

Saneamento e educação: bens substitutos ou complementares?

ANA LÚCIA KASSOUF*

O objetivo deste trabalho é observar o efeito da interação entre a educação materna e o saneamento básico na saúde das crianças. Foram estimadas, por mínimos quadrados ordinários, equações de demanda de saúde, estratificadas por idade. Os resultados mostraram que o nível educacional materno e o saneamento básico têm efeitos positivos na saúde das crianças. A interação entre estas variáveis apresentou coeficiente negativo e, portanto, um efeito substituição. Concluímos, então, que as crianças cujas mães são analfabetas ou com nível baixo de escolaridade necessitam de uma melhor infra-estrutura domiciliar para se manterem dentro de um nível adequado de saúde. Por outro lado, mães com nível alto de escolaridade podem proteger seus filhos quando há ausência de saneamento básico (água encanada e sistema de esgotos).

1 - Introdução

Desnutrição e doenças infecciosas, estas principalmente causadas pela falta de abastecimento de água e saneamento [Banco Mundial (1993)], são responsáveis pela alta taxa de mortalidade infantil em países em desenvolvimento. No ano passado, quase 90 mil casos de esquistossomose foram registrados na Bahia, onde só existe rede de esgoto para 5% da população e 56% dela não possuem água tratada [O Estado de S. Paulo (24/7/94)]. O Unicef estima que mais de 60% das crianças brasileiras de zero a quatro anos vivem em casas com facilidades sanitárias inadequadas, atingindo 90% no Nordeste [United Nations (1992)]. A percentagem de crianças desnutridas no Brasil é comparável à da Colômbia, cujo PNB *per capita* é pouco mais da metade do brasileiro. O Norte e o Nordeste do Brasil equivalem a países africanos como Zimbábue e Cabo Verde, cujo PNB *per capita* chega a 1/10 do brasileiro [Monteiro (1991)].

Utilizando-se a Pesquisa Nacional sobre Saúde e Nutrição (PNSN), coletada em 1989, foram estimadas equações de saúde na forma reduzida para crianças de zero a cinco anos com base no modelo de Becker (1965). Através destas equações foi possível analisar os fatores que afetam a saúde e/ou a nutrição das crianças no Brasil.

O objetivo principal deste trabalho é observar o efeito da interação entre a educação materna e o saneamento básico (água encanada e esgoto) sobre a saúde das crianças em diferentes faixas etárias.

* Do Departamento de Economia e Sociologia Rural da Esalq/USP.

Muitos trabalhos mostram o papel positivo entre o nível de escolaridade da mãe e a saúde dos filhos [Thomas, Strauss e Henriques (1990) e Alderman e Garcia (1993)], enquanto alguns outros retratam os benefícios da presença de saneamento básico para a saúde das crianças [Merrick (1985)]. Entretanto, são poucos os que se concentram em estudar a interação entre educação e saneamento [Barrera (1990), Thomas e Strauss (1992)]. A interação pode apresentar sinal negativo, indicando substituição, ou positivo, indicando complementaridade. Se a educação materna e o saneamento forem bens substitutos, o aumento da educação da mãe age no sentido de amenizar os danos causados à saúde dos filhos quando há falta de saneamento básico no local de residência. Por outro lado, se forem bens complementares, crianças de mães mais bem-educadas são beneficiadas pela presença de saneamento básico.

O entendimento destas relações é de grande importância para auxiliar medidas governamentais que visam reduzir os problemas de saneamento básico e educação no país, a fim de propiciar a melhoria da qualidade de vida da população.

2 - Os dados

Os dados utilizados neste trabalho foram retirados da Pesquisa Nacional sobre Saúde e Nutrição (PNSN) realizada em 1989. O levantamento das informações foi patrocinado pelo Instituto Nacional de Alimentação e Nutrição (Inan) e executado com a colaboração técnica do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). A amostra da PNSN abrange todas as regiões do Brasil e possui informações em nível individual, tendo sido entrevistados aproximadamente 63 mil indivíduos em 17.920 domicílios.

