

Mortalidade infantil, estado nutricional e características do domicílio: a evidência brasileira *

MARIA HELENA HENRIQUES**

JOHN STRAUSS**

DUNCAN THOMAS***

A household economics prevê que a sobrevivência das crianças e os indicadores do estado nutricional devam responder, de maneira igual, a investimentos paternos de tempo e recursos. Usando dados de uma pesquisa brasileira, este trabalho testa se as características da família afetam a sobrevivência das crianças, a sua altura (para a idade) e o seu peso (para a altura). A educação materna tem um forte efeito direto tanto sobre a altura como sobre a sobrevivência infantil. Ambos os resultados se vêm afetados pela educação paterna, ainda que em menor intensidade no caso da sobrevivência. Os efeitos relativos à renda são significativos, embora pequenos em ordem de magnitude. A altura do pai tem um forte impacto positivo sobre a altura (para a idade) do filho, assim como sobre as taxas de sobrevivência, mesmo depois de controlar por todas as outras características observáveis. Esta é a primeira vez que se demonstra empiricamente a associação entre a altura dos pais e a sobrevivência dos filhos através de dados que se baseiam no indivíduo como unidade. Além disso, há uma considerável variação inter-regional no Brasil, e a educação materna, a altura e a renda familiar tendem a ter maiores efeitos no pobre Nordeste.

1 — Introdução

Este artigo trata da sobrevivência dos filhos e de indicadores do estado nutricional das crianças. O estado nutricional, indicado pela altura por idade e pelo peso por altura, afeta os resultados demográficos básicos, como os níveis de mortalidade. A deficiência nutricional na infância pode ser diretamente ligada à baixa sobrevivência infantil através do baixo peso ao nas-

Nota do Editor: Tradução não revista pelos autores.

* Os autores agradecem o apoio à pesquisa dado pela Embrapa e o fornecimento dos dados pelo IBGE. A ajuda de Maurício Vasconcellos foi fundamental para utilizar os dados. Além dele, merecem nossos agradecimentos Jere Behrman, Tanya Lustosa, T. Paul Schultz, James Trussell e dois *referees* não identificados por valiosos comentários. Gyu Taeg Oh, Woo Heon Rhee e Dan Singer colaboraram com competência.

** Da Universidade de Fordham.

*** Da Universidade de Yale.

cer [e. g. Chen, Chowdhury e Huffman (1980), Lechtig *et alii* (1977) e Martorell e Ho (1984)]. A sobrevivência dos filhos e os resultados nutricionais são importantes componentes do bem-estar familiar, sendo usados como índices de padrão de vida. Os resultados antropométricos infantis, que são indicadores do estado geral de saúde das crianças, podem condicionar o desenvolvimento da capacidade do adulto [Cravioto e Arrieta (1986)], tendo um impacto sobre a produtividade e a saúde dos adultos.

Dependendo da dotação individual e dos pais, o modelo econômico do domicílio preveria que os dois conjuntos de resultados respondem de forma semelhante a investimentos dos pais, em recursos e tempo. Tentamos medir o impacto das características familiares — em particular a educação e a altura dos pais e a renda familiar — sobre a sobrevivência dos filhos, a altura e o peso por altura, quando os dois últimos são utilizados como *proxies* para o padrão nutricional. A altura por idade é normalmente considerada uma boa medida para o padrão nutricional de longo prazo, enquanto o peso por altura tende a refletir flutuações de curto prazo.¹

As literaturas sobre antropometria e sobrevivência infantil foram recentemente resenhadas por diversos autores: Cochrane, Leslie e O'Hara (1982) analisam as causas dos dois indicadores; Martorell e Habicht (1986) apresentam uma visão científica (da nutrição) sobre a literatura antropométrica; e Schultz (1984) e Mensch, Lentzner e Preston (1986) discutem a literatura a respeito da sobrevivência infantil. Embora se reconheça a interdependência entre o padrão da nutrição infantil e a sobrevivência das crianças, existe pouca interseção entre as duas literaturas, exceto nos estudos de Behrman e Wolfe (1987) e Wolfe e Behrman (1982 e 1987), a respeito dos determinantes sócio-econômicos daqueles indicadores. O presente artigo tenta preencher esta lacuna. Apresentamos evidência de que a probabilidade da sobrevivência infantil e os indicadores de padrão nutricional infantil respondem, de forma semelhante, a determinantes sócio-econômicos.

A literatura a respeito da sobrevivência dos filhos documentou a importância da educação materna: Caldwell (1979), Schultz (1980), Farah e Preston (1982), Rosenzweig e Schultz (1982), Mensch, Lentzner e Preston (1986) e, para o Brasil, Merrick (1985). A importância dessa educação para os resultados da nutrição infantil foi mostrada com menos frequência, em parte devido à fragilidade de muitas das análises iniciais e em parte devido ao reduzido tamanho das amostras [cf., por exemplo, Delgado *et alii* (1986)].

Uma importante dificuldade para estudos anteriores se deve aos problemas de modelagem, resultantes de não se ter uma distinção clara entre a estimativa dos resultados da nutrição infantil (ou de seus determinantes próximos) e as reações indiretas (ou forma reduzida). Wolfe e Behrman (1982), por exemplo, usam o peso ao nascer para explicar a mortalidade

1 Cf. Waterlow *et alii* (1977) para uma discussão que utiliza medidas antropométricas infantis como indicadores do estado nutricional. Fogel (1986b) vale-se amplamente da altura para medir o bem-estar econômico de longo prazo das populações dos séculos XVIII e XIX.

infantil; a altura e o peso das crianças são confrontados com a ingestão familiar de calorias e com a quantidade de meses de amamentação. Merrick (1985) usa a fonte de água potável do domicílio (entre outras variáveis) para explicar a mortalidade infantil nas cidades brasileiras. Embora tais variáveis pertençam a funções de produção (isto é, são determinantes próximos) para resultados de sobrevivência e antropometria, elas são conjuntamente endógenas. Com exceção dos trabalhos de Rosenzweig e Schultz (1983) e Pitt e Rosenzweig (1986), os problemas de simultaneidade geralmente não são considerados.

Os estudos que trataram da altura ou do peso de crianças limitaram-se a pequenas amostras [Behrman e Deolalikar (1985) e Strauss (1989)] e/ou a informações sócio-econômicas deficientes. Desse modo, tem sido difícil estabelecer resultados de forma reduzida. Behrman e Wolfe (1987) e Wolfe e Behrman (1987) argumentam que os estudos que encontram efeitos positivos e significativos da educação podem ser viesados, na medida em que a educação for realmente uma *proxy* para os antecedentes familiares. Os estudos de sobrevivência infantil exigem grandes bases de dados para que sejam obtidos suficientes casos de morte e, por isso, têm-se limitado a dados censitários ou a pesquisas especiais, como a *World Fertility Survey*. Infelizmente, tais conjuntos de dados têm muito poucas informações sócio-econômicas — tal como renda, no caso da WFS — e nenhuma medida antropométrica.

Neste trabalho apresentamos estimativas de forma reduzida para os resultados da nutrição infantil e a sobrevivência infantil, utilizando, para isso, o amplo levantamento do Estudo Nacional da Despesa Familiar (Endef) para o Brasil, cujos dados foram tabulados a nível regional,² inexistindo trabalho publicado que explore a riqueza dos dados a nível familiar ou individual. Pretendemos preencher esta lacuna ao examinar como os fatores a nível familiar — incluindo-se a educação da mãe e de seu marido e a renda familiar — afetam os resultados da nutrição infantil e a sobrevivência. Uma vez que foram medidos e pesados todos os membros da família, incluímos a altura dos pais como variável explicativa em ambas as análises. A importância genética da altura dos pais para explicar a altura dos filhos é óbvia e, conforme a resenha de Mueller (1986), por exemplo, já foi várias vezes demonstrada. Argumentamos que a altura dos pais é também uma *proxy* para os antecedentes familiares, removendo dos efeitos da educação ao menos parte do viés potencial dessas características não observáveis. O impacto da altura dos pais em relação à sobrevivência dos filhos, mantendo-se constantes a renda familiar e a educação dos pais, raras vezes foi examinado em termos empíricos. O efeito do baixo peso ao nascer sobre a sobrevivência dos filhos sugere que a altura da mãe seja um determinante importante, já que tal variável condiciona o peso da criança ao nascer. Outra razão adviria do fato de a altura da mãe ser um indicador parcial dos anteceden-

² Cf., por exemplo, Knight, Mahar e Moran (1979) ou o National Research Council (1983) para, respectivamente, tabulações de antropometria infantil e de mortalidade infantil.

tes familiares e da situação nutricional da mãe. Fogel (1986a) apresenta evidências de associação ao longo do tempo entre alturas médias de adultos e taxas médias de mortalidade nos Estados Unidos. O autor, entretanto, usa dados agregados, o que o impossibilita de testar se a associação mantém-se quando são controlados outros fatores ao nível da família. Martorell *et alii* (1981) apresentou evidências bivariadas para a Guatemala, deixando faltar novamente a análise multivariada.

Nossos resultados mostram um forte efeito positivo da educação da mãe sobre a altura e a sobrevivência dos filhos. Ambos os resultados são afetados pela educação do marido, embora, no caso da sobrevivência, o efeito seja mais fraco do que o da educação da mãe. A altura da mãe tem grande efeito sobre a sobrevivência dos filhos. Os efeitos da renda não são triviais e, aparentemente, estão longe de ser lineares. Estimamos também regressões separadas para o Sul (mais rico) e o Nordeste (mais pobre), especialmente em relação à sobrevivência dos filhos. Os resultados indicam, também, pequenos efeitos da altura das mães mais jovens sobre a sobrevivência dos filhos, possivelmente em função da melhor infra-estrutura da saúde e da nutrição, que fariam sobreviver mais crianças com peso baixo ao nascer.

2 — O modelo

2.1 — Um modelo familiar simples

Esta seção esboça um modelo simples de comportamento familiar em que a família toma decisões sobre consumo (inclusive de lazer) e o número e a qualidade dos filhos. A qualidade dos filhos pode ser afetada, entre outras coisas, pelos investimentos em saúde e educação. A formulação segue o modelo de Becker (1965), bem como as extensões de Willis (1973) e de Rosenzweig e Everson (1977), cobrindo domicílios rurais. Schultz (1986) apresenta útil resenha.

Resultados como o número de filhos e sua saúde são, por hipótese, produzidos por insumos, de forma semelhante ao que é produzido por uma fazenda. As famílias controlam alguns insumos — mas não todos — e, em conseqüência, têm controle parcial dos resultados. O foco deste texto é voltado para as decisões de longo prazo das famílias, tratando-se, portanto, de um modelo estático; ignoram-se as questões de seqüência dos fatos.

Admite-se, formalmente, que as famílias maximizem o valor presente de sua função utilidade por toda a vida, a qual depende do consumo por cada membro da família de um bem composto (o vetor X), do consumo de lazer de cada um (o vetor l), dos serviços prestados pelos filhos que sobrevivem (Q) e da taxa de sobrevivência dos filhos (s):

$$U = U (X, l, Q, s) \quad (1)$$

Os serviços dos filhos que sobrevivem depende do número deles, C , e de sua qualidade, um vetor N , que mede o estado nutricional de cada filho. O número de sobreviventes é o produto do número de filhos tidos, CEB , pela função de sobrevivência, s . Admitiremos que o efeito da qualidade das crianças sobre os serviços depende da nutrição e da educação de cada criança:

$$\begin{aligned} Q &= Q(C, N) \\ C &= s.CEB \end{aligned} \quad (2)$$

Cada um desses resultados — o número de filhos sobreviventes, os filhos tidos e o estado nutricional deles — pode ser imaginado como sendo produzido por um conjunto de insumos que inclui os bens comprados no mercado (alguns dos quais podem fazer parte de X), o tempo dos membros da família e as variáveis que afetam as condições de produção subjacentes. A altura dos filhos, por exemplo, pode ser função da altura no passado, da alimentação e do nível de atividade no presente e da incidência de doenças. A nível da comunidade, a incidência de doenças específicas afetará a função de nutrição e sobrevivência das crianças, da mesma forma que um grupo de fatores específicos de cada família, como a educação do pai e da mãe. Supondo-se que Z^* represente o vetor (C, s, N) , a função de produção de cada resultado, h , pode ser escrita da seguinte forma:

$$Z_k^* = f_k(X_k, t_{jk}, u_h, u_c) \quad (3)$$

onde: X_k é o investimento de bens de consumo na produção de Z_k^* e t_{jk} é o investimento de tempo por pessoa, j (presumivelmente incluindo a mãe e o pai); e u_h e u_c são vetores de fatores relevantes a nível da família e da comunidade, alguns observáveis (para a família, ou o analista dos dados) e outros não. A educação dos pais, por exemplo, poderia ser incluída no vetor u_h . Uma vez que a probabilidade de que uma criança sobreviva depende, em princípio, da situação nutricional da mãe, podemos também incluir a saúde dos pais. Fatores biológicos e genéticos não observáveis, mas os que afetam os resultados estão também incluídos em u_h .

Cada indivíduo tem uma restrição temporal, T_i , que é alocada entre lazer, produção doméstica de bens e trabalho para o mercado. A renda total, Y , é igual à soma do valor do tempo de cada membro da família mais a renda não-ganha, π . Então, temos:

$$Y = \sum_i \lambda_i T_i + \pi \quad (4)$$

onde λ_i é o valor do tempo da i -ésima pessoa (pode tratar-se de um *shadow value* e pode até depender da situação nutricional ou da saúde).

A maximização da utilidade (1), condicionada às funções de produção (3) e às restrições orçamentária e de tempo (4), gerará equações de forma reduzida para cada variável da função utilidade, para os insumos da função de produção escolhidos pela família e, dessa forma, para os produtos da

função de produção. Neste artigo estimaremos tais equações reduzidas para a probabilidade de sobrevivência dos filhos, a altura dos filhos e o peso por altura dos filhos.

Admitindo-se que Z represente este trio, as funções a serem estimadas podem ser escritas da seguinte forma:

$$Z_{ki} = Z(p, \lambda, \pi, \mu_h, \mu_e, e_{ki}) \quad (5)$$

onde p é um vetor de preços de mercado, e_{ki} é o erro aleatório para o resultado k em relação à i -ésima pessoa e as demais variáveis foram definidas acima. Uma vantagem de estimar uma forma reduzida é que as equações estruturais subjacentes — em particular, a função de produção da saúde — não têm de ser inteiramente parametrizadas. O problema é que os caminhos pelos quais os fatores exógenos afetam a sobrevivência dos filhos não podem ser exatamente determinados. A educação dos pais, dessa forma, pode ter vários impactos, como, por exemplo, afetar diretamente a saúde dos filhos, constantes os demais fatores (isto é, através da função de produção da saúde). Outra possibilidade é que a saúde dos filhos seja afetada através da escolha de insumos; mais insumos podem ser utilizados (efeito-renda), os insumos podem ser mais efetivamente contidos (um efeito de eficiência alocativa); na medida em que o valor do tempo muda, a escolha ótima de insumos pode variar (efeito-substituição). A educação pode também afetar os gostos em relação à saúde e à nutrição. De um ponto de vista de política, o conhecimento das formas pelas quais a educação dos pais afeta a saúde dos filhos pode ser importante; a medição do primeiro efeito é um passo para o mencionado conhecimento, que, por sua vez, tem efeito significativo. A estimação de formas reduzidas dá essa informação.

2.2 — Modelo empírico

Raramente é razoável admitir que os erros são homocedásticos quando se utilizam dados de levantamentos domiciliares em larga escala; nas regressões apresentamos uma estatística de teste do Multiplicador de Lagrange (ML) para a homocedasticidade [cf. Breusch e Pagan (1979)]. Dado que a hipótese é rejeitada em todos os casos, as estimativas de mínimos quadrados da matriz de variância-covariância não são consistentes. White (1980) sugeriu um estimador consistente quando existe heterocedasticidade e erro de especificação.

