 (2,18)**	0,025 (0,27)	0,178 (2,73)***
ELECTRIC	0,007 (0,04)	0,241 (3,94)***	0,220 (3,59)***	0,063 (0,54)
STRPAVEM	0,058 (0,94)	0,209 (1,43)	0,098 (1,05)	0,045 (0,64)
URBAN	-	-	-0,227 (-2,90)***	-0,167 (-2,12)**
SOUTH	-0,017 (-1,24)	0,113 (1,24)	0,135 (1,59)	-0,224 (-2,31)**
SEAST	0,059 (0,68)	0,194 (2,24)**	0,174 (2,13)**	-0,035 (-0,36)
CENTRAL	0,171 (2,20)**	0,363 (4,29)***	0,359 (4,57)***	0,020 (0,22)
ZHAMOT	0,359 (13,46)***	0,291 (11,81)***	0,308 (12,79)***	0,326 (12,06)***
ZHAFAT	0,250 (9,53)***	0,277 (11,47)***	0,280 (11,94)***	0,235 (8,76)***
MOTAGE21	-0,156 (-1,24)	0,373 (3,71)***	0,293 (2,85)***	0,054 (0,45)

(continua)

Variáveis	Setores		Nível de renda	
	Urbano	Rural	< 1/2 s.m.	> 1/2 s.m.
FATAGE21	0,114 (0,44)	0,290 (0,83)	0,344 (1,13)	-0,213 (-0,77)
FATLITER	0,085 (0,94)	0,101 (1,66)*	0,122 (2,12)**	-0,092 (-0,77)
EDUFAT5	-0,072 (-0,90)	-0,034 (-0,35)	0,067 (0,72)	-0,170 (-2,09)**
MOTLITER	0,093 (1,00)	0,210 (3,43)***	0,185 (3,18)***	0,113 (0,91)
EDUMOT5	0,160 (2,08)**	-0,011 (-0,13)	0,036 (0,43)	0,101 (1,29)
KIDAGE3	-0,260 (-3,52)***	-0,289 (-4,21)***	-0,239 (-3,61)***	-0,338 (-4,45)***
KIDAGE4	-0,309 (-4,04)***	-0,293 (-4,26)***	-0,272 (-4,06)***	-0,364 (-4,64)***
KIDAGE5	-0,316 (-4,17)***	-0,323 (-4,67)***	-0,262 (-3,88)***	-0,435 (-5,63)***
WHITE	0,071 (1,14)	0,052 (0,87)	-0,018 (-0,32)	0,157 (2,36)**
BLACK	0,004 (0,03)	0,173 (1,35)	0,071 (0,59)	0,236 (1,40)
ASIAN	0,069 (0,19)	0,801 (1,86)*	0,773 (1,77)*	1,035 (0,10)
MALE	-0,054 (-1,03)	0,050 (1,06)	0,038 (0,82)	-0,048 (-0,91)
LFLINPC	0,493 (5,37)***	0,368 (4,67)***	0,443 (5,70)***	0,228 (2,27)**
LWAGEMOT	-0,108 (-1,80)*	-0,116 (1,54)	-0,134 (-1,79)*	-0,061 (-1,01)

(continua)

Variáveis	Setores		Nível de renda	
	Urbano	Rural	< 1/2 s.m.	> 1/2 s.m.
LWAGEFAT	-0,191 (-2,10)**	-0,094 (-0,91)	-0,219 (-2,23)**	0,097 (1,00)
R ²	0,38	0,31	0,29	0,26
Teste F	38,44***	40,28***	37,72***	19,09***
Observações	1,626	2,288	2,459	1,455

OBS.: Os testes t são dados entre parênteses abaixo dos coeficientes.

* Indica nível de significância de 10%.

** Indica nível de significância de 5%.

*** Indica nível de significância de 1%.

do Marfim, e Horton (1988), com uma das Filipinas, também acharam o efeito do gênero insignificante.