Para a realização do presente trabalho, a região Norte foi excluída, uma vez que a PNSN não possui dados do Norte rural. Todos os domicílios com crianças de zero a cinco anos foram selecionados, identificando-se em cada um deles o pai, a mãe e outros membros da família para a obtenção de informações como salário, renda, educação, idade etc. A Tabela 1 fornece as descrições das variáveis com as respectivas médias e desvios padrões, estratificados por idade.

3 - O modelo

Este estudo baseia-se no modelo desenvolvido por Becker (1965), em que a saúde é vista como um bem que não é de mercado, ou, como denominou Becker, "bem Z". A saúde das crianças é produzida no domicílio via cuidados maternos e médicos, alimentação, boas condições fitossanitárias de habitação, ausência de poluição etc. Assim sendo, podemos considerar que os pais são responsáveis pela produção da saúde das crianças e

que o fato de os filhos serem saudáveis aumenta a utilidade dos pais. Colocando na forma de equações, os pais maximizam a função utilidade U :

$$U = U(S, X)$$

onde S é a saúde das crianças e X são outras variáveis que afetam a utilidade dos pais.

Como a saúde é produzida no domicílio, existe uma função de produção dada por:

$$S = S(C, M, l; Z, u)$$

onde C são bens consumidos pela criança (amamentação quando bebê e alimentos ricos em nutrientes quando em uma idade mais avançada), M são medicamentos e cuidados médicos, l é uma medida de lazer dos pais ou tempo disponível para os cuidados da criança, Z são variáveis exógenas e u são características não-observáveis.

Os pais se defrontam com restrições de tempo e de renda que podem ser agrupadas na restrição de renda total:

$$PC + PM + wl = wT + v = R$$

onde P é um vetor de preços, w o salário, T o tempo total, v a renda não-salarial (aluguel, pensão) e R a renda total, que é exógena neste modelo, ao contrário da renda monetária, que depende da alocação do tempo no mercado de trabalho [Becker (1981)].

Maximizando-se a função utilidade sujeita à função de produção de saúde e a restrição de renda total, obtêm-se as equações de demanda na forma reduzida. Para a saúde, especificamente, tem-se:

$$S = f(P, w, R, Z, \epsilon)$$

Observe-se que a demanda na forma reduzida é função dos preços, salário como custo de oportunidade do tempo, renda total, características exógenas e atributos não-observáveis (ϵ).

Uma vez que as equações na forma reduzida apresentam somente variáveis exógenas do lado direito da equação, a técnica de mínimos quadrados ordinários pode ser utilizada para a estimação dos parâmetros.

TABELA 1

Descrição das variáveis, média (M) e desvio padrão (DP) para crianças em diferentes faixas etárias

Variáveis	Descrição	< 1 ano		1 ano		2 anos		3-5 anos		Total	
		M	DP	M	DP	M	DP	M	DP	M	DP
ZAlcristança	Estatística Z altura por idade da criança	-0,42	1,34	-0,73	1,48	-0,42	1,38	-0,75	1,33	-0,64	1,38
Água encanada	= 1 se o domicílio possui água encanada	0,50	0,50	0,48	0,50	0,53	0,50	0,52	0,50	0,51	0,50
Esgoto	= 1 se o domicílio possui rede de esgoto	0,25	0,43	0,24	0,43	0,25	0,44	0,25	0,44	0,25	0,43
Urbana	= 1 se a criança reside na área urbana	0,43	0,49	0,39	0,49	0,41	0,49	0,42	0,49	0,41	0,49
Sul	= 1 se a criança reside na região Sul	0,22	0,41	0,24	0,43	0,23	0,42	0,23	0,42	0,23	0,42
Sudeste	= 1 se a criança reside na região Sudeste	0,24	0,43	0,21	0,41	0,23	0,42	0,24	0,43	0,23	0,42
Central	= 1 se a criança reside na região Central	0,22	0,41	0,21	0,41	0,24	0,43	0,22	0,41	0,22	0,41
Idade criança	Idade da criança em meses	5,68	3,48	17,45	3,48	29,42	3,49	49,75	7,97	33,63	18,54
Sexo criança	= 1 se a criança é do sexo masculino	0,52	0,50	0,50	0,50	0,51	0,50	0,51	0,50	0,51	0,50
Branca	= 1 se a criança é da raça branca	0,51	0,50	0,51	0,50	0,50	0,50	0,48	0,50	0,49	0,50
Preta	= 1 se a criança é da raça negra	0,03	0,17	0,04	0,19	0,04	0,20	0,03	0,18	0,03	0,19
Amarela	= 1 se a criança é da raça amarela	0,004	0,06	0,002	0,04	0,005	0,07	0,004	0,06	0,004	0,06
ZAlmãe	Estatística Z altura por idade da mãe	-1,35	1,11	-1,35	1,07	-1,39	1,02	-1,39	1,07	-1,37	1,06
ZAlpai	Estatística Z altura por idade do pai	-1,37	1,10	-1,36	1,06	-1,33	1,08	-1,37	1,09	-1,36	1,08