Esse estimador é idêntico ao *jackknife* infinitesimal no modelo de regressão linear [cf. Efron (1982)]. Existe considerável evidência de que o *jackknife* proposto por Tukey (1958) tem melhor desempenho do que o *jackknife* infinitesimal, conforme MacKinnon e White (1985) para um exemplo no caso da regressão linear. De fato, em relação às estimativas de mínimos quadrados, o *jackknife* tem desempenho muito bom, mesmo na ausência de

heterocedasticidade, podendo-se defender seu uso em todas as regressões lineares.³

O *jackknife*, como o *bootstrap*, é essencialmente uma técnica de operar com amostras. Enquanto o *bootstrap* re-seleciona observações aleatoriamente, o *jackknife* elimina uma observação de cada vez, recalculando os β tantas vezes quantas são as observações. A variação desses "pseudovalores" de β é, então, utilizada para estimar o erro-padrão associado ao coeficiente estimado [cf. Efron (1982)]. Nas regressões abaixo apresentamos estatísticas quase-*t* e do teste de Wald com base em variâncias-covariâncias submetidas ao *jackknife*.⁴

Não é imediata a estimação de regressões de mortalidade infantil. Gostaríamos, idealmente, de estimar um *hazards model* de sobrevivência infantil em que a probabilidade de que uma criança atinja certa idade, a , dependa de seu risco de morrer, μ :

$$p(a) = e^{-\int_0^a \mu(t) dt}$$

O mencionado risco, por sua vez, depende de um conjunto de covariáveis, X , e de um termo estocástico, e :

$$\mu(a) = e^{X\beta + e}$$

Infelizmente, são grandes as necessidades de dados para estimar este modelo. É preciso saber, em relação a cada mãe, as datas de cada nascimento e de cada morte de filho que tenha ocorrido até a data da pesquisa. Poucos levantamentos de larga escala obtêm uma história completa da criação de filhos de cada mulher; o Endef não é diferente. Poucas pesquisas de fertilidade, por outro lado, coletam informações sócio-econômicas extensivas sobre os membros da família. É nosso propósito explorar a riqueza do levantamento do Endef para determinar como os fatores sócio-econômicos afetam a mortalidade infantil. Temos informações sobre o total de filhos tidos por cada mãe e o número dos que sobrevivem; é a taxa de sobrevivência, s — filhos vivos sobre o total de filhos tidos — que pretendemos explicar:

$$s = f(X, \beta) + e \quad (6)$$

Gostaríamos de normalizar a proporção de filhos que sobrevivem pela taxa de sobrevivência esperada, retirada das tábuas de vida [cf., p. ex., Trussel e Preston (1982)]. Tal normalização poderia basear-se tanto no tempo desde

³ Para uma persuasiva argumentação, cf. Wu (1986).

⁴ No fim das contas, as estimativas de erro-padrão do *jackknife* e do *bootstrap* infinitesimal são muito semelhantes e tipicamente 15-30% superiores às estimativas de mínimos quadrados. Tais resultados, no entanto, não são uniformemente verdadeiros. Há casos em que as estimativas do *jackknife* infinitesimal são menores do que as de MQO e as do *bootstrap*, embora nenhuma das diferenças tendam a aumentar quando a *design matrix* é desequilibrada; evitamos esta situação em nossas regressões pela escolha de covariáveis.

o primeiro nascimento quanto na menarca ou na duração do casamento. Não temos, entretanto, qualquer uma dessas informações. A única variável que poderia servir para a normalização é a idade presente da mãe. Contudo, ela é inadequada, uma vez que mães mais educadas tendem a demorar mais a ter filhos, fazendo com que tenham filhos mais novos do que os de mães da mesma idade e menos educadas. Assim, por falta de melhor opção, não normalizamos as regressões da taxa de sobrevivência, o que pode gerar um viés para cima no coeficiente de educação das mães, ao mesmo tempo em que gera um viés para baixo no coeficiente da idade das mães, uma vez que filhos de mães menos educadas ou mais velhas tenderão a ter maior exposição ao risco de mortalidade. Trussel e Preston comparam as análises de regressão de sobrevivência infantil baseadas na normalização de tábuas de vida, considerando a idade da mãe e a duração do casamento, mas infelizmente não incluem em suas comparações regressões não normalizadas. Eles mostram que o efeito da educação da mãe é reduzido de 10 a 25% quando se considera a duração do casamento. Embora isto não pareça demasiado grande em relação à imprecisão das regressões estimadas, deve ser retido na mente ao interpretar os resultados abaixo.

Usamos os dados de todas as mulheres que tenham tido ao menos um filho. Para muitas mulheres, a taxa de sobrevivência é unitária, caso em que a estimação de (6) por mínimos quadrados geraria estimativas viesadas dos coeficientes, β . Especificamos o modelo em termos de uma variável latente não-observável, s^* :

$$s_i^* = X_i\beta + \varepsilon \quad (7)$$

onde:

$$s_i = s_i^* \text{ se } s_i^* < 1 \\ = 1 \text{ se } s_i^* \geq 1$$

Admitindo-se que os erros, ε , distribuam-se normalmente, ficamos com um modelo Tobit com truncamento superior, cuja função de verossimilhança é a seguinte:

$$L = \prod_{s_i^* < 1} \pi \phi \left(\frac{s_i - X_i\beta}{\sigma} \right) \prod_{s_i^* \geq 1} \pi \left[1 - \Phi \left(\frac{1 - X_i\beta}{\sigma} \right) \right]$$

onde $\phi(\cdot)$ e $\Phi(\cdot)$ são, respectivamente, função de distribuição de probabilidade e função de distribuição acumulada de uma normal padrão; são estas estimativas que se mostram no presente artigo.

Para a i -ésima mãe é a seguinte a probabilidade de que um filho sobreviva:

$$E(s_i|X_i) = X_i\beta\Phi(r_i) - \sigma\phi(r_i) + 1 - \Phi(r_i) \quad (8)$$

$$r_i = \frac{1 - X_i\beta}{\sigma}$$

e sua derivada em relação à j -ésima covariável é:

$$\frac{\partial E(s_i|X_i)}{\partial X_{ij}} = \beta_j \Phi(r_i)$$

a qual é reportada para todas as covariáveis contínuas na média do vetor X . No caso de variáveis *dummy*, a inclinação é aproximada pela diferença entre $E(s_i|X_i)$ nos casos afirmativo e negativo da *dummy*. As demais variáveis são tomadas em suas médias, exceto as *dummies* associadas com a de interesse; em ambas as computações elas são tomadas como caso negativo.

3 — Dados e seleção da amostra

O Endef é um amplo levantamento domiciliar de despesa, realizado no Brasil entre agosto de 1974 e agosto de 1975. A base de dados não é ampla apenas em relação ao número de domicílios cobertos — são pouco menos de 55.000 observações válidas —, mas também em relação à abrangência das perguntas feitas. É a amplitude do levantamento — nos dois sentidos — que o torna especialmente útil para o tipo de análise que se desenvolve aqui.

Foram levantadas informações detalhadas, entre outras, sobre: consumo e despesa alimentares e não-alimentos; oferta de mão-de-obra e renda; ocupações e educação, pesos e alturas de todos os membros da família; dados de fertilidade e de mortalidade infantil para cada mulher. Os dados foram cuidadosamente examinados, para prevenir erros de codificação, de enumeração e de computação. Nossas discussões com o pessoal do IBGE encarregado do projeto deixou a impressão de que a coleta e o processamento dos dados foram executados com muito profissionalismo. Tal impressão foi confirmada em nossas experiências com os dados.

Preços e características da comunidade entram na forma reduzida (5), embora não observemos nenhuma das duas variáveis. Consideramos a heterogeneidade inter-regional ao estimar regressões separadas para duas grandes regiões. Para os fins do levantamento, o país foi dividido nas mesmas sete regiões usadas pela PNAD, das quais analisaremos cinco: ⁵ o Nordeste é a região mais pobre do país, enquanto, as outras quatro — Rio de Janeiro, São Paulo, Sudeste e Brasília — foram agregadas, constituindo o que chamamos de *Sul*. Usaremos informações de 41.233 domicílios.

Dentro de cada região, distinguiremos as informações urbanas das rurais. O Sul urbano é, de longe, a mais rica, pois a média da despesa real

⁵ As regiões excluídas são Minas Gerais e Centro-Oeste-Norte. No último caso, só foram coletados dados para os domicílios urbanos.

anual *per capita* (PCE) ⁶ é de Cr\$ 7.200,00 — quase o dobro da do Nordeste urbano — e representa 2,5 vezes a PCE do Sul rural e 5,0 vezes a do Nordeste rural. A Tabela 1 apresenta a renda e a despesa médias reais para cada uma das regiões, bem como para as definições da PNAD. ⁷ Ao menos em relação a tais indicadores, as regiões que formam o Sul são muito semelhantes, com a possível exceção dos domicílios rurais em Brasília; dado que estes representam menos de 1% da amostra, é improvável que exerçam muita influência. Embora a PCE seja provavelmente uma medida melhor do bem-estar a longo prazo — em razão, por exemplo, de as rendas declaradas refletirem os choques transitórios mais de perto do que a despesa —, esperaríamos que a nutrição infantil e a taxa de sobrevivência fossem endógenas, conjuntamente com a despesa. Assim, usamos certos componentes da renda real familiar como variáveis explicativas na regressão abaixo. O padrão inter-regional acima descrito mantém-se no caso da renda familiar, embora as diferenças sejam maiores (cf. Tabela 1).

TABELA 1

Renda média e despesa, por região ^a

	Número de domicílios	PCE ^b	Renda total	Renda não-ganha		Renda ganha exceto a mãe		
				Média	% com renda	Renda ganha	Média	
Sul urbano	19.694	7,25	37,1	9,3	56	27,8	24,9	86
Rio de Janeiro	5.104	7,18	35,0	9,9	59	25,1	22,6	84
São Paulo	5.887	7,47	37,7	9,0	54	28,7	25,9	88
Sudeste	6.124	6,97	36,4	9,8	58	26,6	23,8	86
Brasília	2.479	7,52	41,7	7,5	49	34,2	29,7	89
Sul rural	5.797	2,88	13,4	1,8	35	11,7	11,1	94
Rio de Janeiro	1.080	2,49	10,3	1,9	47	8,3	7,9	90
São Paulo	1.150	3,04	17,6	2,0	34	15,6	14,9	96
Sudeste	3.485	2,93	13,1	1,7	32	11,4	10,8	94
Brasília	77	3,97	12,3	1,4	39	11,0	9,8	96
Nordeste urbano	8.405	4,08	21,1	4,3	57	16,8	15,1	83
Nordeste rural	6.337	1,41	5,4	0,6	48	4,8	4,4	90

^a Renda e despesa em Cr\$ 1.000,00.

^b Despesa *per capita*.

⁶ Define-se PCE como a despesa monetária e imputada, excluindo-se a poupança e os gastos com os bens duráveis e os semiduráveis do lar, como móveis e utensílios. Os valores nominais são deflacionados pelos índices de preços do IBGE, extraídos de fontes publicadas.

⁷ Os dados anuais de renda baseiam-se na lembrança de 12 meses. Dado que a inflação do período de coleta foi de cerca de 30% ao ano, é importante usar deflatores referentes ao mesmo período. Os dados de despesa exigiam lembranças de um, três e 12 meses, dependendo da natureza do dispêndio. É natural adotar os deflatores usados para as despesas referidas a 12 meses, que incluem energia, educação e mobiliário. Para evitar células vazias e problemas de endogeneidade, os índices de preços foram computados com o uso da média de todas as despesas de um município em qualquer mês.

De acordo com o modelo teórico da Seção 2, a renda familiar não-ganha deveria entrar na forma reduzida — equação (5).⁸ Ali se incluem a renda real dos aluguéis (inclusive o aluguel da terra), os ativos de capital e financeiros, as pensões e a venda de ativos imobilizados (terra, gado, veículos). No meio urbano a renda não-ganha representa 20-25% da renda total, sendo de 12-13% a proporção no meio rural. Em termos de renda não-ganha, as diferenças inter-regionais são ainda maiores. A ausência de renda não-ganha é declarada por quase metade das famílias urbanas e por mais de 60% das famílias no meio rural. Muitas famílias vivem exclusivamente de salários. Para algumas, contudo, especialmente no meio rural, não temos boa medida da renda não-ganha, especialmente a renda líquida do trabalho por conta própria. Como existem erros de medidas, os coeficientes das demais covariáveis que se correlacionam com tais erros são viesados.

Como estratégia prática, adotamos um segundo procedimento, incluindo a renda não-ganha que não seja da mãe como variável adicional na regressão. Isto seria justificado se, por um lado, *apenas* o tempo da mãe fosse alocado para produzir a saúde e a nutrição da criança e, por outro, o lazer do marido fosse separável do restante do consumo (incluindo-se o lazer da mãe). Sob essas fortes restrições [Willis (1973)], o salário do marido só terá efeito-renda — sem efeito-substituição — sobre os indicadores da saúde dos filhos e não deve ter efeito quando isolado da renda ganha, excluída a da mãe. Se as rendas ganha e não-ganha são tratadas igualmente, os coeficientes dos termos de renda devem ser os mesmos. Se qualquer uma das hipóteses acima é falsa, ou se existem diferentes erros de medida nos tipos de renda, a restrição de igualdade sobre a renda e a restrição nula sobre o salário do marido não precisam se manter.

No meio urbano do Sul, a média da renda ganha, exceto a da mãe, é de cerca de Cr\$ 2.500,00, sendo de aproximadamente Cr\$ 1.500,00 no Nordeste urbano. Em ambas as áreas os rendimentos da mãe representam em torno de 10% do rendimento total. A família média no meio rural do Sul tem menos da metade da renda ganha, exceto a da mãe, de seu equivalente urbano e duas vezes a de seu equivalente no Nordeste rural. As mães respondem, no meio rural, por uma parcela do rendimento total ligeiramente inferior à do meio urbano.⁹

O valor do tempo dos pais, λ , entra na forma reduzida dada pela expressão (5). Em equilíbrio competitivo, ele seria igual ao salário de mercado, se a pessoa é assalariada. Para os que só trabalham em casa, trata-se do respectivo salário “sombra”. Contudo, é muito difícil medir o valor “sombra” do tempo; admitimos que ele dependa do nível educacional da pessoa no momento do levantamento, que é usado como *proxy* de λ nas regressões.

⁸ Estamos usando a educação em parte como *proxy* para o valor do tempo.

⁹ Parte dessa diferença surge em função do fato de os empregos por conta própria serem mais frequentes no meio rural. No levantamento, a renda líquida das produções domésticas foi atribuída à pessoa que vende o produto, que geralmente não é a mãe.

3.1 — Antropometria

Pretendemos determinar como as características familiares — em particular as dos pais — relacionam-se com a altura e o peso dos filhos. É imediata a modelagem de peso e altura dos filhos. A altura de uma criança varia sistematicamente com a idade e o sexo, sendo que o peso depende também da altura. Poderíamos incluir nas regressões uma polinomial de ordem elevada para a idade, com *dummies* para o sexo, a fim de refletir esta função de crescimento. No entanto, seguimos um caminho mais modesto. Usamos as tabelas NCHS [cf. National Center for Health Statistics (1976)] para converter todas as alturas em percentagens da altura mediana das crianças da mesma idade (em meses) e sexo, em relação à população dos Estados Unidos; os pesos são padronizados em função das alturas das crianças. Os padrões NCHS são muito usados para comparações internacionais [Waterlow *et alii* (1977)]. Existem evidências [Habicht *et alii* (1974) e Martorell e Habicht (1986)] de que crianças bem alimentadas de muitos grupos étnicos crescem de forma semelhante às americanas e européias. Isto é também verdadeiro nos dados do Endef; para o Sul urbano, as alturas normalizadas para o decil superior da PCE são, em média, as mesmas da mediana dos Estados Unidos, tomados todos os grupos de idade. Dado que definimos as variáveis dependentes como o logaritmo da altura normalizada (peso por altura), os coeficientes estimados indicam a variação percentual em ambas as alturas, a normalização e a ordinária. Os únicos coeficientes afetados pela normalização são os do sexo e da idade das crianças, que são interpretados como efeitos em relação aos padrões NCHS.

Uma vez que o padrão NCHS de peso por altura só existe até 145 cm para o sexo masculino e 137 cm para o feminino, restringimos a amostra a crianças abaixo de nove anos de idade, para evitar problemas óbvios de seleção amostral. Os pesos foram registrados de forma aproximada, arredondando-se para o quilograma mais próximo. Isto levou a grandes erros de medida, o que nos fez optar por excluir as crianças abaixo de dois anos das regressões de peso por altura. As crianças mais velhas foram divididas em dois grupos de idade. As alturas foram medidas em centímetros, resultando em pequenos erros de arredondamento, mesmo para as crianças menores. Dessa forma, todas as crianças foram incluídas nas regressões de alturas normalizadas, sendo distinguidas quatro idades.

A estrutura domiciliar foi organizada relacionando cada membro ao chefe. Como estamos interessados nas características dos pais, somos levados a restringir nossa análise apenas aos filhos do chefe. Das crianças para as quais temos dados de altura,¹⁰ apenas 1,4% não são parentes do chefe e, entre os parentes, 91% são filhos do chefe. Assim, resulta que as alturas e os pesos por altura, dada a idade, são muitíssimo semelhantes para os dois grupos.