As mães maiores de 21 anos têm um impacto positivo no estado de saúde das crianças no setor rural, nas famílias de baixa renda, no Nordeste e no Sudeste. Por outro lado, a idade do pai não afetou significativamente a saúde das crianças na maioria das equações, exceto na região Sul. Uma vez que são principalmente as mães que tomam conta das crianças, espera-se que a experiência acumulada por aquelas ao longo do tempo ajude a proteger os filhos da falta de recursos ou a usar os recursos disponíveis com maior eficiência. Horton (1988) achou que a idade da mãe tinha um impacto positivo significativo na saúde da criança, enquanto Strauss (1990) e Senauer e Garcia (1991) concluíram que o impacto da idade da mãe era insignificante.

Quatro variáveis binárias representaram a educação dos pais: a alfabetização e a conclusão de cinco anos de escola. O efeito da alfabetização da mãe e do pai (MOTLITER e FATLITER) no estado de saúde da criança foi positivo e significativo em áreas pobres, como o Nordeste, nas áreas rurais e quando a renda *per capita* mensal familiar era menor que meio salário mínimo (aproximadamente US\$ 35). Por outro lado, na região Central e no setor urbano, o efeito positivo da educação da mãe sobre a saúde da criança pôde ser observado somente quando a mãe tinha cinco anos completos de escola (EDUMOT5). A percentagem de crianças cujas mães são analfabetas é de 45% no Nordeste, 36% no setor rural e 38% nas famílias de baixa renda, enquanto nas demais áreas a faixa varia de 10 a 21%. Portanto, é possível concluir que nas áreas pobres a saúde das crianças pode ser melhorada pelo decréscimo da taxa de analfabetismo dos pais. Thomas, Strauss e Henriques (1990) obtiveram um impacto positivo e significativo da educação da mãe sobre a altura da criança tanto nas regiões urbanas quanto rurais do Nordeste brasileiro.

A literatura tem indicado diferentes modos de como a educação da mãe afeta a saúde da criança:

a) Devido a um aumento da informação, as mães podem melhorar a alocação dos insumos na produção da saúde, fato que beneficiaria a saúde e a nutrição da criança sobretudo quando os recursos fossem escassos. Barrera (1990) notou que as crianças de mães com menor nível educacional se beneficiavam mais em termos de saúde quando havia uma melhora na limpeza do ambiente, já que as mães mais educadas sabiam proteger melhor suas crianças do ambiente insalubre. Thomas e Strauss (1992) concluíram que aumentos nos preços dos laticínios, do açúcar e do peixe afetavam negativamente a saúde das crianças, mas em proporção maior quando as mães eram analfabetas, revelando que mães mais educadas eram capazes de proteger melhor suas crianças em caso de recursos dispendiosos.

b) Mulheres com nível mais alto de educação têm maior chance de se casarem com homens mais ricos, resultando isso em um aumento dos recursos da família, os quais, se investidos de forma adequada, melhoram a saúde da criança.

c) A educação aumenta a produtividade dos insumos na produção da saúde da criança. Thomas e Strauss (1992) observaram que a disponibilidade de esgoto e eletricidade beneficiam mais as crianças cujas mães foram melhor educadas.

d) A educação aumenta o custo de oportunidade do tempo das mães, ampliando suas chances de participar no mercado de trabalho e de receber salários mais altos. Portanto, atividades como cuidar e amamentar crianças podem ser reduzidas, o que pode afetar negativamente a saúde infantil.

e) A educação afeta a decisão sobre o tamanho da família relacionada à opção entre qualidade e quantidade no que se refere às crianças.

As variáveis de infra-estrutura domiciliar e comunitária foram igualadas a 1 se a moradia da criança tivesse água encanada (PLUMB), esgoto (SEWERAGE), eletricidade (ELECTRICITY) e pavimentação na rua (STRPAVEM). A Tabela 4 mostra a percentagem de crianças que têm acesso a essas infra-estruturas em diferentes áreas do Brasil. As percentagens mais baixas foram observadas no Nordeste, nas áreas rurais e em famílias cuja renda *per capita* era menor que meio salário mínimo (baixa renda). É digno de nota que, ao contrário da alfabetização dos pais, nem todas as medidas de infra-estrutura domiciliar tiveram um efeito positivo significativo na saúde infantil em áreas pobres (Tabelas 2 e 3). O encanamento nas moradias mostrou-se importante nas regiões Nordeste e Central, no setor urbano e nas famílias de baixa renda. O sistema de esgoto teve impacto na altura das crianças na região Sul, no setor rural e nas famílias de baixa renda. A eletricidade afetou significativamente a saúde nas regiões Sudeste e Sul, no setor rural e nas famílias de baixa renda. Essas variáveis, quando significativas, tiveram sempre efeito positivo sobre a altura das crianças, uma vez que são relacionadas a melhorias nas condições higiênicas e a melhor qualidade de vida.