(continua)

Variáveis	Descrição	< 1 ano		1 ano		2 anos		3-5 anos		Total	
		M	DP	M	DP	M	DP	M	DP	M	DP
Idade mãe	Idade da mãe em anos	26,78	6,29	27,77	6,68	28,99	6,60	30,94	6,71	29,39	6,83
Idade pai	Idade do pai em anos	31,71	8,71	32,31	8,36	33,84	8,38	35,72	8,35	34,17	8,58
Educação mãe	Número de anos de educação da mãe	4,43	3,78	4,26	3,75	4,33	3,96	4,07	3,81	4,20	3,82
Educação pai	Número de anos de educação do pai	4,08	3,92	4,00	3,86	4,04	4,05	3,73	3,93	3,88	3,93
Logrendatotalpc	Log da renda mensal familiar total per capita	4,96	0,80	4,93	0,78	4,96	0,82	4,91	0,78	4,93	0,79
Logsaláriomãe	Logaritmo do salário-hora da mãe	-1,57	0,73	-1,57	0,73	-1,46	0,78	-1,43	0,73	-1,48	0,74
Logsaláriopai	Logaritmo do salário-hora do pai	-0,46	0,66	-0,49	0,65	-0,42	0,67	-0,43	0,64	-0,44	0,65
Água x edumãe	Interação água encanada com educação da mãe	3,16	4,19	2,91	4,10	3,25	4,34	3,00	4,11	3,05	4,16
Esgoto x edumãe	Interação esgoto com educação da mãe	1,89	3,82	1,72	3,68	1,92	3,96	1,79	3,75	1,81	3,78

Saneamento e educação: bens substitutos ou complementares?

4 - Discussão dos resultados

A variável dependente utilizada nas formas reduzidas para indicar saúde ou nutrição das crianças é a estatística Z de altura por idade, medida que detecta níveis de desnutrição crônica que, ao contrário da desnutrição aguda, tem maiores percentagens de crianças afetadas no Brasil. A desnutrição crônica está associada a condições precárias de vida, tanto no meio social quanto no econômico. O cálculo da estatística Z de altura por idade foi realizado pelo Centro Nacional de Estatísticas de Saúde (NCHS) nos Estados Unidos e tem por base uma população padrão norte-americana bem nutrida [WHO (1986) e Waterlow *et alii* (1977)].

A Tabela 2 mostra percentagens de crianças normais e com diferentes níveis de desnutrição, por faixa etária. As formas de desnutrição são determinadas de acordo com o valor do escore Z de altura por idade. A forma severa inclui crianças cuja estatística Z é inferior a -3, enquanto na forma moderada os valores estão entre -2 e -3 e na branda entre -1 e -2. Valores do escore Z superiores a -1 são considerados normais. Observe-se que, do total da amostra, 12,8% das crianças apresentam níveis altos de desnutrição.¹

A Tabela 3 mostra as regressões nas formas reduzidas, estimadas por mínimos quadrados ordinários para crianças com diferentes idades e para a amostra total.