¹⁰ Muitas pessoas que entraram no levantamento eram hóspedes ou visitantes; para tais pessoas, nem sempre foram coletados dados de peso e altura e, por isso, elas não foram incluídas nos cálculos.

A Tabela 2 apresenta, para cada região e grupo de idade, alturas e pesos medianos. Dentro de cada grupo de idade, as crianças são maiores e mais pesadas no Sul urbano e, dentro de cada região, mais altas e mais pesadas no meio urbano. Apresentam-se também as medianas normalizadas de altura por idade, pesos por idade e pesos por altura. A distribuição das alturas e pesos por altura normalizados é mostrada, para todos os grupos de idade, nos Gráficos 1 e 2, enquanto no Gráfico 3 apresentam-se as distribuições por idade para o Nordeste urbano.

Os padrões inter-regionais de alturas e pesos não mudam em relação às normas, e nenhuma das diferenças é significativa. Agora é possível comparar, com significado, dados para todos os grupos de idade; a distribuição das alturas normalizadas desloca-se para a esquerda, quando se passa do Sul urbano para o rural, depois para o Nordeste urbano e, finalmente, para o Nordeste rural. Existem, ao que parece, importantes diferenças regionais nos resultados da nutrição infantil que independem do nível de renda (por exemplo, em média, a renda é maior no Nordeste urbano do que no Sul rural).

Dentro de cada região, a distribuição de alturas normalizadas desloca-se substancialmente para a esquerda, quando passamos dos bebês (0-5 meses de idade) para crianças mais velhas; em todas as áreas, exceto no Nordeste

TABELA 2

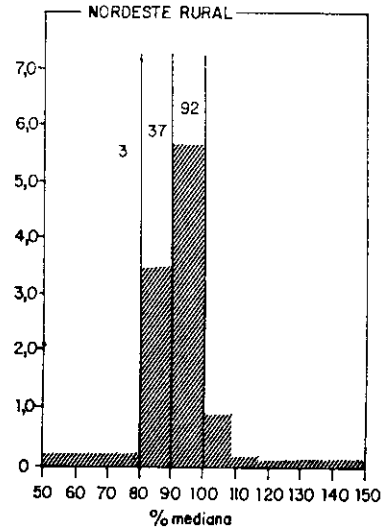
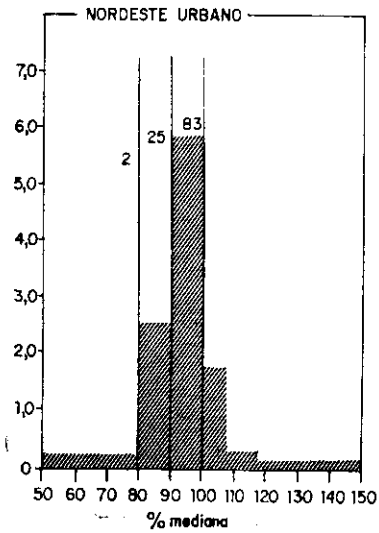
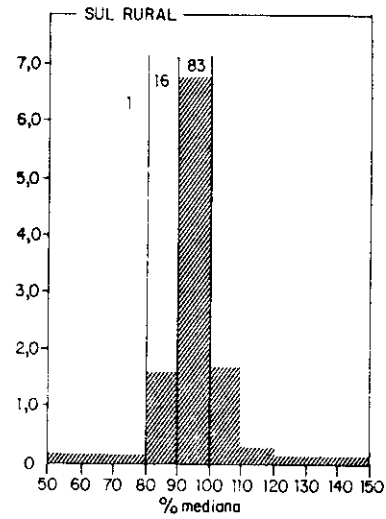
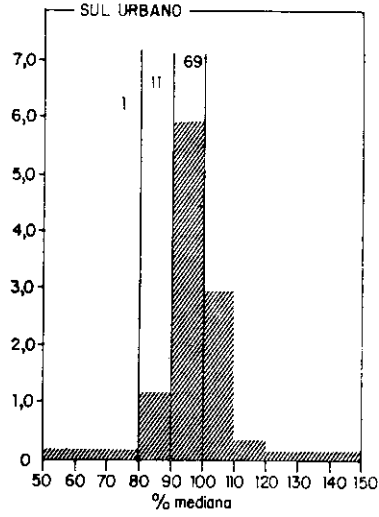
Indicadores da nutrição infantil

Idade da criança em meses	Altura		Peso*		Peso por altura*
	Média (cm)	Média normalizada (D.P.)	Média (kg)	Média normalizada (D.P.)	Média normalizada (D.P.)
Sul					
Urbano	100,9	97,2 (6,3)	18,5	94,8 (15,8)	100,5 (12,6)
0 — 5	59,8	100,7 (6,6)			
6 — 23	75,8	97,5 (6,7)			
24 — 59	95,3	97,3 (6,4)	14,6	95,9 (14,8)	101,2 (12,3)
60 — 107	116,9	96,7 (5,9)	21,2	94,0 (16,5)	100,0 (12,8)
Rural	99,8	95,2 (5,7)	17,7	90,7 (13,1)	100,0 (11,0)
0 — 5	58,5	98,8 (6,9)			
6 — 23	74,0	95,0 (6,0)			
24 — 59	93,2	95,2 (5,8)	13,9	91,4 (12,7)	100,0 (11,7)
60 — 107	114,8	95,0 (5,4)	20,3	90,3 (13,3)	100,0 (10,5)
Nordeste					
Urbano	96,6	94,1 (6,6)	16,9	87,8 (14,8)	98,9 (11,6)
0 — 5	57,8	98,5 (6,6)			
6 — 23	72,9	94,2 (6,8)			
24 — 59	91,9	94,0 (6,3)	13,6	89,2 (14,8)	99,4 (12,1)
60 — 107	113,0	93,7 (6,1)	18,5	86,7 (14,7)	98,5 (11,2)
Rural	93,1	91,8 (6,3)	16,1	83,8 (12,8)	98,9 (11,2)
0 — 5	56,9	96,4 (6,9)			
6 — 23	70,3	91,3 (6,3)			
24 — 59	89,4	91,5 (6,2)	12,9	84,9 (12,9)	98,9 (11,5)
60 — 107	110,4	91,8 (5,3)	18,6	83,0 (12,8)	98,9 (10,9)

* O peso, o peso por altura e as estatísticas não são mostrados para crianças abaixo de dois anos, devido aos erros de arredondamento.

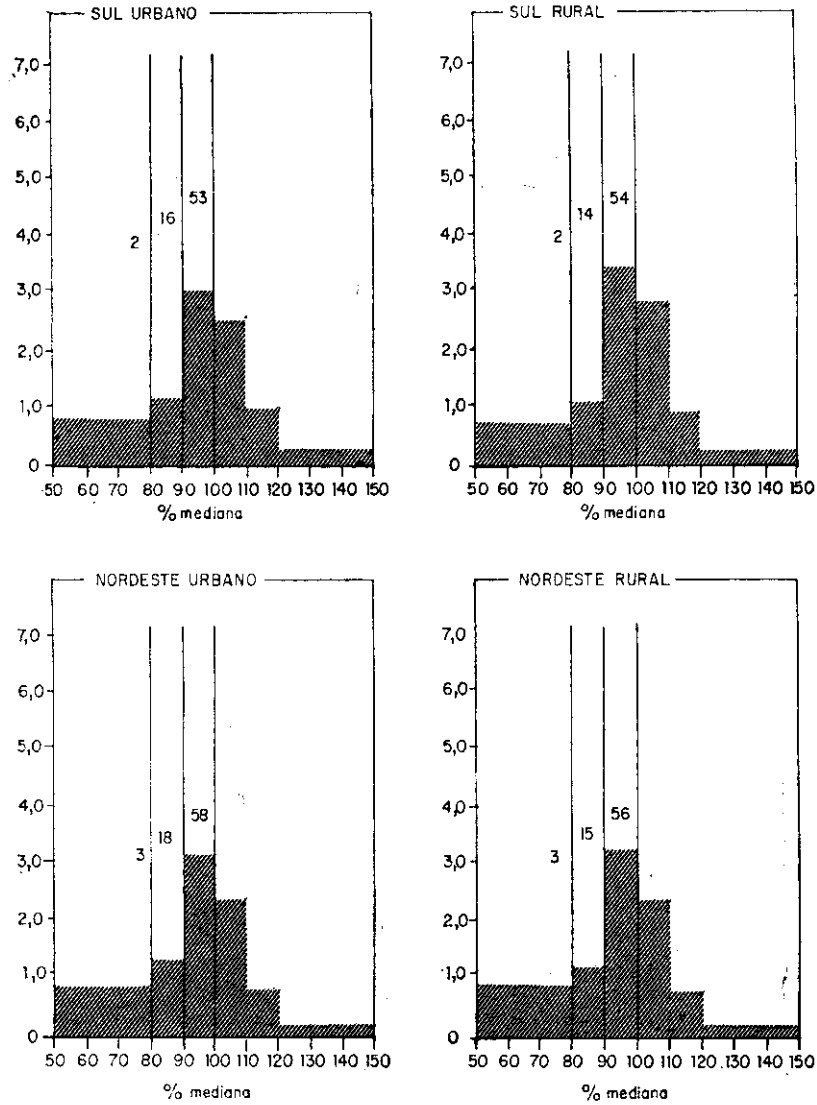
DISTRIBUIÇÃO DA ALTURA NORMALIZADA POR IDADE

Percentagem acumulada das observações <80 <90 e <100% da mediana



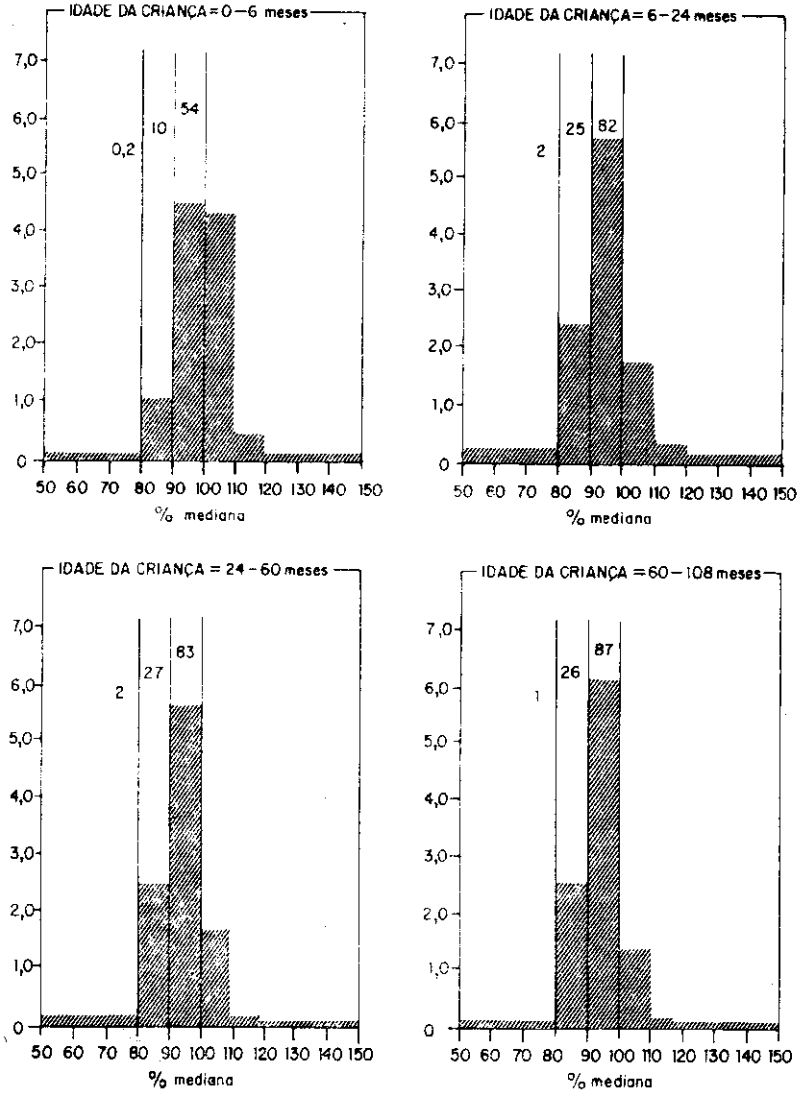
DISTRIBUIÇÃO DO PESO NORMALIZADO POR ALTURA

Percentagem acumulada das observações < 80 < 90 e < 100% da mediana



DISTRIBUIÇÃO DA ALTURA NORMALIZADA POR IDADE: NORDESTE URBANO

Percentagem acumulada das observações < 80 < 90 e < 100% da mediana



rural, quase metade dos bebês são *maiores* do que a mediana dos Estados Unidos.¹¹ Esta proporção cai pela metade para o grupo de seis a 23 meses e, em cada região, declina monotonicamente com a idade. Usando 90% da mediana americana como padrão de altura [cf. Waterlow *et alii* (1977)], notamos que 10% ou mais das crianças estão abaixo daquele padrão e, no caso das crianças do Nordeste rural, a proporção é de aproximadamente um terço; para comparação, observe-se que nos Estados Unidos 0,5% das crianças em idade pré-escolar caem abaixo daquele padrão.

As alturas normalizadas seguem padrão semelhante, embora haja muito mais heterogeneidade nos pesos do que nas alturas de cada grupo. Dadas as alturas, contudo, desaparece boa parte das diferenças inter-regionais da massa corporal; as distribuições referentes às quatro regiões são marcadamente semelhantes. De fato, em média, as crianças do Sul do Brasil e as dos Estados Unidos têm o mesmo peso, dada a altura; as crianças nordes-

TABELA 3

Sul: altura por idade, peso por altura e taxas médias de sobrevivência por decis da PCE e educação dos pais

Variável de controle	Urbano			Rural		
	Altura por idade (% da mediana)	Peso por altura (% da mediana)	Taxa de sobrevivência (média)	Altura por idade (% da mediana)	Peso por altura (% da mediana)	Taxa de sobrevivência (média)
Decis da PCE						
0 — 10	94,0	99,3	85,1	83,3	99,6	87,5
11 — 20	95,7	99,0	86,7	94,2	99,6	85,7
21 — 30	97,1	98,5	87,6	94,6	100,0	85,0
31 — 40	98,2	99,6	88,5	95,4	100,1	87,1
41 — 50	98,5	101,5	89,3	96,1	100,2	86,8
51 — 60	99,4	100,8	90,9	97,0	100,2	88,4
61 — 70	99,9	103,7	91,3	97,2	100,2	88,6
71 — 80	99,8	103,9	91,4	96,9	99,8	89,3
81 — 90	101,0	104,4	93,2	97,1	100,5	89,0
91 — 100	101,2	104,9	93,5	98,2	102,7	90,7
Média	97,2	100,5	89,5	95,2	100,0	87,6
Desvio-padrão	6,3	12,6	18,3	5,7	11,0	18,9
Educação da mãe						
Analfeta	94,6	99,7	79,5	94,2	99,5	82,6
Alfabetizada	96,5	99,9	89,0	95,7	100,3	90,6
Escola primária	98,4	100,8	93,3	96,7	100,8	93,5
Escola secundária	100,6	103,9	96,5	—	—	—
Educação do pai						
Analfabeto	94,3	100,6	80,8	94,4	99,6	82,6
Alfabetizado	95,2	99,7	88,8	95,3	100,0	89,6
Escola primária	98,1	100,5	92,8	96,5	101,1	93,2
Escola secundária	100,3	103,2	96,3	—	—	—

NOTAS: Escola primária = curso primário completo no meio urbano; primário completo (ou acima) no meio rural. Escola secundária = curso secundário completo (ou acima); só aplicável ao meio urbano. As taxas de sobrevivência estão em percentagens.

¹¹ Isto deve resultar, em parte, do fato de que bebês menores e com menos peso têm maiores possibilidades de sobreviver nos Estados Unidos.