Merrick (1985) também achou um impacto significativo do acesso a água encanada na mortalidade infantil no Brasil, e Thomas e Strauss (1992) mostraram que o número *per capita* de prédios com água, ligações com a rede de esgotos e conexões de eletricidade era positivamente associado à altura das crianças no país.

TABELA 4

Percentagem de crianças de dois a cinco anos de idade cujas moradias têm encanamento, esgoto, eletricidade e situam-se em ruas pavimentadas, por regiões e setores de residência e nível de renda familiar

Infra-estrutura habitacional	Regiões				Setores		Nível de renda	
	Nordeste	Sudeste	Sul	Central	Urbano	Rural	Baixo	Alto
Encanamento	30	65	70	53	77	32	33	84
Sistema de esgoto	17	39	32	22	51	07	12	52
Eletricidade	51	76	78	69	97	43	52	92
Rua pavimentada	23	28	28	24	53	03	12	49

Vetter e Simões (1981) usaram tabulações especiais do Censo Demográfico de 1970 para estudar a expectativa de vida relacionada à presença de sistemas de encanamento e esgoto nas moradias segundo grupos de renda familiar *per capita*. No grupo representado pela renda familiar até um salário mínimo *per capita*, observou-se nível mais alto de mortalidade nas moradias sem sistemas de encanamento e esgoto, fato que os levou a concluir que a renda não é o único fator que afeta a mortalidade, mas a presença de infra-estrutura habitacional é também importante para evitar que as populações sejam expostas a doenças contagiosas e infecciosas.

Os coeficientes dos logaritmos dos salários-hora estimados para as mães (LWA-GEMOT) e os pais (LWAGEFAT) foram negativos, representando o custo de oportunidade do tempo. À medida que os salários aumentam, aumenta o custo relativo dos bens que requerem um uso mais intensivo do tempo, resultando em substituição das atividades (não de mercado) de uso mais intensivo do tempo em relação às de uso menos intensivo, e ao mesmo tempo aumentando a oferta de trabalho no mercado [Becker (1965)]. Já que cuidar de crianças é uma atividade de uso intensivo do tempo e positivamente correlacionada com a saúde infantil, espera-se que os salários-hora (valor do tempo) tenham um efeito negativo sobre a altura das crianças, conforme observado.

O cuidado das crianças e, conseqüentemente, a saúde destas foram negativamente afetados pelo custo de oportunidade do tempo da mãe nas regiões Nordeste e Central, no setor urbano e nas famílias de baixa renda, enquanto o salário estimado do pai afetou negativamente o estado de saúde das crianças nas regiões Sudeste e Sul, no setor urbano e nas famílias de baixa renda.

Se o tempo da mãe se valorizou porque ela, por exemplo, ingressou no mercado de trabalho, isto não significa necessariamente que a saúde da criança sofra uma redução. A disponibilidade e a boa qualidade dos serviços sociais ou de outros

substitutos para os cuidados maternos e, às vezes, a compatibilidade do trabalho da mãe com o cuidado da criança podem conservar o estado de saúde desta no mesmo nível. Além disso, tende a ocorrer um aumento da renda familiar, aprimorando a qualidade de vida. O impacto negativo do custo de oportunidade do tempo da mãe no Nordeste e nas famílias de baixa renda, observado nas Tabelas 2 e 3, pode ser atribuído à baixa qualidade ou indisponibilidade dos serviços sociais, assim como à impossibilidade da família de arcar com centros de assistência infantil de alta qualidade e/ou com os custos de transporte. No setor urbano, onde o salário estimado da mãe também foi negativo, a compatibilidade do emprego da mãe com o cuidado infantil é, presumivelmente, muito mais baixa do que no setor rural, onde as mulheres podem trabalhar em fazendas perto de suas crianças. Os resultados nos levaram a concluir que uma melhora importante da saúde das crianças pode ser obtida pelo aumento da quantidade e da qualidade das creches, principalmente em regiões pobres, onde a participação da mãe no mercado de trabalho é essencial para o aumento da renda familiar e os altos custos de transporte e/ou dos centros de assistência infantil os tornam inacessíveis.