Variáveis como idade, sexo e raça das crianças foram utilizadas para controle das características biológicas e para a detecção de algum tipo de discriminação. Observe-se que o coeficiente da variável "idade criança", representada pelo número de meses de vida da criança, é altamente significativo para recém-nascidos (coluna 1), isto porque ela

TABELA 2

Percentagem de crianças de acordo com as formas de desnutrição em diferentes faixas de idade

Desnutrição	< 1 ano	1 ano	2 anos	3-5 anos	Total
Severa	3,6	5,8	3,4	4,6	4,4
Moderada	6,1	12,3	8,2	12,4	10,7
Branda	20,2	22,9	19,8	25,1	23,1
Normal	70,1	58,9	68,6	57,9	61,7

¹ O valor de 12,8% equivale a 4,4 + 10,7 - 2,28. Em uma distribuição normal a $P(Z < -2) = 2,28\%$.

TABELA 3

Equações de saúde na forma reduzida para crianças em diferentes faixas etárias

Variáveis	Estatística Z altura por idade				
	> 1 ano	1 ano	2 anos	3-5 anos	Amostra total
Constante	-0,88 (-0,85)	-4,09 (-4,19)***	-4,56 (-4,67)***	-2,50 (-5,27)***	-2,76 (-7,75)***
Urbana	-0,16 (-1,32)	-0,069 (-0,54)	-0,093 (-0,81)	-0,10 (-1,57)	-0,12 (-2,54)***
Sul	0,22 (1,43)	0,39 (2,54)**	0,18 (1,24)	0,078 (1,03)	0,16 (2,73)***
Sudeste	0,18 (1,26)	0,30 (2,00)**	0,26 (1,94)*	0,19 (2,60)***	0,21 (3,81)***
Central	0,44 (3,05)***	0,53 (3,64)***	0,39 (2,89)***	0,33 (4,48)***	0,37 (6,79)***
Idade criança	-0,029 (-2,56)***	-0,014 (-1,29)	-0,019 (-1,83)**	-0,0031 (-1,24)	-0,0055 (-6,57)***
Sexo criança	-0,11 (-1,43)	-0,092 (-1,19)	0,077 (1,06)	-0,014 (-0,36)	-0,020 (-0,66)
Raça branca	-0,10 (-1,08)	-0,10 (-1,06)	-0,026 (-0,29)	0,083 (1,69)*	0,0031 (0,08)
Raça negra	0,59 (2,51)**	-0,26 (-1,25)	-0,59 (-3,18)***	0,31 (2,79)***	0,074 (0,89)
Raça amarela	0,65 (1,05)	-1,22 (-1,36)	0,53 (1,05)	0,19 (0,58)	0,24 (0,95)
ZAlmãe	0,21 (5,28)***	0,25 (6,59)***	0,33 (8,78)***	0,32 (15,47)***	0,28 (18,66)***
ZAlpai	0,23 (5,86)***	0,25 (6,22)***	0,24 (6,57)	0,28 (14,08)***	0,26 (17,37)***

(continua)

Variáveis	Estatística Z altura por idade				
	> 1 ano	1 ano	2 anos	3-5 anos	Amostra total
Idade mãe	0,010 (0,94)	0,012 (1,28)	0,020 (2,22)**	0,0060 (1,32)	0,0088 (2,48)***
Idade pai	-0,0042 (-0,66)	0,0046 (0,66)	0,0054 (0,83)	0,0030 (0,88)	0,0032 (1,26)
Logrendatotalpc	0,097 (0,72)	0,50 (3,89)***	0,66 (5,20)***	0,34 (5,01)***	0,36 (7,25)***
Logsaláriomãe	-0,32 (-1,96)**	-0,34 (-2,17)**	-0,35 (-2,53)**	-0,12 (-1,65)*	-0,21 (-3,59)***
Logsaláriopai	0,31 (1,65)*	-0,17 (-0,92)	-0,36 (-2,09)**	-0,14 (-1,44)	-0,082 (-1,15)
Água encanada	-0,077 (-0,48)	0,52 (3,25)***	0,50 (3,64)***	0,33 (4,39)***	0,35 (5,92)***
Esgoto	0,34 (1,64)*	0,39 (1,86)*	0,23 (1,25)	0,27 (2,78)***	0,30 (3,98)***
Educação mãe	0,088 (2,78)***	0,11 (3,64)***	0,11 (3,77)***	0,063 (4,00)***	0,082 (6,92)***
Educação pai	-0,070 (-2,70)***	-0,0090 (-0,34)	0,030 (1,30)	0,0060 (0,45)	-0,0048 (-0,48)
Água x edumãe	0,053 (1,70)*	-0,055 (-1,82)*	-0,084 (-2,97)***	-0,026 (-1,65)*	-0,031 (-2,58)***
Esgoto x edumãe	-0,056 (-1,93)*	-0,020 (-0,69)	-0,0059 (-0,24)	-0,022 (-1,55)	-0,024 (-2,32)**
Teste F	10,42***	19,44***	25,45***	69,29***	114,74***
R ²	0,19	0,29	0,37	0,34	0,30
Observações	979	1.070	969	3.026	6.044