TABELA 4

Nordeste: altura por idade, peso por altura e taxas médias de sobrevivência por decis da PCE e educação dos pais

Variável de controle	Urbano			Rural		
	Altura por idade (% da mediana)	Peso por altura (% da mediana)	Taxa de sobrevivência (média)	Altura por idade (% da mediana)	Peso por altura (% da mediana)	Taxa de sobrevivência (média)
Decil da PCE						
0 — 10	90,4	98,0	74,6	90,4	98,0	78,5
11 — 20	91,5	98,1	75,2	90,7	98,2	78,9
21 — 30	92,6	97,7	75,9	91,4	98,0	73,9
31 — 40	93,6	98,9	76,6	91,9	98,0	77,3
41 — 50	94,2	98,6	77,7	92,4	98,4	76,2
51 — 60	95,3	98,4	78,1	92,3	100,0	75,8
61 — 70	96,0	99,0	80,5	92,3	99,5	74,1
71 — 80	97,4	99,7	81,8	93,2	99,9	73,4
81 — 90	98,4	100,8	84,3	93,2	100,0	72,6
91 — 100	100,3	103,6	92,2	95,4	100,6	76,2
Média	94,1	98,9	80,0	91,8	98,9	75,6
Pesvio-padrão	6,6	11,6	25,2	6,3	11,2	24,9
Educação da mãe						
Analfabeta	92,1	98,0	69,8	91,4	98,9	73,3
Alfabetizada	93,8	98,3	80,7	92,3	98,7	80,1
Escola primária	96,0	99,3	89,5	93,9	101,3	89,5
Escola secundária	99,5	102,1	95,1	—	—	—
Educação do pai						
Analfabeta	92,0	98,0	72,6	91,4	98,9	74,3
Alfabetizado	93,6	98,3	80,9	92,4	98,7	80,0
Escola primária	95,9	99,0	89,1	93,6	100,1	82,5
Escola secundária	99,6	102,2	95,5	—	—	—

NOTAS: Escola primária = curso primário completo no meio urbano; primário completo (ou acima) no meio rural. Escola secundária = curso secundário completo (ou acima); só aplicável ao meio urbano. As taxas de sobrevivência estão em percentagens.

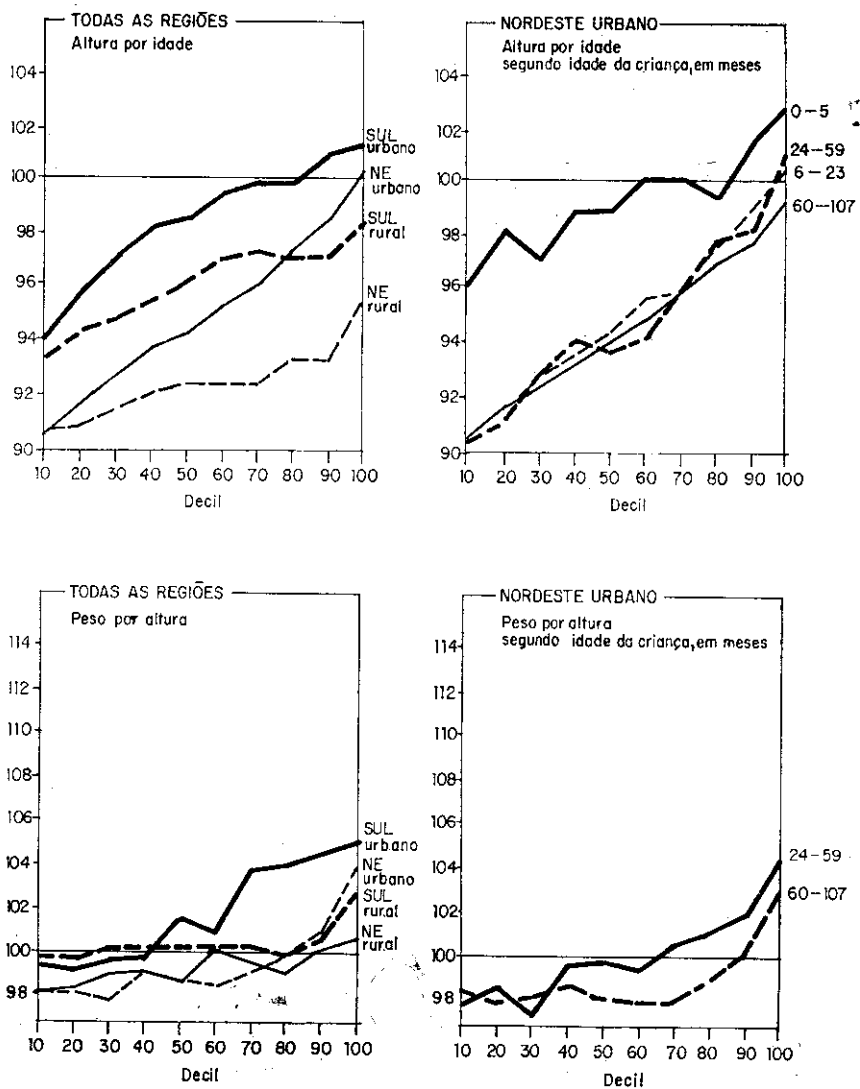
tinhas tendem a ser mais leves, dada a altura. Existe, no entanto, substancial variação em torno da média. Menos de 3% das crianças entre dois e oito anos de idade situam-se abaixo de 80% da mediana dos Estados Unidos de peso por altura; proporções semelhantes foram encontradas no caso da África ao Sul do Saara [Svedberg (1987)].

No Gráfico 4 e nas Tabelas 3 e 4 são apresentadas médias normalizadas de, respectivamente, altura por idade e peso por altura, por decis da despesa *per capita*¹² e educação da mãe e do pai. Em todas as regiões as alturas normalizadas sobem com a PCE, mais rapidamente no meio urbano; deveríamos esperar, dessa forma, maiores efeitos-renda nas áreas urbanas. O peso por altura também tende a subir com a PCE, embora menos rapidamente do que a altura por idade. Parece que existe bastante ruído, especialmente nas áreas rurais e em torno do centro da distribuição da PCE.

No setor urbano consideramos quatro categorias educacionais: analfabetos, alfabetizados, primário completo e curso completo além do primário. Dado

¹² Os decis são computados separadamente para cada uma das quatro regiões.

MÉDIAS DA ALTURA NORMALIZADA POR IDADE E DO PESO NORMALIZADO POR ALTURA (por decis da despesa *per capita*)



que a categoria mais alta é pouco encontrada nos domicílios rurais, ela foi agregada à da educação primária. As mesmas definições serão usadas nas regressões abaixo.

As médias das alturas e dos pesos por altura sobem com a educação do pai e da mãe, mais rapidamente nas áreas urbanas, especialmente no caso das alturas. A semelhança de médias, dada a educação do pai ou da mãe, é impressionante. Uma vez que elas independem da renda, se esta for mais correlacionada com a educação do pai do que com a da mãe, deveríamos esperar que a educação da mãe tivesse, *ceteris paribus*, maior impacto sobre os indicadores da nutrição infantil. Nas regressões abaixo encontraremos evidências a este respeito.

3.2 — Taxas de sobrevivência

A base de observação para a análise da taxa de sobrevivência é a mãe; são considerados quatro grupos de idade. Na Tabela 5 são mostrados o número médio de filhos tidos, a taxa de sobrevivência e a proporção daquelas que nunca perderam filhos, por grupo de idade e região. As taxas médias de sobrevivência, da mesma forma que a antropometria normalizada, podem ser ordenadas do Sul urbano até o Nordeste rural, passando pelo Sul rural e pelo Nordeste urbano. As taxas de sobrevivência também caem com a idade — como deveria ser, já que os filhos de mães mais velhas tendem a ser expostos mais longamente ao risco de morrer. As diferenças entre o Sul urbano e o rural são pequenas, embora bem menos mães tenham perdido filhos no setor urbano. As taxas de mortalidade no Nordeste são mais altas e as diferenças aumentam com a idade; além disso, existe significativa diferença entre o meio urbano e o rural. Essas diferenças regionais são bem conhecidas e foram documentadas em diversos lugares [cf., p. ex., Merrick (1985) e National Research Council (1983)].

As taxas de sobrevivência tendem a subir com a PCE, mais rapidamente no Nordeste do que no Sul, e a proporção das que nunca perderam filhos cai (Tabelas 3 e 4). O mesmo padrão é observado em relação à educação e, de novo, são muito semelhantes os efeitos da educação da mãe e do pai. Condicionando-se pela renda, observam-se resultados bastante diferentes, conforme se discute acima.¹³

¹³ Tem-se argumentado que as estimativas de mortalidade baseadas no Endef são elevadas [National Research Council (1983)], embora não esteja claro se é por que isso é verdadeiro. Nosso objetivo não é reproduzir estimativas agregadas de mortalidade, mas avaliar os resultados de famílias separadamente, tratando a mortalidade como função dos recursos econômicos e do comportamento da família. Nossos resultados não devem ser afetados por tal discrepância, a menos que as famílias tenham sido selecionadas não aleatoriamente, de forma a relacioná-las com as variáveis que desejamos aplicar. Não há razões para acreditar que o levantamento tenha selecionado número excessivo de famílias de risco de mortalidade baixo (ou alto); assim, ignoraremos as discrepâncias agregadas.

TABELA 5

Taxas de sobrevivência ^a

Idade da mãe (anos)	Média	(D.P.)	% = 1
<i>Sul</i>			
Urbano	89,5	(19,3)	69
14 — 24	94,1	(17,9)	88
25 — 34	93,4	(15,9)	81
35 — 44	90,8	(16,8)	69
≥ 45	83,8	(22,4)	54
Rural	87,6	(18,9)	58
14 — 24	93,9	(17,9)	87
25 — 34	90,6	(17,3)	69
35 — 44	88,4	(17,3)	57
≥ 45	82,0	(20,4)	39
<i>Nordeste</i>			
Urbano	80,0	(25,2)	49
14 — 24	87,8	(25,1)	76
25 — 34	85,8	(21,8)	62
35 — 44	80,9	(23,3)	46
≥ 45	72,4	(27,1)	33
Rural	75,6	(24,9)	34
14 — 24	84,1	(28,4)	70
25 — 34	80,0	(23,0)	45
35 — 44	74,2	(23,7)	27
≥ 45	69,9	(24,2)	20

^a Medidas em percentagens.

4 — Resultados das regressões de antropometria infantil

Mostram-se na Tabela 6 os resultados das estimativas da equação (5), que relaciona o logaritmo da altura normalizada das crianças por idade (abaixo de nove anos) a um conjunto de covariáveis familiares e individuais. A Tabela 8 mostra os resultados da regressão do logaritmo do peso por altura normalizado sobre as mesmas covariáveis, para crianças de 24 a 107 meses. Em todos os casos permitimos os efeitos regionalmente específicos, ao estimar as regressões separadamente, por região.¹⁴ As médias e os desvios-padrão das variáveis são apresentados na Tabela A.1, enquanto as correlações simples figuram na Tabela A.3. A educação e a altura dos pais estão entre as covariáveis.

¹⁴ As regressões são apresentadas com a inclusão da renda familiar não-ganha (segunda coluna) e, adicionalmente, a renda ganha exceto a da mãe (primeira coluna).

TABELA 6

*Regressões para nutrição infantil, todas as idades,
log da altura por idade normalizada^a*

Variáveis	Sul				Nordeste			
	Urbano		Rural		Urbano		Rural	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Constante	1,858 (26,37)	1,826 (24,98)	1,818 (15,73)	1,576 (15,36)	1,877 (19,18)	1,909 (19,04)	1,689 (15,87)	1,663 (15,60)
Renda ganho, exceto a da mãe ^b	0,111 (5,01)		0,398 (4,12)		0,401 (2,81)		0,937 (5,54)	
Quadrado da variável anterior ^b	-0,119 (3,89)		-1,280 (2,11)		-0,776 (1,10)		-7,767 (3,81)	
Renda familiar não-ganha ^b	0,053 (2,00)	0,004 (2,21)	-0,067 (0,10)	-0,115 (0,18)	0,030 (2,46)	0,274 (2,35)	-0,399 (0,70)	-0,456 (0,80)
Quadrado da variável anterior ^b	-0,013 (1,70)	-0,010 (1,79)	-4,444 (0,50)	0,292 (0,02)	-0,641 (0,78)	-1,134 (1,17)	-2,935 (0,18)	12,913 (1,06)
Interação da renda ^b	-0,077 (0,98)		5,968 (0,34)		-2,416 (2,24)		15,924 (1,33)	
Número de adultos ^c	0,337 (1,60)	0,351 (1,66)	-0,635 (2,14)	-0,588 (1,96)	-0,200 (0,90)	-0,140 (0,83)	0,313 (1,01)	0,333 (1,08)
Quadrado da variável anterior ^c	-0,068 (2,53)	-0,066 (2,46)	0,089 (2,11)	0,083 (2,18)	0,004 (0,15)	0,006 (0,21)	-0,035 (0,89)	-0,029 (0,73)
Dummy (1) se o filho é do sexo masculino	-0,002 (2,01)	-0,002 (1,98)	-0,002 (1,83)	-0,002 (1,82)	-0,004 (3,35)	-0,004 (3,29)	-0,005 (3,38)	-0,005 (3,46)
6 — 11 meses de idade	-0,026 (7,77)	-0,028 (7,78)	-0,036 (6,18)	-0,036 (6,15)	-0,045 (11,10)	-0,045 (11,12)	-0,044 (10,98)	-0,044 (10,86)
12 — 17 meses de idade	-0,030 (9,10)	-0,030 (9,05)	-0,042 (7,55)	-0,042 (7,54)	-0,051 (12,58)	-0,050 (12,57)	-0,086 (15,88)	-0,066 (15,84)
18 — 23 meses de idade	-0,034 (10,18)	-0,034 (10,16)	-0,047 (8,32)	-0,047 (8,23)	-0,060 (14,94)	-0,059 (14,82)	-0,067 (15,63)	-0,067 (15,52)
2 anos de idade	-0,025 (8,52)	-0,025 (8,48)	-0,037 (7,41)	-0,037 (7,36)	-0,047 (13,64)	-0,047 (13,52)	-0,054 (14,98)	-0,054 (14,88)
3 anos de idade	-0,032 (11,35)	-0,031 (11,24)	-0,038 (7,64)	-0,038 (7,56)	-0,055 (15,78)	-0,054 (15,63)	-0,059 (16,11)	-0,058 (16,08)
4 — 5 anos de idade	-0,035 (13,16)	-0,034 (13,03)	-0,043 (8,89)	-0,042 (8,77)	-0,054 (17,06)	-0,053 (16,90)	-0,057 (17,27)	-0,056 (17,13)
6 — 8 anos de idade	-0,034 (13,17)	-0,033 (13,01)	-0,042 (8,94)	-0,041 (8,81)	-0,052 (17,22)	-0,051 (17,08)	-0,056 (17,79)	-0,055 (17,64)
Dummy (1) se a mãe é alfabetizada	0,012 (8,03)	0,013 (8,25)	0,006 (3,77)	0,007 (4,30)	0,012 (7,35)	0,013 (7,82)	0,004 (2,93)	0,005 (3,54)
Curso primário completo	0,020 (11,01)	0,021 (11,44)	0,010 (4,05)	0,012 (4,78)	0,016 (6,76)	0,018 (7,53)	0,014 (3,20)	0,016 (3,60)
Curso secundário completo ou acima	0,024 (10,24)	0,026 (11,44)			0,024 (7,07)	0,030 (9,50)		
Dummy (1) se o marido é alfabetizado	0,011 (5,77)	0,011 (6,00)	0,003 (1,58)	0,004 (2,12)	0,010 (6,06)	0,011 (6,57)	0,005 (3,55)	0,007 (4,79)
Curso primário completo	0,019 (8,99)	0,020 (9,42)	0,004 (1,57)	0,007 (2,58)	0,021 (8,31)	0,023 (8,53)	0,007 (1,37)	0,012 (2,59)
Curso secundário completo ou acima	0,024 (8,70)	0,028 (11,37)			0,030 (8,07)	0,039 (12,88)		
Log (altura normalizada da mãe)	0,337 (26,58)	0,340 (26,80)	0,363 (28,94)	0,369 (21,31)	0,322 (18,32)	0,328 (18,85)	0,364 (20,11)	0,364 (20,08)

(continua)

Variáveis	Sul				Nordeste			
	Urbano		Rural		Urbano		Rural	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Log (altura normalizada do marido)	0,255 (19,43)	0,259 (19,78)	0,289 (16,49)	0,292 (16,66)	0,245 (14,18)	0,254 (14,62)	0,268 (14,73)	0,274 (15,08)
Idade da mãe ao nascer o filho ^a	0,073 (8,48)	0,075 (8,68)	0,053 (4,60)	0,055 (4,81)	0,081 (7,51)	0,082 (7,51)	0,032 (2,73)	0,032 (2,73)
<i>Dummy</i> (1) se a unidade da Federação é:								
Brasília	-0,004 (-2,30)	-0,033 (2,01)	-0,013 (2,49)	-0,012 (2,41)				
Paraná	-0,015 (8,77)	-0,015 (8,69)	-0,011 (5,07)	-0,010 (4,85)				
Santa Catarina	-0,013 (-5,53)	-0,013 (5,63)	-0,007 (2,54)	-0,007 (2,72)				
Rio Grande do Sul	-0,007 (-4,42)	-0,007 (4,36)	-0,007 (3,08)	-0,007 (3,03)				
São Paulo	0,001 (0,84)	0,002 (1,27)	0,002 (1,01)	0,003 (1,42)				
Maranhão					-0,018 (5,27)	-0,020 (5,76)	-0,012 (4,99)	-0,014 (5,51)
Piauí					-0,015 (4,07)	-0,015 (4,21)	-0,013 (4,51)	-0,015 (5,14)
Ceará					-0,005 (3,01)	-0,006 (3,31)	-0,001 (0,28)	-0,001 (0,70)
Rio Grande do Norte					0,001 (0,34)	0,0003 (0,01)	0,002 (0,45)	0,001 (0,36)
Paraíba					-0,008 (2,40)	-0,009 (3,65)	0,0001 (2,77)	-0,0005 (0,20)
Pernambuco					0,006 (3,47)	0,003 (3,08)	0,002 (0,83)	0,002 (0,81)
Alagoas					0,002 (0,43)	0,002 (0,32)	0,001 (0,44)	0,002 (0,52)
Sergipe					0,002 (0,52)	0,003 (0,53)	-0,0004 (0,08)	0,001 (0,19)
R ²	0,21	0,21	0,17	0,17	0,25	0,25	0,16	0,16
Erro-padrão ^b	5,713	5,718	5,429	5,441	6,091	6,115	6,230	6,242
F	132,2	146,1	53,8	58,9	96,4	10,30	54,8	59,3
Teste LM	492,3	483,0	234,4	226,2	358,6	325,0	209,3	203,3
(def)	(29)	(26)	(27)	(24)	(32)	(30)	(30)	(27)
Tamanho da amostra	14.713	14.713	6.913	6.913	9.233	9.233	8.592	8.592

^a Os erros-padrão — heterocedasticidade — consistentes foram computados através do *jackknife*.