A variável renda total – salário estimado x 720 horas + renda não-salarial – também foi utilizada no trabalho de Senauer, Sahn e Alderman (1986), os quais afirmaram que a renda total foi poucas vezes implementada empiricamente. O uso da variável renda monetária é criticado na literatura porque ele depende da decisão do indivíduo de alocar seu tempo entre o mercado de trabalho e o cuidado infantil, o que torna a renda monetária uma variável endógena, já que inclui ganhos do trabalho [Thomas, Strauss e Henriques (1990)]. A renda total, ao contrário, é exógena e representa a totalidade dos recursos econômicos disponíveis na família ou a renda monetária quando todo o tempo está alocado no mercado de trabalho [Becker (1965)].

A variável de fato usada nas equações de demanda de saúde é o logaritmo da renda total *per capita* (LFLINCPC). A estimativa da renda total foi dividida pelo número de indivíduos na família. O coeficiente mostrou-se altamente significativo e positivo em todas as equações, revelando que um aumento na renda familiar melhoraria o estado de saúde da criança.

4.2 - Equações de demanda de saúde para recém-nascidos, por regiões e setores

As equações de demanda de saúde para recém-nascidos de zero a 12 meses de idade em diferentes regiões e setores do Brasil são apresentadas na Tabela 5. As equações foram estimadas pelo método dos mínimos quadrados ordinários, adotando-se como variável dependente a estatística Z de altura por idade.

Ao contrário dos resultados obtidos na estimativa da demanda de saúde das crianças em idade pré-escolar, a infra-estrutura de moradia – água encanada, sistema de esgoto, eletricidade e pavimentação da rua – não afeta significativamente a saúde dos recém-nascidos. A pavimentação da rua de residência foi a única

infra-estrutura que teve um impacto positivo significativo na saúde desses recém-nascidos, e apenas na região Nordeste. As crianças mais velhas estão muito mais em contato com o ambiente do que os recém-nascidos, o que faz com que a presença das variáveis de infra-estrutura relacionadas à salubridade do ambiente afete muito mais as crianças em idade pré-escolar do que os recém-nascidos.

Os coeficientes para a variável binária que representa recém-nascidos com menos de seis meses de idade (INFAGE6) foram positivos e altamente significativos em todas as equações da Tabela 5. Esta variável reflete a prática da amamentação nos primeiros meses de vida da criança, melhorando seus níveis nutricionais e imunológicos e, portanto, seu estado de saúde.

TABELA 5

Equações de demanda na forma reduzida para a saúde de recém-nascidos (estatística Z de altura por idade) de zero a 12 meses de idade estratificadas por região e setor de residência

Variáveis	Regiões		Setores	
	Nordeste	Sul/Sudeste/ Central	Urbano	Rural
Constante	-2,229 (-1,58)	-1,742 (-2,19)**	-1,353 (-1,08)	-2,306 (-2,09)
PLUMB	0,009 (0,04)	0,139 (1,27)	-0,041 (-0,24)	0,200 (1,34)
SEWERAGE	0,251 (0,86)	-0,037 (-0,33)	-0,037 (-0,27)	0,178 (0,74)
ELECTRIC	0,094 (0,46)	0,128 (1,15)	-0,127 (-0,42)	0,121 (0,93)
STRPAVEM	0,757 (2,82)***	0,012 (0,10)	0,171 (1,29)	-0,489 (-1,31)
URBAN	-0,192 (-0,77)	-0,180 (-1,59)	-	-
SOUTH	-	-	0,234 (1,19)	0,111 (0,56)
SEAST	-	-	0,227 (1,16)	0,108 (0,58)