Obs.: As estatísticas *t* estão entre parênteses abaixo dos coeficientes.

* Significativo ao nível de 10%.

** Significativo ao nível de 5%.

***Significativo ao nível de 1%.

reflete a amamentação materna, que é extremamente importante nesta faixa de idade. Crianças do sexo masculino não se mostraram beneficiadas com relação às do sexo feminino, como ocorre em algumas sociedades no sul da Ásia [Horton (1988)]. Com relação às raças (a parda foi omitida), praticamente só a negra foi significativa, embora os sinais se alternassem conforme a faixa de idade da criança, sem indicações fortes de discriminação.

As variáveis representando as regiões do Brasil (o Nordeste foi omitido) e o setor urbano (rural é omitido) mostram diferenças étnicas e culturais e podem, também, captar efeitos de preços, os quais não são disponíveis na fonte de dados *cross-section* utilizada.

Muitos trabalhos enfatizam a necessidade de controlar os fatores genéticos das crianças como forma de evitar a obtenção de estimativas de parâmetros tendenciosas [Thomas e Strauss (1992)]. Visando contornar este problema, foram utilizadas as estatísticas *Z* de altura por idade da mãe e do pai de cada criança (*Z*Imãe e *Z*Ipai), tendo sido encontrada alta significância estatística para ambas, as quais também captam fatores não-observados relacionados às gerações passadas.

Mães com idades mais avançadas e, portanto, com mais experiência e recursos estão relacionadas a crianças mais saudáveis. Observe-se que a idade do pai não teve qualquer efeito sobre a saúde do filho.

Os salários da mãe e do pai utilizados como variáveis explanatórias nas regressões da Tabela 3 foram estimados através do procedimento de Heckman (1974 e 1980), com base nas características das pessoas. Dessa maneira, são atribuídos salários “potenciais” que a pessoa poderia receber, dadas as suas características, ou seja, trata-se de uma medida do custo de oportunidade do tempo útil dessa pessoa [Kassouf (1994)]. Os sinais negativos revelam que o aumento do custo de oportunidade do tempo da mãe, por exemplo, e o aumento da participação no mercado de trabalho fazem com que os cuidados com a criança e a amamentação diminuam, uma vez que são atividades de tempo intensivas, o que acarreta diminuição da nutrição e saúde dos filhos. Por outro lado, a renda total — obtida através da multiplicação dos salários estimados de todos os membros da família, com idades entre 16 e 71 anos, pelo tempo total (24 horas por dia x 30 dias por mês), adicionando-se a renda não-salarial (aluguel, pensão etc.) — aumenta e age positivamente sobre a saúde das crianças. Observe-se que a magnitude do coeficiente da variável renda total é maior em valor absoluto do que os coeficientes das variáveis salário materno e paterno, com exceção da primeira coluna. Os recém-nascidos, necessitando de cuidados constantes da mãe e de amamentação, fazem com que o efeito negativo do custo de oportunidade do tempo se sobreponha ao efeito positivo da renda total.

A presença de saneamento básico — água encanada e esgoto — está relacionada a crianças mais saudáveis. Com exceção da equação dos recém-nascidos, todos os coeficientes da variável que retrata a presença de água encanada no domicílio foram estatisticamente significativos ao nível de 1%. A magnitude dos coeficientes mostrou que a água encanada é ainda mais importante do que a presença de esgoto para a saúde das crianças em diferentes faixas etárias.