^b A renda ganha, exceto a da mãe, e a renda familiar não-ganha foram medidas em Cr\$ milhões; o termo de interação é o produto das duas medidas (este e os quadrados de renda foram medidas em Cr\$ bilhões).

^c Os coeficientes são multiplicados por 100 no caso do número de adultos, seu quadrado, a idade da mãe ao ter o filho e o erro-padrão da equação.

Os coeficientes de correlação entre as alturas do pai e da mãe e, nas áreas urbanas, entre altura e educação são próximos de 0,25; a correlação entre altura e educação nas áreas rurais é muito mais baixa. A educação do pai e a da mãe são bastante correlacionadas entre si e com a renda (exclusiva da mãe). Incluir a altura dos pais entre as covariáveis — e, em consequência, excluir as crianças sem pai do domicílio — acarreta problemas potenciais de seleção de amostra. As crianças excluídas são algo menores e têm mães de famílias mais pobres. Eliminando-se a altura do pai e rodando regressões com a amostra maior, com todos os filhos do chefe da família, leva a pequenos aumentos do coeficiente da educação dos pais. As regressões com a amostra menor, mas excluindo a altura do pai, levam à conclusão de que é a composição da amostra, e não a exclusão da altura do pai, que dá origem a esta diferença. Uma vez que a magnitude da diferença não é elevada, e dada a importância da altura do pai, as tabelas foram montadas com base na amostra menor. Os resultados com a inclusão da altura do pai são discutidos no texto.

As regressões da altura normalizada foram estimadas separadamente para as idades 0-5 meses, 6-23 meses, 24-59 meses e 60-107 meses, conforme se mostra na Tabela 7. A intenção é permitir diferentes impactos da educação dos pais, da renda familiar e da altura dos pais sobre aqueles grupos. Os distúrbios nutricionais podem variar com a idade; em particular, a complementação do aleitamento materno com outros alimentos, que geralmente começa aos seis meses, pode gerar problemas, derivados da baixa qualidade da água e da má preparação dos alimentos. À medida que a criança ganha idade, tais pressões podem tornar-se mais fracas, quando vai se completando a transição para a dieta sólida. Em consequência, deve ir se reduzindo o impacto de fatores, como a educação da mãe, quando a idade da criança ultrapassa o desmame.¹⁵

4.1 — Regressões para a altura, combinada com a idade

Em relação aos coeficientes do peso por altura, os da altura por idade são estimados com precisão muito maior. A educação do pai e da mãe são positiva e significativamente associadas à altura dos filhos. No Sul urbano, por exemplo, a estatística do teste de Wald para que todos os coeficientes da educação sejam iguais a zero é de 135 para as mães e de 110 para os pais (com três graus de liberdade, em ambos os casos).

O filho de uma mãe alfabetizada, mas sem ter concluído o primário, deve ser de 0,5 a 1,3% (dependendo da região) mais alto do que o de uma mãe analfabeta. O diferencial aumenta para 2,4 a 3% para os filhos de mães que vivem no meio urbano e tenham ao menos completado o curso secundário. Observe-se que quando a renda ganha, exceto a da mãe, é excluída das regressões, sobem os coeficientes da educação secundária (e

¹⁵ Para evidências a respeito, com dados das Filipinas, cf. Barrera (1987).

acima deste nível), embora as mudanças sejam mínimas para os níveis inferiores de educação.

O significado da educação do pai, mesmo depois de controlar pela renda ganha, exceto a da mãe, pode refletir um componente da renda permanente, ou pode mostrar que a hipótese da separabilidade (Seção 2.2) não se verifica, em função, por exemplo, da participação do pai nos cuidados com a criança. De fato, os coeficientes são muito semelhantes aos da educação da mãe, exceto nas áreas rurais, onde é menor o impacto da educação do pai. Quanto à educação da mãe, é apenas o coeficiente da educação secundária (ou acima) do pai que sobe quando se exclui a renda ganha, exceto a da mãe.

Embora sejam de pequena magnitude os efeitos da renda ganha, exceto a da mãe, eles são estatisticamente significativos, sendo o valor de p inferior a 0,01 em todas as regiões. Se a renda ganha, exceto a da mãe, aumenta em um desvio-padrão, a altura da criança média aumenta 0,5% no Sul urbano e pouco mais de 1% no Nordeste urbano. A magnitude do efeito é semelhante à diferença entre a condição de analfabeto ou alfabetizado, do pai ou da mãe, em todas as regiões, exceto no Sul urbano, onde o efeito é apenas a metade do da escolaridade. Os termos da renda familiar não-ganha não são conjuntamente significativos no meio rural das duas regiões, e seus coeficientes são menores do que os da renda ganha, exceto a da mãe. Isto é consistente com a substituíbilidade entre os tempos do pai e da mãe nos cuidados com a criança. Prevalecendo a substituíbilidade, a mãe devotará mais tempo às atividades domésticas, à medida que sobe o salário do marido. Supondo-se que a atividade seja intensiva em tempo da mãe, melhorariam os resultados da nutrição infantil, além do puro efeito-renda.

Tanto a altura do pai como a da mãe são importantes determinantes da altura do filho. Se as alturas dos pais afetassem as alturas dos filhos apenas por razões genéticas, o coeficiente da altura do pai deveria ser igual ao da mãe; a hipótese é rejeitada em todas as regiões, com o valor de p inferior a 0,006. As alturas dos pais são, presumivelmente, *proxies* para o investimento em capital humano dos pais, inclusive para a situação nutricional da mãe durante a gravidez, fatores que não são refletidos pelos coeficientes da renda ou da educação. Estes fatores não-genéticos são mais importantes no caso da mãe. A diferença entre o impacto da altura da mãe e a do pai é ampliada quando se consideram regressões separadas, por idades dos filhos (cf. Tabela 7). Os resultados da importância das alturas dos pais e da maior importância da altura da mãe são consistentes com diversos outros estudos, incluindo-se os referentes aos Estados Unidos, baseados no levantamento HANES [cf. Chernichovsky e Coate (1983)]. A altura média da mãe varia de 93,1% da mediana das adultas americanas (163 cm) no Nordeste rural a 95,4% daquela mediana no Sul urbano. As mães que vivem no Nordeste rural e medem 163 cm poderiam esperar ter filhos medindo 94,6% dos padrões americanos, ao invés dos 91,6% efetivamente observados; para uma mãe de 163 cm no Sul urbano os números são, respectivamente, 98,0 e 97,0%.

TABELA 7

*Regressões para nutrição infantil, por grupos de idade,
altura por idade normalizada^a*

Variáveis	Sul							
	Urbano				Rural			
	0 - 5	6 - 23	24 - 59	60 - 108	0 - 5	6 - 23	24 - 59	60 - 108
Constante	3,511 (10,32)	2,393 (11,73)	1,57 (13,26)	1,507 (15,38)	3,324 (5,32)	1,998 (7,11)	1,658 (8,26)	1,328 (10,28)
Renda ganha, exceto a da mãe ^b	-0,055 (0,36)	0,319 (2,60)	0,116 (2,72)	0,145 (4,35)	-0,564 (0,41)	1,287 (2,85)	0,738 (4,91)	0,255 (2,57)
Quadrado da variável anterior ^b	0,133 (0,32)	-1,747 (3,00)	-0,141 (2,13)	-0,142 (3,18)	8,439 (0,36)	-11,094 (1,59)	-2,941 (4,13)	-0,694 (1,25)
Renda familiar não-ganha ^b	-0,107 (0,47)	0,157 (0,61)	0,044 (0,52)	0,034 (0,80)	1,974 (0,39)	1,810 (1,40)	0,371 (0,65)	0,130 (0,32)
Quadrado da variável anterior ^b	0,188 (1,18)	-0,137 (0,10)	-0,012 (0,10)	-0,006 (0,53)	387,275 (0,97)	-34,388 (1,59)	-8,358 (0,91)	-5,103 (1,18)
Interação da renda ^b	0,182 (0,12)	0,852 (0,30)	0,039 (0,10)	-0,129 (1,37)	-428,697 (1,72)	18,728 (0,49)	-13,253 (2,12)	8,371 (0,92)
Número de adultos ^c	-1,130 (0,55)	-0,297 (-0,52)	0,592 (1,46)	0,337 (1,21)	0,866 (0,30)	-2,832 (2,45)	-0,350 (0,61)	-0,718 (1,91)
Quadrado da variável anterior ^c	0,139 (0,45)	-0,001 (0,01)	-0,091 (1,74)	-0,072 (2,02)	0,030 (0,07)	0,359 (2,29)	0,060 (0,78)	0,075 (1,61)
Dummy (1) se o filho é do sexo masculino	-0,019 (3,87)	0,001 (0,20)	-0,0004 (0,22)	-0,003 (2,18)	0,005 (0,44)	-0,008 (2,09)	-0,002 (1,00)	-0,002 (0,93)
1 - 2 meses	-0,001 (0,06)				-0,016 (0,97)			
2 - 3 meses	-0,003 (0,42)				-0,005 (0,37)			
4 - 5 meses	0,005 (0,70)				-0,040 (2,85)			
12 - 17 meses		-0,004 (1,12)				-0,005 (1,01)		
18 - 23 meses		-0,007 (2,04)				-0,011 (2,29)		
3 anos			-0,007 (3,31)				-0,001 (0,40)	
4 anos			-0,009 (4,19)				-0,005 (1,90)	
6 anos				0,002 (1,05)				0,002 (0,62)

(continua)

Variáveis	Sul							
	Urbano				Rural			
	0 - 5	6 - 23	24 - 59	60 - 108	0 - 5	6 - 23	24 - 59	60 - 108
7 anos				0,002 (1,28)				0,0002 (0,09)
8 anos				0,001 (0,38)				0,001 (0,46)
Dummy (1) se a mãe é alfabetizada	0,024 (2,78)	0,017 (3,48)	0,014 (5,06)	0,008 (4,30)	-0,0002 (0,01)	0,009 (1,86)	0,003 (0,91)	0,007 (3,37)
Curso primário completo	0,024 (2,52)	0,022 (3,84)	0,023 (6,86)	0,017 (7,06)	0,005 (0,28)	0,011 (1,36)	0,010 (2,15)	0,009 (2,81)
Curso secundário completo	0,031 (2,64)	0,025 (3,80)	0,027 (6,54)	0,020 (6,21)				
Dummy (1) se o marido é alfabetizado	-0,012 (0,10)	0,017 (2,95)	0,008 (2,26)	0,012 (0,06)	0,023 (1,72)	0,001 (0,29)	0,001 (0,43)	0,003 (1,30)
Curso primário completo	0,002 (0,19)	0,027 (4,14)	0,018 (4,47)	0,018 (6,73)	0,006 (0,34)	-0,008 (1,11)	0,003 (0,58)	0,009 (2,76)
Curso secundário completo ou acima	0,001 (0,05)	0,035 (4,68)	0,024 (5,34)	0,022 (6,57)				
Log (altura normalizada da mãe)	0,171 (2,86)	0,333 (9,52)	0,326 (14,12)	0,365 (21,29)	0,240 (2,05)	0,296 (6,25)	0,364 (11,16)	0,388 (16,79)
Log (altura normalizada do pai)	0,067 (1,05)	0,134 (3,48)	0,282 (11,71)	0,297 (17,55)	0,045 (0,38)	0,275 (5,44)	0,271 (5,58)	0,316 (13,85)
Idade da mãe ao ter o filho	0,076 (1,82)	0,086 (3,50)	0,066 (4,16)	0,075 (6,54)	0,155 (1,59)	0,023 (0,65)	0,030 (1,60)	0,088 (5,63)
Dummy (1) se a unidade da Federação é:								
Brasília	0,013 (1,82)	0,007 (1,50)	-0,011 (4,17)	-0,004 (1,76)	-0,007 (0,24)	-0,020 (1,57)	-0,013 (1,47)	-0,010 (1,38)
Paraná	-0,001 (0,07)	-0,014 (2,81)	-0,017 (5,60)	-0,014 (6,44)	-0,011 (0,85)	-0,017 (2,80)	-0,015 (4,07)	-0,005 (1,70)
Santa Catarina	-0,011 (0,75)	0,001 (0,20)	-0,022 (5,08)	-0,012 (3,75)	0,015 (0,79)	-0,016 (1,96)	-0,007 (1,55)	-0,004 (1,24)
Rio Grande do Sul	-0,001 (0,09)	-0,001 (0,31)	-0,011 (3,70)	-0,008 (3,37)	-0,002 (0,10)	-0,013 (1,71)	-0,010 (2,33)	-0,004 (1,39)
São Paulo	0,009 (1,59)	-0,001 (0,38)	0,0004 (0,17)	0,002 (1,07)	-0,010 (9,67)	-0,003 (0,52)	-0,0002 (0,06)	0,007 (2,19)
R ²	0,11	0,16	0,20	0,23	0,15	0,14	0,15	0,21
Erro-padrão	6,000	6,346	5,967	5,200	6,516	6,042	5,597	4,991
F	3,1	10,5	50,9	80,9	1,5	7,2	19,3	38,2
Teste LM	25,8	72,2	110,8	189,1	21,4	58,3	61,5	108,6
(df)	(25)	(24)	(24)	(25)	(23)	(22)	(22)	(23)
Tamanho da amostra	661	2.338	4.918	6.796	215	983	2.381	3.334

(continua)

Variáveis	Nordeste							
	Urbano				Rural			
	0 — 5	6 — 23	24 — 59	60 — 108	0 — 5	6 — 23	24 — 59	60 — 108
Constante	3,695 (8,46)	1,972 (7,96)	1,935 (10,53)	1,762 (11,94)	3,337 (7,33)	1,875 (7,21)	1,581 (8,30)	1,394 (8,91)
Renda ganha, exceto a da mãe ^b	0,100 (0,27)	0,436 (2,38)	0,678 (4,17)	0,349 (1,87)	-0,091 (0,10)	2,577 (4,68)	0,890 (2,95)	0,958 (3,89)
Quadrado da variável anterior ^b	-0,538 (0,33)	-1,051 (1,13)	-1,774 (2,15)	-0,684 (0,81)	11,479 (0,73)	-37,311 (4,01)	-1,998 (0,56)	-8,739 (2,94)
Renda familiar não-ganhab	1,855 (1,23)	0,527 (1,54)	0,097 (0,31)	0,401 (2,08)	-0,653 (0,16)	-3,728 (1,01)	1,201 (0,98)	0,209 (0,27)
Quadrado da variável anterior ^b	1,183 (0,93)	0,280 (0,16)	0,664 (0,20)	-1,188 (0,44)	209,615 (1,34)	204,688 (0,80)	-11,239 (0,30)	-2,550 (0,19)
Interação da renda ^b	-12,915 (0,50)	-8,794 (2,45)	-1,584 (0,52)	-1,285 (0,89)	-261,890 (1,34)	-73,886 (0,81)	-93,414 (2,95)	16,246 (1,90)
Número de adultos ^c	-0,246 (0,21)	-0,372 (0,49)	-0,165 (0,35)	-0,208 (0,73)	2,792 (1,34)	0,652 (0,78)	0,403 (0,65)	-0,047 (0,11)
Quadrado da variável anterior ^c	-0,073 (0,52)	0,035 (0,35)	-0,006 (0,11)	0,012 (-0,36)	-0,393 (1,30)	-0,041 (0,40)	-0,057 (0,68)	0,003 (0,50)
<i>Dummy</i> (1) se o filho é do sexo masculino	-0,009 (1,62)	-0,002 (0,45)	-0,004 (1,79)	-0,005 (2,94)	-0,001 (0,19)	-0,011 (3,38)	-0,002 (0,69)	-0,006 (3,27)
1 — 2 meses	0,005 (0,51)				0,005 (0,54)			
2 — 3 meses	0,005 (0,63)				-0,016 (2,05)			
4 — 5 meses	-0,023 (2,98)				-0,040 (5,03)			
12 — 17 meses		-0,006 (1,50)				-0,023 (5,81)		
18 — 23 meses		-0,015 (3,58)				-0,024 (5,63)		
3 anos			-0,008 (2,66)				-0,004 (1,45)	
4 anos			-0,005 (1,85)				-0,003 (0,90)	
6 anos				0,003 (1,00)				0,004 (1,46)
7 anos				0,003 (1,12)				0,001 (0,45)
8 anos				0,004 (1,39)				-0,003 (1,18)