(continua)

Variáveis	Regiões		Setores	
	Nordeste	Sul/Sudeste/ Central	Urbano	Rural
CENTRAL	-	-	0,320 (1,77)*	0,468 (2,48)***
ZHAMOT	0,205 (3,12)***	0,207 (5,50)***	0,152 (2,69)***	0,265 (5,12)***
ZHAFAT	0,233 (3,85)***	0,227 (5,90)***	0,287 (4,99)***	0,174 (3,30)***
MOTAGE21	0,135 (0,64)	0,068 (0,61)	-0,004 (-0,02)	0,188 (1,22)
FATAGE21	-0,104 (-0,29)	0,215 (1,15)	-0,065 (-0,23)	0,400 (1,57)
FATLITER	-0,045 (-0,27)	-0,054 (-0,50)	-0,237 (-1,14)	-0,011 (-0,08)
EDUFAT5	-0,172 (-0,57)	-0,273 (-2,14)**	0,484 (-2,67)***	-0,082 (-0,44)
MOTLITER	0,561 (3,23)***	0,296 (2,58)***	0,178 (0,83)	0,323 (2,28)**
EDUMOT5	0,242 (0,91)	0,300 (2,42)***	0,539 (3,01)***	0,188 (0,99)
INFAGE6	0,387 (2,73)***	0,236 (3,07)***	0,190 (1,63)*	0,263 (2,54)***
WHITE	-0,144 (-0,79)	-0,080 (-0,92)	-0,086 (-0,63)	-0,107 (-0,83)
BLACK	1,079 (2,27)**	0,652 (2,81)***	0,497 (1,26)	0,679 (2,24)**
ASIAN	1,045 (1,36)	0,589 (0,94)	0,077 (0,09)	1,232 (1,37)
MALE	-0,090 (-0,63)	-0,098 (-1,27)	-0,122 (-1,04)	-0,125 (-1,20)

(continua)

Variáveis	Regiões		Setores	
	Nordeste	Sul/Sudeste/ Central	Urbano	Rural
LFLINPC	0,131 (0,61)	0,238 (1,91)*	0,254 (1,29)	0,219 (1,31)
LWAGEMOT	-0,431 (-2,06)**	-0,087 (-0,83)	-0,147 (-1,04)*	-0,149 (-0,84)
LWAGEFAT	0,001 (0,00)	0,049 (0,35)	0,039 (0,19)	-0,040 (-0,20)
R^2	0,24	0,19	0,18	0,21
Teste F	5,00***	11,62***	4,30***	6,83***

OBS.: Os testes t são dados entre parênteses abaixo dos coeficientes.

* Indica nível de significância de 10%.

** Indica nível de significância de 5%.

*** Indica nível de significância de 1%.

Como no caso das crianças em idade pré-escolar, a mãe com mais de cinco anos de educação teve um impacto positivo sobre a saúde do recém-nascido nas regiões Sudeste, Sul e Central e no setor urbano, onde há maior desenvolvimento e riqueza que em outras áreas. Por outro lado, somente a alfabetização das mães afetou significativamente a saúde dos recém-nascidos no Nordeste e no setor rural.

A variável renda total foi significativa ao nível de 10% somente nas regiões mais desenvolvidas (Sul, Sudeste e Central). Por outro lado, apenas na região Nordeste o salário-hora estimado da mãe (WAGEMOT) afetou significativamente a saúde dos recém-nascidos. O sinal negativo é esperado e confirma a hipótese de que atividades de uso intensivo do tempo, como cuidar de crianças, reduzem-se quando o custo de oportunidade do tempo aumenta. É importante observar que a magnitude e a significância do coeficiente WAGEMOT são maiores para os recém-nascidos do que para as crianças em idade pré-escolar, revelando a maior importância da mãe durante os primeiros anos de vida da criança. Melhorias na qualidade e aumento na quantidade de creches subsidiadas na região Nordeste, em substituição aos cuidados maternos, beneficiariam a saúde dos recém-nascidos.