O Brasil é um dos campeões em número de casos de cólera no mundo, doença que é um tipo de diarreia de contaminação hídrica, pois muitas pessoas morrem por falta de

água tratada e esgotos. O médico Adib Jatene (atual ministro da Saúde), em uma conferência na 46ª reunião anual da Sociedade Brasileira para o Progresso da Ciência, salientou que milhares de crianças morrem anualmente por doenças diarreicas e que “não se trata de uma deficiência da área de saúde, mas de saneamento”.

Grandes disparidades ocorrem entre regiões no Brasil. Dados do Catálogo da Associação Brasileira de Engenharia Sanitária (Cabes) revelam que no Ceará 61% da população não têm acesso à rede de água tratada, enquanto em São Paulo a rede de água estende-se a 83,7% da população. A partir da Tabela 1 observa-se que 50% das crianças de zero a cinco anos residem em domicílios sem água encanada e 75% sem esgoto.

Um elevado nível educacional materno favorece o estado nutricional dos filhos, fato que pode ser observado pelos coeficientes positivos e altamente significativos da variável “educação mãe”, em todas as equações. A magnitude dos coeficientes mostra que a importância da educação materna na saúde dos filhos aumenta de crianças recém-nascidas (< um ano) para crianças com um e dois anos de idade, diminuindo em seguida para crianças entre três e cinco anos. O leite materno com características imunológicas e nutricionais é um dos principais fatores responsáveis pela boa saúde do recém-nascido. Entretanto, crianças de um e dois anos de idade estão começando a andar e a se alimentar não só com leite materno, o que exige maiores cuidados no preparo de alimentos, principalmente com relação à higiene, o que faz com que a educação da mãe tenha maior influência na saúde dos filhos. Após este período, a criança passa a precisar menos dos cuidados maternos, o que justifica a redução do coeficiente de educação materna sobre a saúde da criança. Alderman e Garcia (1993) obtiveram resultados semelhantes estudando uma amostra do setor rural do Paquistão. É interessante observar que a educação do pai não teve qualquer efeito positivo significativo sobre a saúde dos filhos, embora se possa constatar que este efeito existe através de aumento de salário e renda familiar [Kassouf e Senauer (1994)].

Behrman e Wolfe (1987) concluíram que o forte efeito positivo da educação materna sobre a saúde das crianças desaparece quando se incluem características da mãe — relacionadas aos avós das crianças —, levantando dúvidas quanto aos resultados obtidos em trabalhos que não controlam os fatores genéticos da família. No presente estudo, a inclusão da estatística Z de altura por idade da mãe e do pai de cada criança controla as características genéticas e minimiza problemas dessa natureza.

As variáveis que medem a interação entre a educação materna e o saneamento básico, como esgoto e água encanada nos domicílios (água x edumãe e esgoto x edumãe), apresentaram coeficientes com sinais negativos e significância estatística para quase todas as regressões da Tabela 3. O sinal negativo revela que a educação materna e o saneamento básico funcionam como bens substitutos, mostrando que um aumento do número de anos de escolaridade por parte das mães substitui a falta de saneamento básico, protegendo as crianças contra doenças infecciosas através, por exemplo, da fervura de água, uso de cloro, construção de fossa séptica e limpeza adequada da habitação. Há apenas uma exceção: para crianças com menos de um ano o sinal do coeficiente da variável “água x edumãe” é positivo, indicando complementaridade, isto é, recém-nascidos de mães mais bem-educadas derivam maiores benefícios com relação à saúde quando o domicílio possui água encanada. De maneira semelhante ao que ocorre com o efeito da educação da mãe, discutido anteriormente, a magnitude do coeficiente da variável “água x edumãe” aumenta até a faixa de dois anos, diminuindo em seguida.