(continua)

Variáveis	Nordeste							
	Urbano				Rural			
	0 — 5	6 — 23	24 — 59	60 — 108	0 — 5	6 — 23	24 — 59	60 — 108
<i>Dummy</i> (1) se a mãe é alfabetizada	0,011 (1,58)	0,015 (3,45)	0,015 (4,68)	0,010 (4,36)	0,012 (1,72)	0,005 (1,21)	0,005 (1,73)	0,003 (1,25)
Curso primário completo	0,020 (1,96)	0,022 (3,56)	0,018 (4,27)	0,012 (3,46)	0,035 (1,69)	0,020 (1,73)	0,010 (1,36)	0,014 (2,07)
Curso secundário completo	0,035 (2,41)	0,026 (3,40)	0,023 (4,06)	0,021 (4,10)				
<i>Dummy</i> (1) se o marido é alfabetizado	0,013 (1,07)	0,013 (2,79)	0,017 (3,26)	0,004 (1,90)	0,005 (0,71)	0,012 (3,05)	0,005 (2,03)	0,002 (0,77)
Curso primário completo	0,014 (1,47)	0,027 (4,21)	0,025 (5,65)	0,015 (4,20)	-0,043 (2,11)	0,019 (1,53)	0,011 (1,49)	0,004 (0,51)
Curso secundário completo ou acima	0,018 (1,26)	0,044 (5,13)	0,035 (5,93)	0,021 (3,94)				
Log (altura normalizada da mãe)	0,011 (0,15)	0,331 (7,60)	0,325 (10,38)	0,342 (13,53)	0,234 (2,97)	0,288 (6,27)	0,390 (11,85)	0,381 (15,00)
Log (altura normalizada do pai)	0,181 (2,42)	0,225 (5,11)	0,238 (7,72)	0,262 (10,65)	0,032 (0,42)	0,294 (6,35)	0,252 (7,80)	0,305 (11,50)
Idade da mãe ao ter o filho	0,072 (1,55)	0,093 (3,40)	0,083 (4,30)	0,078 (5,03)	-0,009 (0,17)	-0,007 (0,25)	0,034 (1,65)	0,050 (2,91)
<i>Dummy</i> (1) se a unidade da Federação é:								
Maranhão	-0,025 (1,62)	-0,023 (2,24)	-0,015 (2,26)	-0,018 (4,17)	-0,020 (2,07)	-0,016 (2,47)	-0,011 (2,43)	-0,011 (3,06)
Piauí	0,002 (0,13)	-0,018 (1,96)	-0,007 (1,18)	-0,026 (5,31)	-0,008 (0,75)	-0,010 (1,29)	-0,013 (2,34)	-0,014 (3,53)
Ceará	0,002 (0,35)	-0,007 (1,49)	-0,004 (1,21)	-0,008 (3,08)	0,016 (1,75)	-0,001 (0,28)	0,002 (0,49)	-0,004 (1,30)
Rio Grande do Norte	-0,026 (1,61)	0,0005 (0,07)	0,0005 (0,78)	0,001 (0,36)	0,015 (0,71)	0,007 (0,66)	0,003 (0,43)	0,002 (0,30)
Paraíba	-0,030 (1,92)	-0,011 (1,36)	-0,003 (0,46)	-0,010 (2,10)	-0,009 (0,90)	-0,016 (2,43)	0,009 (2,07)	0,001 (0,34)
Pernambuco	-0,003 (0,40)	0,0001 (0,02)	0,013 (4,17)	0,004 (1,49)	0,010 (0,90)	-0,002 (0,01)	0,004 (1,05)	0,0002 (0,06)
Alagoas	0,007 (0,37)	0,018 (1,37)	-0,0005 (0,05)	-0,003 (0,49)	-0,013 (0,87)	0,005 (0,65)	0,006 (0,99)	-0,001 (0,28)
Sergipe	-0,010 (0,47)	-0,007 (0,50)	0,020 (2,38)	-0,004 (0,54)	0,032 (1,22)	-0,010 (0,81)	-0,0001 (0,01)	0,0001 (0,02)
R ²	0,20	0,27	0,24	0,24	0,16	0,17	0,12	0,15
Erro-padrão ^c	6,024	6,337	6,451	5,634	6,451	6,411	6,487	5,835
F	4,2	20,6	37,4	44,0	3,6	11,6	15,7	24,7
Teste LM	17,5	70,1	101,1	173,3	27,5	42,9	63,4	143,9
(dof)	(26)	(27)	(27)	(26)	(26)	(25)	(25)	(26)
Tamanho da amostra	510	1.503	3.179	4.041	532	1.477	2.889	3.694

* Os erros-padrão — heterocedasticidade — consistentes foram computados através do *jackknife*.

^b A renda ganha, exceto a da mãe, e a renda familiar não-ganha foram medidas em Cr\$ milhões; o termo de interação é o produto das duas medidas (este e os quadrados de renda foram medidos em Cr\$ bilhões).

^c Os coeficientes são multiplicados por 100 no caso do número de adultos, seu quadrado, e idade da mãe ao ter o filho e o erro-padrão da equação.

A idade da mãe ao ter o filho é significativa em todas as quatro regiões (valor de p inferior a 0,01). A magnitude do coeficiente indica que retardar a maternidade por cinco anos levaria a ter filhos aproximadamente 0,5% maiores. Embora se devesse esperar que tal impacto fosse não-linear, a especificação de uma forma quadrática não aumentou significativamente o poder explicativo das regressões.¹⁶

Os coeficientes da idade da criança indicam como as crianças brasileiras se comparam com as americanas, nas diferentes idades. Os resultados mostram que as alturas têm defasagens significativas de seis meses, com a diferença aumentando de seis a 24 meses, período que coincide com a complementação do aleitamento materno e o desmame e é consistente com os padrões de idade encontrados em outros lugares.¹⁷ Parece ocorrer pequena melhoria relativa aos dois anos, seguida de pequena piora aos três ou quatro anos; depois disto, os coeficientes da idade permanecem praticamente constantes.

O Nordeste e o Sul são ambos bastante grandes e, por isso, foram introduzidas *dummies* por estado para captar os efeitos da diferença de preços dos alimentos (logo, das dietas), das diferenças de infra-estrutura educacional e de saúde, bem como a subjacente salubridade ambiental. Tomando-se o Nordeste urbano, nota-se, por exemplo, que as crianças de Recife são mais altas do que as de Salvador (a Bahia é o estado omitido), *depois de considerar* a influência da educação dos pais, da renda familiar e da altura dos pais. As crianças de Fortaleza são ainda menores e as do Piauí e do Maranhão são as menores. Nas áreas rurais do Nordeste há grande semelhança em todos os estados, exceto no Maranhão e no Piauí, onde as crianças são novamente menores, mesmo depois de considerar as características da família e dos pais. No Sul urbano, as crianças do Paraná e de Santa Catarina tendem a ser 1,3% menores do que as do Rio de Janeiro (estado omitido), mantidos constantes os demais fatores, seguidas das crianças do Rio Grande do Sul e de Brasília. No Sul rural, a região também faz grande diferença, com as crianças dos arredores de Brasília e as do Paraná sendo aproximadamente 1% menores do que as das áreas rurais que circundam a cidade do Rio de Janeiro.

4.1.1 — Comparações regionais

As diferenças regionais podem também se manifestar nos coeficientes das covariáveis, especialmente quando a efetividade de tais variáveis depender da infra-estrutura e dos níveis subjacentes de saúde da comunidade. Ao comparar o Nordeste e o Sul, urbanos e rurais, ficam evidentes algumas grandes diferenças nos resultados.

Os coeficientes da renda ganha, exceto a da mãe, são consideravelmente mais elevados no Nordeste do que no Sul e nas áreas rurais do que nas

¹⁶ A idade da mãe na época do levantamento das informações dá resultados semelhantes.

¹⁷ Cf., por exemplo, Barrera (1987), para as Filipinas, ou Svedberg (1987), para um sumário da experiência africana.

urbanas. Isto seria esperado, com um efeito-renda não-linear. Os coeficientes da altura dos pais são ligeiramente maiores nas áreas rurais, embora não haja diferenças entre o Nordeste e o Sul, o que sugere a existência de fatores no meio urbano que são substituídos pela influência da altura.

A educação da mãe parece ter aproximadamente o mesmo impacto no Sul e no Nordeste, mas os coeficientes do meio urbano são maiores do que os do meio rural. Se se acreditasse que a educação da mãe, a infraestrutura e o nível de desenvolvimento são substitutos, esses dois resultados seriam surpreendentes.

Os coeficientes da educação do pai são muito parecidos no Sul urbano e no Nordeste urbano, exceto do secundário para cima, casos em que são maiores os coeficientes do Nordeste urbano. Eles são menores no Nordeste rural e ainda menores no Sul rural. O fato de que os coeficientes da educação dos pais sejam maiores nas áreas urbanas levanta a possibilidade de que a seletividade das migrações — os mais bem dotados iriam para o meio urbano — seja parcialmente responsável. Se a amostra tivesse sido estratificada por região de origem, ao invés da região de destino — o que não era possível com os dados disponíveis —, essas diferenças não teriam surgido.¹⁸

A outra diferença notável entre os resultados regionais é a magnitude dos coeficientes da idade das crianças. Começando aos seis meses, o atraso na altura em relação aos padrões dos Estados Unidos é muito maior no Nordeste do que no Sul e nas áreas rurais do que nas urbanas. Essa heterogeneidade reflete, provavelmente, variação nos níveis de doença, infraestrutura de saúde, suprimento de água ou preço dos alimentos (dieta) que, além dos fatores a nível familiar, torna mais arriscado para o crescimento da criança o início da complementação alimentar.

4.1.2 — Comparações por grupos de idade das crianças

A Tabela 7 mostra diversos padrões que surgem quando se examinam os resultados por grupos de idade das crianças. O impacto da educação da mãe tende a cair com a idade do filho, resultado também encontrado por Barrera (1987) em relação às Filipinas. A renda ganha, exceto a da mãe e, em menor medida, a educação do pai, parecem ter maior influência sobre o grupo 6-23 meses de idade, com um coeficiente declinante a partir daí. Isto deve resultar de um ambiente mais limpo e mais sadio, do aumento da ingestão de alimentos, bem como da melhor qualidade dos alimentos. Por fim, surge uma marcada característica em relação aos coeficientes da altura dos pais. As magnitudes são consideravelmente mais baixas para o grupo 0-5 meses nas quatro regiões, o que em geral se observa na literatura médica [cf., p. ex., Garn e Rohmann (1966) ou Mueller (1986)]. Na verdade, a altura do pai tem desprezível influência sobre este grupo,

¹⁸ Para uma discussão da equação de rendimentos que usa dados censitários da Colômbia, onde aparecem tais padrões, cf. Schultz (1986).

o que também se observa na literatura médica [cf. Tanner (1962)], crescendo a magnitude do impacto para o grupo 6-23 meses. Isto sugere uma complexa interação entre a altura dos pais e os distúrbios alimentares e de saúde que afetam as crianças nessa idade. Note-se, finalmente, que para o grupo 0-5 meses a altura da mãe tem maior efeito nas áreas rurais (como acontece com os resultados *pooled*), mas esta diferença desaparece no grupo 6-23 meses de idade.

4.2 — Resultados das regressões de peso por altura

Os resultados de peso por altura, mostrados na Tabela 8, são bastante imprecisos. Muitos fatores de curto prazo, como doença, ingestão de alimentos ou desgaste de energia, podem levar a variações do peso por altura, mas não da altura.

TABELA 8

Regressões para nutrição infantil, 24-107 meses de idade, log do peso por altura normalizado^a

	Sul				Nordeste			
	Urbano		Rural		Urbano		Rural	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Constante	4,554 (26,24)	4,501 (26,01)	4,517 (21,27)	4,635 (21,46)	5,069 (24,04)	4,951 (23,61)	4,518 (20,19)	4,504 (20,14)
Renda ganha, exceto a da mãe	0,200 (3,67)		-0,194 (1,21)		0,576 (5,56)		0,546 (1,58)	
Quadrado da variável anterior ^b	-0,225 (2,52)		0,524 (0,99)		-0,854 (2,27)		-4,582 (1,04)	
Renda familiar não-ganha ^b	0,113 (1,48)	0,082 (1,47)	0,494 (0,60)	0,221 (0,24)	0,473 (1,81)	0,536 (2,05)	0,053 (0,06)	-0,056 (0,07)
Quadrado da variável anterior ^b	-0,026 (1,14)	-0,019 (0,97)	-10,881 (0,97)	-0,195 (0,01)	-0,460 (0,20)	-0,972 (0,46)	-1,212 (0,05)	14,396 (0,10)
Interação da renda ^b	-0,172 (0,80)		13,535 (0,77)		-1,716 (0,93)		14,804 (1,40)	
Número de adultos ^c	-0,441 (1,08)	-0,407 (0,99)	0,105 (0,19)	0,095 (0,17)	0,260 (0,54)	0,343 (0,71)	-0,499 (0,91)	-0,493 (0,90)
Quadrado da variável anterior ^c	0,009 (0,18)	0,011 (0,24)	0,007 (0,10)	0,004 (0,06)	-0,043 (0,74)	-0,040 (0,69)	0,060 (0,92)	0,065 (0,89)
<i>Dummy</i> (1) se o filho é do sexo masculino	-0,008 (3,79)	-0,008 (3,75)	-0,009 (3,31)	-0,009 (3,32)	-0,007 (2,45)	-0,006 (2,41)	0,003 (1,24)	0,003 (1,21)
3 anos de idade	-0,001 (0,17)	-0,003 (0,06)	0,001 (0,20)	0,001 (0,19)	0,008 (1,47)	0,009 (1,52)	0,011 (2,18)	0,011 (2,16)
4 — 5 anos de idade	-0,007 (1,95)	-0,007 (1,82)	-0,004 (0,69)	-0,004 (0,72)	-0,003 (0,71)	-0,003 (0,82)	0,002 (0,55)	0,003 (0,57)
6 — 8 anos de idade	-0,011 (3,14)	-0,011 (2,96)	0,001 (0,13)	0,0005 (0,10)	-0,006 (1,39)	-0,006 (1,29)	0,010 (2,28)	0,010 (2,30)

(continua)