5 - Conclusões

A desnutrição no Brasil ainda causa grande preocupação. As políticas para amenizar o problema requerem uma melhor compreensão dos fatores que afetam o estado de nutrição e saúde das crianças. Neste estudo, um levantamento recente realizado em todo o país, com foco no estado de nutrição e saúde dos indivíduos, foi explorado para analisar os determinantes econômicos da saúde infantil. Os dados permitem uma análise de regiões e setores específicos do Brasil, o que é extremamente importante devido às grandes disparidades econômicas existentes.

A análise concentrou-se na demanda de saúde de crianças, seguindo o modelo familiar de Becker. Com a estimação das equações de demanda na forma reduzida, obtiveram-se informações importantes sobre os determinantes exógenos da saúde infantil para servir de orientação às políticas governamentais.

Os resultados revelaram que os problemas nutricionais das crianças brasileiras são mais crônicos que agudos. A desnutrição crônica associa-se a condições econômicas gerais de pobreza, repetidas infecções e ingestão inadequada de nutrientes. A região Nordeste e o setor rural têm as percentagens mais altas de crianças que sofrem de elevados níveis de desnutrição.

A estimativa das equações de demanda de saúde, mensurada pela estatística *Z* de altura por idade, mostrou um impacto positivo e significativo da educação do pai e da mãe sobre a saúde dos recém-nascidos e das crianças em idade pré-escolar. Enquanto a alfabetização revelou-se mais importante em áreas pobres, como a região Nordeste e o setor rural, assim como nas famílias de baixa renda, os níveis mais altos de educação tiveram maior impacto sobre a saúde das crianças em áreas mais desenvolvidas, como o setor urbano.

A infra-estrutura residencial – água encanada, sistema de esgoto, eletricidade e rua pavimentada –, que serve para melhorar a salubridade do ambiente, teve um efeito positivo sobre a saúde das crianças em idade pré-escolar. A água encanada foi importante para a melhoria da saúde das crianças na região Nordeste e no setor urbano, o sistema de esgoto na região Sul e no setor rural e a eletricidade nas regiões Sudeste e Sul e no setor rural. A infra-estrutura residencial não afetou, contudo, a saúde dos recém-nascidos. Somente rua pavimentada na região Nordeste foi significativa a 10%.

Os salários-hora estimados do pai e da mãe tiveram os sinais negativos esperados, servindo de medida do custo de oportunidade do tempo. O coeficiente da variável salário-hora da mãe foi significativo no Nordeste tanto para a saúde de crianças em idade pré-escolar como para os recém-nascidos, com magnitude e nível de significância mais altos para os recém-nascidos. À medida que cresce o salário, mais atividades de tempo intensivo, como tomar conta das crianças, são substituídas por atividades de uso menos intensivo do tempo, o que pode prejudicar a saúde infantil. Esse dano pode ser maior para os recém-nascidos, que exigem maiores cuidados e podem sofrer com a redução da prática da amamentação pelas mães.

Nesse contexto, é importante para as mães que participam do mercado de trabalho terem acesso a centros de assistência infantil subsidiados, particularmente nas regiões pobres, como o Nordeste, em substituição aos próprios cuidados. A participação da mãe no mercado de trabalho é muito importante em famílias pobres para aumentar a renda familiar, a qual tem um forte impacto positivo sobre a saúde das crianças.

Também é necessário investir em educação básica para as mães em áreas pobres como o Nordeste e o setor rural, para reduzir o analfabetismo e melhorar a saúde das crianças. Além disso, os incrementos na infra-estrutura residencial e comunitária, como eletricidade, sistemas de esgoto, água encanada e pavimentação, constituem itens importantes de política para o progresso do estado de saúde infantil.

Abstract

This study estimates reduced-form health demand equations for infants and preschool children based on a national survey undertaken in 1989. The data permitted an analysis of specific regions and sectors (urban/rural) in Brazil.

The general objectives are to analyze the factors affecting the child's health status to orient government policies. The analysis is based on a household model developed by Gary Becker. The results indicate that mothers' education, household infrastructure and household income have a positive impact on children's health. The coefficients of the father's and mother's estimated wage rates have negative signs indicating that less time is allocated to the child's care as the opportunity cost of the parents' time increases.