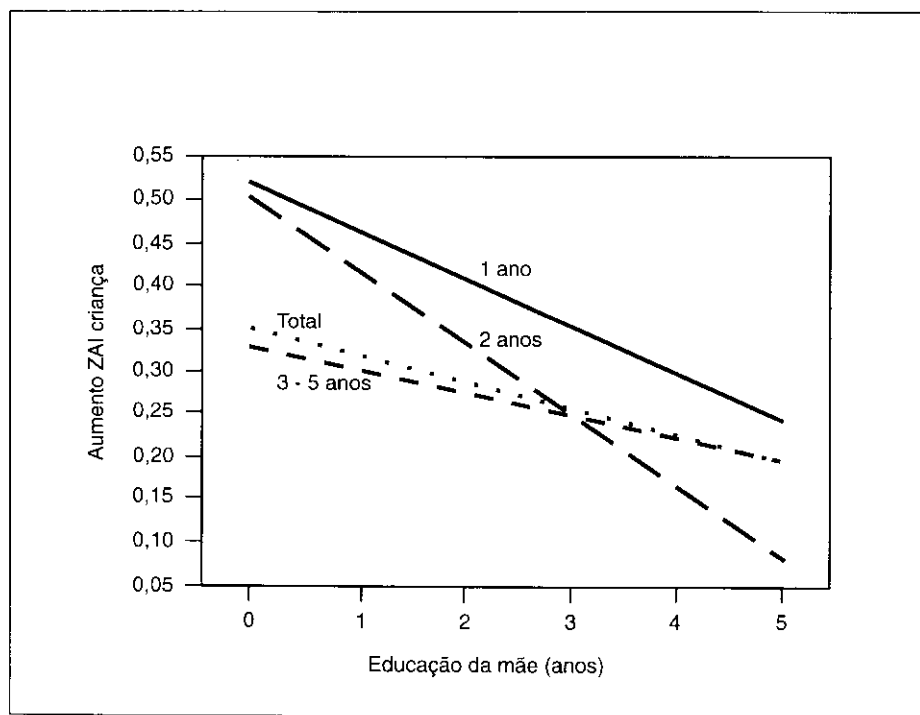
É interessante observar que pesquisadores como Merrick (1985) e Thomas e Strauss (1992), utilizando dados do Brasil, praticamente não obtiveram significância estatística ao analisarem as interações entre educação e saneamento básico. Além disso, as interações apresentaram sinal positivo, contrastando com a maioria dos resultados obtidos nesta pesquisa. Barrera (1990), no entanto, obteve resultados semelhantes aos deste trabalho ao utilizar dados das Filipinas.

As diferentes inclinações obtidas das interações “educação x água encanada”, para diferentes faixas etárias, podem ser visualizadas no gráfico a seguir, no qual foi utilizada a seguinte equação:

$$Z_{altura/idade} = \alpha \text{ educação} + \beta \text{ água} + \gamma \text{ educação} \times \text{água}$$

Portanto:

$$\frac{\partial Z_{alt} / idade}{\partial \text{ água encanada}} = \beta + \gamma \text{ educação}$$



Para exemplificar, considere-se a idade de um ano, equivalente à coluna 2 da Tabela 3. Então, a equação seria:

$$\Delta Z = 0,52 - 0,055 \text{ educação}$$

Pode-se observar pelo gráfico que a melhoria da saúde e nutrição das crianças, resultante do aumento do número de domicílios com água encanada, é cada vez menor quanto maior é a educação da mãe. A reta com maior inclinação e, portanto, com maior efeito substituição é a de crianças na faixa de dois anos, cujo coeficiente da variável interação teve magnitude superior ao das demais equações. As crianças de um e dois anos, com mães sem escolaridade ou com níveis baixos de escolaridade, se beneficiam mais da presença de água encanada nas residências.

5 - Resumo e conclusão

Utilizando-se a Pesquisa Nacional sobre Saúde e Nutrição, de 1989, observou-se que quase 13% das crianças de zero a cinco anos de idade, no Brasil, sofrem de desnutrição crônica ou de longo prazo, medida pela estatística Z de altura por idade.

Equações na forma reduzida para a saúde das crianças foram estimadas por mínimos quadrados ordinários para diferentes faixas etárias. Os resultados mostraram que o nível educacional da mãe, medido em número de anos de escolaridade, ao contrário do pai, teve um grande efeito positivo na saúde dos filhos, o qual aumenta dos recém-nascidos para idades de até dois anos, diminuindo novamente na faixa etária de três a cinco anos.

O saneamento básico, representado pela disponibilidade de água encanada e esgotos nos domicílios, também mostrou um grande efeito positivo sobre a saúde das crianças.