	Sul				Nordeste			
	Urbano		Rural		Urbano		Rural	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
<i>Dummy</i> (1) se a mãe é alfabetizada	0,003 (0,81)	0,003 (1,02)	0,005 (1,57)	0,005 (1,52)	-0,007 (1,98)	-0,006 (1,71)	-0,002 (0,67)	0,001 (0,48)
Curso primário completo	0,007 (1,77)	0,009 (2,10)	0,005 (0,95)	0,005 (0,86)	-0,008 (1,51)	-0,005 (1,08)	0,020 (1,94)	0,021 (2,07)
Curso secundário completo ou acima	0,025 (4,38)	0,029 (5,22)			-0,002 (0,24)	0,009 (1,19)		
<i>Dummy</i> (1) se o marido é alfabetizado	-0,014 (3,31)	-0,013 (3,12)	0,001 (0,36)	0,001 (0,22)	-0,002 (0,57)	-0,0005 (0,13)	-0,005 (1,86)	-0,004 (1,34)
Curso primário completo	-0,012 (2,49)	-0,010 (2,17)	0,007 (1,22)	0,006 (1,12)	0,002 (0,31)	0,005 (1,00)	-0,007 (0,63)	-0,003 (0,32)
Curso secundário completo ou acima	-0,004 (0,63)	0,002 (0,39)			0,018 (2,28)	0,030 (4,33)	0,007 (1,83)	0,066 (1,82)
Log (altura normalizada da mãe)	0,148 (0,48)	0,199 (0,87)	0,011 (0,30)	0,008 (0,23)	-0,078 (2,17)	-0,070 (1,96)	-0,005 (1,29)	-0,046 (1,19)
Log (altura normalizada do pai)	-0,146 (0,05)	0,005 (0,16)	-0,017 (0,44)	-0,018 (0,47)	-0,029 (0,81)	-0,013 (0,35)	-0,038 (1,64)	-0,039 (1,67)
Idade da mãe ao ter o filho	0,001 (0,95)	0,003 (0,16)	-0,041 (1,59)	-0,042 (1,63)	-0,026 (1,11)	-0,026 (1,13)		
<i>Dummy</i> (1) se a unidade da Federação é:								
Brasília	0,005 (1,40)	0,006 (1,65)	0,009 (3,81)	0,009 (0,89)				
Paraná	0,013 (3,31)	0,013 (3,39)	0,021 (4,74)	0,021 (4,68)				
Santa Catarina	0,026 (4,98)	0,026 (4,92)	0,032 (5,72)	0,032 (5,76)				
Rio Grande do Sul	0,027 (7,01)	0,027 (7,08)	0,021 (4,03)	0,021 (4,01)				
São Paulo	0,009 (2,72)	0,009 (3,00)	0,015 (2,84)	0,014 (2,87)				
Maranhão					0,005 (0,67)	0,002 (0,27)	-0,007 (1,29)	-0,007 (1,42)
Piauí					0,027 (3,41)	0,026 (3,32)	-0,007 (1,27)	-0,009 (1,45)
Ceará					0,004 (1,01)	0,027 (0,70)	0,006 (1,49)	0,006 (1,38)
Rio Grande do Norte					0,032 (4,58)	0,031 (4,35)	0,009 (1,18)	0,009 (1,18)
Paraíba					0,043 (6,71)	0,041 (6,47)	0,013 (2,59)	0,013 (2,64)
Pernambuco					0,010 (2,87)	0,009 (2,51)	0,015 (3,12)	0,015 (3,11)
Alagoas					-0,0003 (0,03)	-0,002 (0,14)	-0,007 (0,98)	0,006 (0,95)
Sergipe					0,039 (4,58)	0,039 (4,46)	0,010 (1,21)	0,011 (1,33)
<i>R²</i>	0,02	0,02	0,01	0,01	0,03	0,02	0,01	0,01
Erro-padrão ^c	11,96	11,96	10,70	10,70	11,37	11,39	11,01	11,01
<i>F</i>	11,4	12,0	3,2	3,5	7,7	7,0	2,8	3,0
Teste LM (<i>df</i>)	258,7 (25)	236,7 (22)	158,4 (23)	152,1 (20)	214,7 (28)	212,4 (25)	150,8 (26)	145,8 (23)
Tamanho da amostra	11.714	11.714	5.715	5.715	7.220	7.220	6.583	6.583

^a Os erros-padrão — heterocedasticidade — consistentes foram computados através do *jackknife*.

^b A renda ganha, exceto a da mãe, e a renda familiar não-ganha foram medidas em Cr\$ milhões; o termo de interação é o produto das duas medidas (este e os quadrados de renda foram medidos em Cr\$ bilhões).

^c Os coeficientes são multiplicados por 100 no caso do número de adultos, seu quadrado, a idade da mãe ao ter o filho e o erro-padrão da equação.

Dentre as características dos pais ou da família, o maior impacto parece ser o da renda ganha, exceto a da mãe; o efeito é significativo nas áreas urbanas, com valor p inferior a 0,01, mas não o é nas áreas rurais. Quanto às equações da altura, seu coeficiente é mais alto no Nordeste do que no Sul e nas áreas rurais do que nas urbanas. A educação da mãe só é significativa no Sul urbano (tanto conjunta quanto individualmente, para a categoria superior) e no Nordeste rural (para o curso primário ou acima). A educação do pai relaciona-se positivamente com o peso por altura apenas no Nordeste urbano e, perversamente, tem significativo efeito negativo no Sul urbano.

5 — Resultados das regressões de sobrevivência dos filhos

A amostra de sobrevivência dos filhos agrega todas as mulheres com 14 anos ou mais que já tenham tido ao menos um filho nascido vivo. As médias das variáveis estão na Tabela A.2. Em contraste com as regressões de antropometria, incluímos mulheres sem maridos nessa análise e não incluímos a altura do marido como variável. Há duas razões para tal: em primeiro lugar, os efeitos da seletividade sobre os coeficientes da educação e da renda parecem mais fortes nesse caso; e, em segundo, testando uma amostra menor, incluindo a altura do pai, descobrimos que a magnitude de seu efeito é pequena, consistente com seu pequeno impacto sobre as alturas do grupo 0-5 meses de idade. A educação do marido é incluída entre as covariáveis, embora agora precisemos controlar pela existência do marido com uma *dummy* adicional. As estimativas de máxima verossimilhança da função de Tobit com truncamento superior são mostradas para todas as mulheres e, separadamente, para as mulheres com idades de 25-34, 35-44 e 45 ou mais.¹⁹ A intenção de dividir a amostra segundo a idade da mãe na época do levantamento é permitir que a renda, a educação e a altura da mãe tenham diferentes impactos, uma vez que a infraestrutura de saúde e educação e, também, a saúde ambiental podem ter sido diferentes para os vários grupos de mães. Se a educação e a renda interagem com essas mudanças, seus coeficientes devem diferir por grupos de idade.

Surgem alguns fortes padrões dos resultados *pooled*. Os coeficientes da educação da mãe são significativos e de grande magnitude. Observando-se as inclinações do *locus* do valor esperado,²⁰ conforme dados da Tabela 9, nota-se que ser alfabetizada sem concluir o curso primário aumenta as taxas esperadas de sobrevivência, em relação às analfabetas, entre 3,7 e 6,1%.

¹⁹ O pequeno tamanho da amostra impediu a consideração isolada do grupo 14-24 anos, que é incluído na regressão *pooled*.

²⁰ Trata-se da variação nas taxas de sobrevivência esperadas devida a mudanças da variável independente e não do coeficiente Tobit.

TABELA 9

Probabilidades de Tobit da taxa de sobrevivência: coeficientes, estatísticos t e inclinações dos valores esperados

Covariáveis	Set							
	Urbano				Rural			
	I		II		I		II	
	Coefficiente	Inclinação	Coefficiente	Inclinação	Coefficiente	Inclinação	Coefficiente	Inclinação
Renda ganha, exceto a da mãe ^a	1,212 (6,61)	0,351			2,179 (4,33)	0,938		
Quadrado da variável anterior ^a	-0,551 (5,23)	-0,160			-3,894 (3,00)	-1,622		
Renda familiar não-ganha ^a	0,181 (1,04)	0,062	0,209 (1,26)	0,061	0,729 (0,52)	0,304	2,062 (1,84)	0,861
Quadrado da variável anterior ^a	-0,009 (0,12)	-0,003	-0,025 (0,45)	-0,007	-3,096 (0,64)	-1,290	-6,747 (1,54)	-2,816
Interação ^a	-0,433 (1,49)	-0,125			32,313 (0,95)	13,461		
Número de aditos	0,011 (0,92)	0,003	0,017 (1,43)	0,005	-0,016 (0,99)	-0,007	-0,013 (0,79)	-0,006
Quadrado da variável anterior	-0,001 (1,08)	-0,0004	-0,002 (1,13)	-0,0004	0,003 (1,82)	0,001	0,001 (1,76)	0,001
Dummy (1) se a mãe é alfabetizada	0,145 (12,82)	0,054	0,149 (13,05)	0,056	0,087 (6,68)	0,037	0,002 (7,11)	0,040
Curso primário completo	0,250 (17,11)	0,063	0,258 (17,46)	0,086	0,129 (5,25)	0,052	0,140 (5,75)	0,057
Curso secundário completo ou acima	0,341 (15,86)	0,101	0,364 (16,79)	0,107				
Dummy (1) se existe marido	-0,049 (2,81)	-0,017	-0,047 (2,68)	-0,016	-0,943 (1,82)	-0,019	-0,036 (1,53)	-0,016
É alfabetizado	0,082 (5,34)	0,033	0,087 (5,66)	0,036	0,072 (5,35)	0,035	0,078 (5,75)	0,038
Curso primário completo	0,125 (6,96)	0,048	0,136 (7,56)	0,053	0,080 (3,22)	0,039	0,098 (3,91)	0,047
Curso secundário completo	0,189 (8,09)	0,067	0,231 (10,10)	0,081				
Log (altura normalizada da mãe) ^b	0,999 (9,33)	0,286	1,035 (9,73)	0,300	0,784 (5,64)	0,326	0,825 (5,91)	0,344
Dummy (1) se a mãe tem a idade de:								
25 — 29 anos	-0,073 (3,58)	-0,017	-0,070 (3,30)	-0,017	-0,132 (5,19)	-0,039	-0,130 (5,08)	-0,038

(continua)

Covariáveis	Sul							
	Urbano				Rural			
	I		II		I		II	
	Coefficiente	Inclinação	Coefficiente	Inclinação	Coefficiente	Inclinação	Coefficiente	Inclinação
30 — 34 anos	-0,106 (5,28)	-0,026	-0,101 (4,89)	-0,025	-0,215 (8,60)	-0,073	-0,211 (8,34)	-0,070
35 — 39 anos	-0,175 (8,73)	-0,048	-0,171 (8,32)	-0,048	-0,201 (7,81)	-0,066	-0,197 (7,64)	-0,064
40 — 44 anos	-0,219 (10,51)	-0,064	-0,217 (10,12)	-0,064	-0,297 (11,06)	-0,113	-0,292 (10,82)	-0,111
45 — 49 anos	-0,060 (12,34)	-0,091	-0,257 (11,70)	-0,080	-0,309 (11,14)	-0,120	-0,204 (10,93)	-0,117
50 — 54 anos	-0,287 (12,85)	-0,091	-0,284 (12,37)	-0,092	-0,359 (12,10)	-0,150	-0,356 (12,00)	-0,148
55 — 59 anos	-0,355 (14,91)	-0,124	-0,352 (14,47)	-0,125	-0,405 (13,12)	-0,180	-0,402 (12,99)	-0,177
60 anos	-0,412 (19,39)	-0,154	-0,411 (18,75)	-0,156	-0,405 (14,64)	-0,180	-0,405 (14,59)	-0,179
<i>Dummy</i> (1) se a unidade da Federação é:								
Brasília	-0,050 (3,29)	-0,019	-0,045 (2,98)	-0,017	0,039 (0,67)	0,016	0,040 (0,69)	0,016
Paraná	-0,024 (1,68)	-0,009	-0,021 (1,47)	-0,008	-0,027 (1,53)	-0,012	-0,023 (1,36)	-0,010
Santa Catarina	-0,032 (1,35)	-0,012	-0,034 (1,40)	-0,013	0,017 (0,79)	0,007	0,014 (0,64)	0,006
Rio Grande do Sul	0,079 (5,52)	0,026	0,080 (5,52)	0,027	0,098 (5,25)	0,037	0,103 (5,29)	0,038
São Paulo	0,003 (0,29)	0,001	0,009 (0,83)	0,003	-0,018 (1,01)	-0,008	-0,008 (0,43)	-0,003
Constante	-2,353 (4,87)		-2,572 (5,32)		-1,346 (2,13)		-1,548 (2,44)	
-2 log verossimilhança	15.474,9		15.519,6		4.631,3		4.656,1	
% das observações no limite	0,593		0,693		0,581		0,581	
Tamanho da amostra	16.280		16.280		5.065		5.065	

(continua)

Covariáveis	Nordeste							
	Urbano				Rural			
	M I		II		I		II	
	Coefficiente	Inclinação	Coefficiente	Inclinação	Coefficiente	Inclinação	Coefficiente	Inclinação
Renda ganho, exceto a da mãe ^a	1,621 (4,79)	0,959			1,935 (2,25)	1,330		
Quadrado da variável anterior ^a	-1,549 (4,17)	-0,819			5,829 (1,05)	4,006		
Renda familiar não-ganha ^a	2,339 (3,37)	1,238	1,972 (3,10)	1,044	0,198 (0,05)	0,136	0,544 (0,13)	0,374
Quadrado da variável anterior ^a	-4,225 (1,61)	-2,236	-5,143 (2,15)	-2,724	303,100 (1,77)	208,290	156,354 (0,66)	107,493
Interação ^a	-11,971 (2,56)	-6,334			-187,934 (1,79)	-129,148		
Número de adultos	0,040 (3,45)	0,021	0,045 (3,81)	0,024	0,006 (0,46)	0,004	0,009 (0,68)	0,006
Quadrado da variável anterior	-0,004 (2,81)	-0,002	-0,004 (2,81)	-0,002	0,002 (1,30)	0,001	0,002 (1,22)	0,001
Dummy (1) se a mãe é alfabetizada	0,104 (9,99)	0,061	0,107 (9,26)	0,063	0,061 (5,20)	0,042	0,064 (5,48)	0,044
Curso primário completo	0,203 (11,13)	0,109	0,213 (11,68)	0,114	0,206 (5,77)	0,122	0,216 (6,08)	0,128
Curso secundário completo ou acima	0,316 (11,65)	0,150	0,338 (12,61)	0,159				
Dummy (1) se existe marido	-0,024 (1,55)	-0,014	0,022 (1,38)	-0,012	-0,026 (1,57)	-0,018	-0,024 (1,46)	-0,017
É alfabetizado	0,035 (2,56)	0,021	0,041 (2,99)	0,025	0,039 (3,31)	0,028	0,044 (3,71)	0,031
Curso primário completo	0,107 (5,26)	0,061	0,119 (5,67)	0,069	-0,019 (0,48)	-0,014	-0,002 (0,06)	-0,002
Curso secundário completo	0,194 (6,74)	0,102	0,238 (8,72)	0,122				
Log (altura normalizada da mãe) ^b	0,661 (5,51)	0,350	0,690 (5,75)	0,365	0,770 (6,45)	0,529	0,771 (6,45)	0,530
Dummy (1) se a mãe tem a idade de:								
25 — 29 anos	-0,071 (3,25)	-0,029	-0,069 (3,15)	-0,028	-0,110 (5,43)	-0,059	-0,108 (5,34)	-0,057
30 — 34 anos	-0,146 (6,83)	-0,065	0,141 (6,59)	-0,063	-0,153 (7,62)	-0,086	-0,152 (7,53)	-0,085
35 — 39 anos	-0,186 (8,75)	-0,086	-0,183 (8,60)	-0,086	-0,239 (11,86)	-0,146	-0,239 (11,81)	-0,145

(continua)

Covariáveis	Nordeste							
	Urbano				Rural			
	I		II		I		II	
	Coefficiente	Inclinação	Coefficiente	Inclinação	Coefficiente	Inclinação	Coefficiente	Inclinação
40 -- 44 anos	-0,267 (11,94)	-0,136	-0,265 (11,82)	-0,135	-0,283 (12,96)	-0,179	-0,280 (12,84)	-0,177
45 -- 49 anos	-0,270 (11,60)	-0,137	-0,265 (11,40)	-0,135	-0,313 (13,89)	-0,203	-0,311 (13,78)	-0,201
50 -- 54 anos	-0,337 (13,42)	-0,182	-0,334 (13,27)	-0,182	-0,328 (13,25)	-0,215	-0,329 (13,23)	-0,215
55 -- 59 anos	-0,329 (12,24)	-0,176	-0,327 (12,15)	-0,177	-0,323 (12,58)	-0,211	-0,325 (12,52)	-0,212
60 anos	-0,379 (15,95)	-0,213	-0,374 (15,74)	-0,212	-0,310 (13,84)	-0,201	-0,311 (13,87)	-0,202
<i>Nota:</i> (1) se a Unidade de Federação é:								
Maranhão	-0,062 (2,25)	-0,034	-0,058 (2,49)	-0,028	-0,011 (0,67)	-0,007	-0,014 (0,84)	-0,009
Piauí	-0,002 (0,07)	-0,001	-0,006 (0,19)	-0,003	-0,002 (3,97)	0,050	0,078 (3,78)	0,048
Ceará	-0,085 (6,19)	-0,048	-0,088 (6,36)	-0,050	-0,021 (1,39)	-0,014	-0,023 (1,54)	-0,016
Rio Grande do Norte	-0,139 (5,74)	-0,082	-0,143 (5,94)	-0,085	-0,080 (2,99)	-0,056	-0,091 (3,05)	-0,057
Paraíba	-0,150 (6,56)	-0,090	-0,134 (6,81)	-0,092	-0,109 (5,85)	-0,077	-0,109 (5,90)	-0,077
Pernambuco	-0,065 (5,01)	-0,035	-0,068 (5,22)	-0,038	-0,068 (4,32)	-0,047	-0,070 (4,42)	-0,048
Alagoas	-0,091 (2,70)	-0,051	-0,091 (2,72)	-0,052	-0,105 (4,69)	-0,074	-0,104 (4,65)	-0,074
Sergipe	-0,101 (2,83)	-0,058	-0,104 (2,90)	-0,060	-0,060 (2,01)	-0,041	-0,059 (1,97)	0,040
Constante	-1,015 (1,86)		-1,154 (2,11)		-1,469 (2,79)		-1,476 (2,71)	
-2 log verossimilhança	8.015,0		8.039,3		5.096,2		5.107,7	
% das observações no limite	0,488		0,488		0,346		0,346	
Tamanho da amostra	7.988		7.680		5.320		5.320	

a A renda ganha, exceto a da mãe, e a renda familiar não-ganha estão expressas em C\$ milhões; o termo de interação é o produto das duas medidas de renda (este e os quadrados considerados estão em C\$ bilhões).

b A altura da mãe está normalizada pela idade.

dependendo da região. A conclusão do curso primário tem um impacto entre 5,2 e 12,2%, enquanto a educação secundária ou universitária aumenta a sobrevivência dos filhos no meio urbano entre 10,1 e 15%. Tais impactos são grandes, especialmente quando se considera que as taxas de mortalidade caem de 0,24 no Nordeste rural para 0,11 do Sul urbano (Tabela A.2). Quando a renda ganha, exceto a da mãe, é excluída da análise, os coeficientes aumentam muito pouco, sendo a maior mudança a da *dummy* para a educação secundária e universitária nas áreas urbanas. A educação não é, simplesmente uma *proxy* para a renda medida, especialmente (não o é) nos níveis mais baixos.