From the results obtained it can be recommended improvements in the quality and quantity of subsidized child care centers, mainly in poor regions, and investments in education and infrastructure as ways to improve children's health.

Bibliografia

BARRERA, A. The role of maternal schooling and its interaction with public health programs in child health production. *Journal of Development Economics*, v.3, p.69-91, 1990.

BECKER, G. A theory of the allocation of time. *The Economic Journal*, v.75, p.493-517, 1965.

———. *A treatise on the family*. Cambridge, Harvard University Press, 1981.

BEHRMAN, J., DEOLALIKAR, A. Health and nutrition. In: CHENERY, H., SRINIVASAN, T.N. (eds.). *Handbook of development economics*. Amsterdam, North Holland, 1988.

- . The intrahousehold demand for nutrients in rural South India: individual estimates, fixed effects and permanent income. *Journal of Human Resources*, v.25, p.665-696, 1990.
- BEHRMAN, J., WOLFE, B. Does more schooling make women better nourished and healthier? Adult siblings random and fixed effects estimates for Nicaragua. *Journal of Human Resources*, v.24, p.644-663, 1989.
- HECKMAN, J. Shadow prices, market wages, and labor supply. *Econometrica*, v.1, p.679-694, 1974.
- . Sample selection bias as a specification error. In: SMITH, J.P. (ed.). *Female labor supply: theory and estimation*. Princeton, N.J., Princeton University Press, 1980.
- HORTON, S. *Child nutrition and family size: result from the Phillipines*. Toronto, Dep. of Economics/University of Toronto, 1984, mimeo.
- . Birth order and child nutritional status: evidence from the Phillipines. *Economic Development and Cultural Change*, v.36, p.341-354, 1988.
- INAN. *Pesquisa nacional sobre saúde e nutrição – resultados preliminares*. Ministério da Saúde, 1990.
- INAN/IBGE/IPEA. *Pesquisa nacional sobre saúde e nutrição*. 1988.
- KASSOUF, A. L. The wage rate estimation using the Heckman procedure. *Revista Brasileira de Econometria*, v. 13, p. 87-104, abr. 1994.
- MERRICK, T. The effect of piped water on early childhood mortality in urban Brazil, 1970 to 1976. *Demography*, v.22, p.1-22, 1985.
- OMS-ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DA SAÚDE. Use and interpretation of anthropometric indicators of nutritional status. *Bulletin of the World Health Organization*, v.64, p.929-941, 1986.
- SELOWSKY, M., TAYLOR, L. The economics of malnourished children: an example of disinvestment in human capital. *Economic Development and Cultural Change*, v.22, p.17-30, 1973.
- SENAUER, B., SAHN, D., ALDERMAN, H. The effect of the value of time on food consumption patterns in developing countries: evidence from Sri Lanka. *Journal of Agricultural Economics*, v.68, p.920-927, 1986.
- SENAUER, B., GARCIA, M. Determinants of the nutrition and health status of preschool children: an analysis with longitudinal data. *Economic Development and Cultural Change*, v.39, p.371-389, 1991.

STRAUSS, J. Household, communities and preschool children's nutrition outcomes: evidence from rural Côte d' Ivoire. *Economic Development and Cultural Change*, v.38, p.235-261, 1990.

THOMAS, D., STRAUSS, J. Prices, infrastructure, household characteristics and child height. *Journal of Development and Economics*, v.39, p.301-331, 1992.

THOMAS, D., STRAUSS, J., HENRIQUES, M. H. Child survival, height for age and household characteristics in Brazil. *Journal of Development and Economics*, v.33, p.197-234, 1990.

VETTER, D., SIMÕES, C. Acesso à infra-estrutura de saneamento básico e mortalidade. *Revista Brasileira de Estatística*, v.42, p.17-35, 1981.

WATERLOW, J. C. *et alii*. The presentation and use of height and weight data for comparing the nutritional status of groups of children under the age of 10 years. *Bulletin of the World Health Organization*, v.55, p.489-498, 1977.

(Originais recebidos em abril de 1994. Revisos em julho de 1994.)