Interações entre a educação materna e o saneamento básico apresentaram sinais negativos para quase todas as faixas etárias, mostrando que existe uma relação de substituição entre estes fatores. Assim sendo, crianças de mães menos educadas necessitam de melhores condições de saneamento para manter a saúde dentro dos padrões aceitáveis, enquanto as mães que possuem um nível mais elevado de escolaridade têm a capacidade de proteger os filhos na ausência de saneamento básico apropriado.

O abastecimento de água e o saneamento inadequado, agravados pelo nível educacional baixo e, portanto, por uma higiene precária, tornam o ambiente doméstico propiciador de altos riscos para a saúde da população. Os governos poderiam elevar os níveis de saúde e nutrição da população melhorando estes ambientes via investimentos em educação e saneamento básico.

O relatório sobre o desenvolvimento mundial realizado pelo Banco Mundial e publicado em junho de 1994 aponta que não é necessariamente por falta de recursos que cerca de 2 bilhões de habitantes de países pobres continuam sem acesso a eletricidade e esgoto e 1 bilhão não tem água tratada. A maior eficiência na aplicação dos recursos e o

menor desperdício poderiam suavizar os problemas de saneamento básico nestes países [*O Estado de S. Paulo* (20/6/94)].

A melhoria dos serviços de abastecimento de água e de esgotos no interior do Nordeste, por exemplo, reduziria a procura pelos serviços de atendimento médico, o que acarretaria redução nos gastos do governo na área de saúde. O médico sanitário José Hermógenes, ex-secretário-executivo do Ministério da Saúde, afirma que a situação da saúde no Brasil é contraditória na medida em que “não há dinheiro para levar água tratada até as casas, mas há para manter um doente internado de graça, durante dois ou três dias, em razão da diarreia causada pela cólera”.

Abstract

The main goal of this paper is to observe the effect of the interaction between mother's education and household infrastructure on child's health.

Reduced-form child's health demand equations, stratified by age, were estimated by ordinary least squares. The results show that the mother's level of education and household infrastructure have a positive effect on children's health. The interaction between mother's education and infrastructure show a negative coefficient, and therefore, a substitution effect. These results imply that children from less educated mothers need better infrastructure to keep their health at a minimum standard, while mother's with high education can protect their children from the absence of infrastructure (plumbing and sewerage system).

Bibliografia

ALDERMAN, H., GARCIA, M. *Poverty, household food security, and nutrition in rural Pakistan*. Washington, D. C.: International Food Policy Research Institute, 1993 (Research Report, 96).

BANCO MUNDIAL. *Relatório sobre o desenvolvimento mundial: investindo em saúde*. Rio de Janeiro: FGV, 1993.

BARRERA, A. The role of maternal schooling and its interaction with public health programs in child health production. *Journal of Development Economics*, v. 32, 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., WOLFE, B. How does mother's schooling affect family health, nutrition, medical care usage, and household sanitation? *Journal of Econometrics*, v. 36, p. 185-204, 1987.

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 (NJ): Princeton University Press, 1980.

HORTON, S. Birth order and child nutritional status: evidence from the Philippines. *Economic Development and Cultural Change*, v. 36, p. 341-354, 1988.

INAN/IBGE/IPEA. *Pesquisa nacional sobre saúde e nutrição*. 1989.

KASSOUF, A. L. The wage rate estimation using the Heckman procedure. *Revista de Econometria*, v. 1, p. 89-107, 1994.

KASSOUF, A. L., SENAUER, B. The direct and indirect effects of parental education on malnutrition among children in Brazil: a full income approach. *Economic Development and Cultural Change*, 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.

MONTEIRO, C. A. *O mapa da pobreza no Brasil*. Brasília: Inan, 1991.

THOMAS, D., STRAUSS, J. Prices, infrastructure, household characteristics and child height. *Journal of Development 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 Economics*, v. 33, p. 197-234, 1990.

UNITED NATIONS. Administrative Committee on Coordination — Subcommittee on Nutrition. *Second report on the world nutrition situation*, v. II, Geneva, 1992.

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.

WHO WORKING GROUP. Use and interpretation of anthropometric indicators of nutritional status. *Bulletin of the World Health Organization*, v. 64, p. 929-941, 1986.

(Originais recebidos em janeiro de 1995. Revistos em junho de 1995.)