A educação do marido também tem importante influência, mas menor do que a da mãe. Este resultado é consistente com outros da literatura a respeito da sobrevivência infantil.²¹ Ainda que cresça o impacto da educação do marido, especialmente nos níveis mais elevados, quando é excluída a renda ganha, exceto a da mãe, os coeficientes da educação da mãe mostram-se substancialmente mais elevados. Este padrão só não é observado no Nordeste rural, onde o fato de o marido completar o curso primário tem efeito negativo. Como sugerido nas regressões para a altura, isto pode derivar parcialmente da seletividade das migrações, com os homens mais educados e qualificados saindo do Nordeste.

Para os coeficientes da renda, a renda ganha, exceto a da mãe, seu quadrado e o termo de interação com a renda não-ganha são conjuntamente significativos, com valores *p* abaixo de 0,01 em todas as regiões, exceto no Nordeste rural, que é de 0,03. A magnitude do impacto de aumentar em um desvio-padrão, em cada região, a renda ganha, exceto a da mãe, foi de 0,017 no Sul urbano, de 0,019 no Sul rural, de 0,028 no Nordeste urbano e de 0,016 no Nordeste rural. Estes efeitos, ainda que positivos, são muito inferiores ao da educação da mãe, sendo também menores do que o da educação do marido. Os coeficientes da renda familiar não-ganha não são conjuntamente significativos — exceto no Nordeste urbano — e tendem a ser menores do que os da renda ganha, exceto a da mãe, como se verificou nas regressões antropométricas. Isto é novamente consistente com o fato de o tempo da mãe e do marido serem substitutos nos cuidados com a saúde do filho.

A dotação genética da mãe, ou seu estado nutricional, indicados por sua altura, desempenha importante papel na sobrevivência dos filhos, mantidas constantes a educação e a renda. Quando se usa o logaritmo da relação entre a altura da mãe e a altura mediana da mulher americana adulta — tentativa de normalizar em relação as mães adolescentes — como variável, a inclinação do *locus* do valor esperado é de aproximadamente 0,32 em todas as regiões, exceto no Nordeste rural, em que supera 0,50. Isto quer dizer que uma mãe no Sul urbano, cuja altura seja a da mediana dos Estados Unidos (163 cm), é associada a uma taxa de sobrevivência infantil 0,014 acima da de uma mãe de altura média no Sul

²¹ Cf., por exemplo, as resenhas de Cochrane, Leslie e O'Hara (1982) e Mensch, Lentzner e Preston (1986). Como exceção, cf. Trussel e Hammerslough (1984).

urbano (155,5 cm). Em relação à mediana dos Estados Unidos, a altura da mãe é de apenas 92,9% no Nordeste rural. Uma mulher de 1,63 m aí pode esperar uma taxa de sobrevivência dos filhos 0,037 acima da de uma mulher de estatura média.

A altura da mãe pode afetar a sobrevivência dos filhos através do peso ao nascer. Existe abundante evidência [cf., p. ex., Chen, Chowdhury e Huffman (1980) ou Martorell e Ho (1984)] de que se observa uma relação entre baixo peso ao nascer ou baixo peso por idade e a mortalidade infantil subsequente. Consistente com tal interpretação, notamos forte impacto da altura da mãe sobre o peso por idade dos filhos. A altura da mãe pode também ser parcialmente uma *proxy* para características de capital humano (que não tenham sido bem captadas por seu nível educacional ou por sua situação nutricional durante a gravidez). O fato de que tenhamos encontrado um efeito positivo da altura da mãe sobre a sobrevivência dos filhos contradiz a opinião de Seckler (1982), que argumenta não ser a altura em si um bom indicador do nível de bem-estar.

O impacto da altura do marido (que não é mostrado) é muito inferior, em magnitude e significância, ao da altura da mãe, com as inclinações do valor esperado sendo 0,104 no caso da altura do pai e 0,237 para a altura da mãe no Sul urbano e, respectivamente, 0,137 e 0,306 no Sul rural. Os erros-padrão são quase idênticos para a altura da mãe e do marido, implicando estatísticas *t* menores para a altura do marido, embora ainda significativas ao nível de 0,05. Esse resultado é consistente com a relativa ausência de impacto da altura do pai sobre o tamanho do filho até cinco meses de idade. A inclusão da altura do marido nas regressões significa a exclusão de grande parte das observações: 17% no Sul urbano, 8% no Sul rural, 23% no Nordeste urbano e 15% no Nordeste rural. As mães sem marido incluem as mães solteiras e as mulheres mais velhas, cujos maridos morreram, e tendem a ser menos educadas e a ter renda mais baixa do que as mulheres com maridos presentes. Se elas são excluídas da análise, juntamente com as alturas dos maridos, caem os coeficientes da educação e da renda da mãe, enquanto sobem ligeiramente os coeficientes da educação do marido. No Sul urbano, por exemplo, a inclinação do *locus* do valor esperado cai aproximadamente 8%: de 0,083 para 0,076 no caso da educação primária da mãe e de 0,101 para 0,094 no caso da educação secundária e acima. Isto pode representar o efeito da seletividade e, dado que o impacto da altura do marido é pequeno, tais resultados não são mostrados.

As mães cujos maridos eram analfabetos no momento do levantamento tendem a ter menor taxa de sobrevivência de filhos do que aquelas sem marido naquele momento. Isto, naturalmente, ocorre depois de controlar pela idade da mãe, pela educação e pelas variáveis de renda do domicílio; no entanto, é um resultado surpreendente. As inclinações dos *loci* de valor esperado variam em torno de - 0,015. Se o marido tem alguma educação, esse efeito é revertido, uma vez que os coeficientes da educação do marido são positivos e de valor absoluto superior ao do coeficiente da existência de marido.

Embora a análise se divida em duas regiões, com distinção urbano-rural para cada uma delas, as regiões são ainda grandes. Ao usar variáveis *dummy* por estado, torna-se possível fazer distinções adicionais com base nas diferenças de preços dos produtos alimentares, na qualidade da infra-estrutura e na incidência de doenças. No Nordeste as diferenças são especialmente grandes. Para as áreas urbanas, Bahia (Salvador), que é o estado omitido, e Piauí têm as maiores taxas de sobrevivência após controlar por fatores individuais e familiares, seguidos de Pernambuco (Recife), Maranhão (São Luís) e Ceará (Fortaleza). Rio Grande do Norte (Natal) e Paraíba (João Pessoa) registraram as mais baixas taxas de sobrevivência, cerca de 0,07 inferiores à da Bahia, depois de controlar por influências ao nível da família. No Nordeste rural, o Piauí tem as maiores taxas de sobrevivência, seguidas das da Bahia e do Ceará. Alagoas e, de novo, Paraíba dividem as taxas mais baixas. As diferenças entre estados são muito menores no Sul, exceto pelo Rio Grande do Sul, que tem taxas de sobrevivência marcadamente superiores no meio rural e ligeiramente superiores no meio urbano.

5.1 — Comparações regionais

Os preços regionais e os fatores ligados à infra-estrutura e à saúde podem não apenas deslocar as taxas de sobrevivência infantil, como também afetar o impacto das covariáveis referentes à família. Mães mais educadas podem ter maior ou menor impacto na sobrevivência dos filhos, dependendo de sua educação ser complemento ou substituto da infra-estrutura de saúde ou do estado de saúde da comunidade. Da mesma forma, a renda pode ter mais impacto quando seus níveis são baixos ou num ambiente muito carregado de doenças. Estas questões podem ser exploradas pelo exame das diferenças de inclinação dos *loci* de valor esperado por regiões e por localização, rural ou urbana.²² Tal comparação dá lugar a importantes diferenças.

Os efeitos da educação da mãe são mais fortes no Nordeste do que no Sul, com as diferenças subindo com o nível educacional. Isto certamente é consistente com a idéia de a educação da mãe ser substituta da infra-estrutura de saúde e do estado geral de saúde, ambos mais elevados no Sul, que tem a renda mais alta. Ademais, o grau de substituíbilidade deve ser maior no caso das mulheres mais educadas. Estas diferenças regionais podem até ser subestimadas, se as mulheres com a mesma educação e renda demoram mais a ter filhos no Sul do que no Nordeste, uma vez que assim os coeficientes da educação serão mais viesados para cima no Sul.

Uma história diferente emerge quando se comparam as áreas urbana e rural. No Sul, a educação da mãe tem maior impacto nas áreas urbanas,

²² Note-se que são as inclinações dos *loci* de valor esperado, e não os coeficientes Tobit, que devem ser comparadas. Isso é devido ao fato de que as observações são truncadas em proporções muito variáveis nos quatro diferentes agrupamentos.

ao passo que no Nordeste os resultados são confusos; ter pouca educação tem efeito maior nas áreas urbanas, mas ter primário completo (ou acima) tem maior efeito nas áreas rurais. Assim, tais resultados estão em acordo parcial com os da regressão da altura. As diferenças de qualidade nas escolas rurais e urbanas não devem ser responsáveis, uma vez que o padrão dos coeficientes da educação do marido em relação à sobrevivência dos filhos não coincidem. É necessário fazer aqui uma qualificação: as diferenças devem estar superestimadas, já que mães igualmente educadas devem demorar mais a ter filhos no meio urbano.

O impacto da renda ganha, exceto a da mãe, sobre as taxas esperadas de sobrevivência, é maior no Nordeste do que no Sul e nas áreas rurais do que nas urbanas. Isto é consistente com um efeito-renda não-linear, provavelmente como resultado da substituíbilidade entre os insumos para cuidados com a saúde que se compram quando cresce a renda e da infra-estrutura comunitária de saúde.

Os coeficientes da educação do marido têm um padrão menos definido. O término do curso primário ou do curso secundário e da educação universitária tem maior impacto no Nordeste urbano do que no Sul urbano, mas o oposto é verdadeiro quando se é alfabetizado sem concluir o curso primário. Nas áreas rurais, por sua vez, observa-se um impacto ligeiramente superior no Sul. Entre as áreas rurais e urbanas, os impactos são maiores nas primeiras, nos níveis baixos de educação; quando se completa o curso primário (ou acima), o impacto maior é o da área urbana. Conforme mencionado na discussão das regressões da altura, isto pode refletir a migração seletiva dos homens mais educados e mais qualificados saindo das áreas rurais, especialmente no Nordeste.

As diferenças nos coeficientes da altura da mãe são pequenas entre as regiões, exceto em relação ao Nordeste rural. Os impactos são maiores no Nordeste e nas áreas rurais, o que pode refletir a substituíbilidade entre peso ao nascer a infra-estrutura de saúde, resultando em menos mortes, no Sul e nas áreas urbanas, de crianças nascidas com pouco peso.

5.2 — Comparações segundo a idade da mãe

Os resultados até aqui apresentados não separaram as mães por idade, só considerando o efeito de um deslocamento de intercepto. Na Tabela 10 apresentam-se resultados que consideram interações com outras covariáveis. Omite-se o grupo de 14-24 anos, já que ele compõe sua amostra de tamanho muito reduzido. Quanto à educação da mãe, existe uma tendência de maior impacto entre as mulheres mais velhas, para todas as regiões, exceto o Nordeste rural. Ainda que parte desse efeito resulte da menor exposição à morte de filhos de mulheres mais jovens, mais educadas, ele é também consistente com a substituição da educação da mãe pela crescente (ao longo do tempo) infra-estrutura. A educação do marido e a renda ganha, exceto a da mãe, têm padrão oposto, com um impacto ligeiramente superior no caso das mães na faixa de 25-34 anos do que no das mais velhas. Isto pode

TABELA 10

*Probabilidade da taxa de sobrevivência, segundo a idade da mãe:
coeficientes, estatísticas t e inclinações dos valores esperados*

Covariáveis	Sul					
	Urbano					
	25 — 34		35 — 44		> 45	
Renda ganha, exceto a da mãe ^a	1,40 (1,92)	0,22	2,18 (5,58)	0,64	1,55 (5,56)	0,73
Quadrado da variável anterior ^a	-0,98 (0,63)	-0,15	-0,80 (4,38)	-0,23	-2,55 (4,89)	-1,20
Renda familiar não-ganha ^a	-2,48 (1,53)	-0,39	-0,56 (1,54)	-0,16	0,53 (2,14)	0,25
Quadrado da variável anterior ^a	10,27 (1,15)	1,60	0,72 (1,57)	0,21	0,07 (0,66)	-0,03
Interação ^a	0,51 (0,04)	0,08	-1,47 (1,83)	-0,43	3,50 (2,76)	1,70
Número de adultos	-0,18 (2,51)	-0,03	-0,00 (0,02)	-0,02	0,04 (2,75)	0,02
Quadrado da variável anterior	0,02 (2,17)	0,00	-0,00 (0,26)	-0,02	-0,00 (2,52)	-0,00
<i>Dummy</i> (1) se a mãe é alfabetizada	0,19 (5,46)	0,05	0,14 (7,16)	0,05	0,13 (8,87)	0,07
Curso primário completo	0,33 (6,01)	0,07	0,23 (8,85)	0,08	0,21 (10,73)	0,10
Curso secundário completo ou acima	0,48 (6,46)	0,08	0,30 (7,97)	0,09	0,30 (9,52)	0,13
<i>Dummy</i> (1) se existe marido	-0,05 (0,74)	-0,01	-0,08 (2,64)	-0,03	-0,27 (1,32)	-0,01
É alfabetizado	0,16 (3,79)	0,05	0,06 (2,40)	0,03	0,06 (2,83)	0,03
Curso primário completo	0,21 (4,23)	0,07	0,13 (4,38)	0,06	0,18 (3,38)	0,04
Curso secundário completo	0,27 (4,42)	0,08	0,16 (3,72)	0,06	0,01 (5,07)	0,08
Log (altura normalizada da mãe) ^b	1,00 (3,46)	0,16	1,17 (6,13)	0,34	0,87 (6,37)	0,41
<i>Dummy</i> (1) se a mãe tem a idade de:						
30 — 34 anos	-0,03 (1,50)	-0,01				
40 — 44 anos			-0,04 (2,52)	-0,02		
Maior 55 anos					-0,10 (8,38)	-0,05
<i>Dummy</i> (1) se a unidade da Federação é:						
Brasília	-0,04 (1,13)	-0,01	-0,07 (2,92)	-0,00	-0,06 (2,42)	-0,03
Paraná	-0,01 (0,35)	-0,00	-0,06 (2,44)	-0,03	0,01 (0,42)	0,00
Santa Catarina	-0,03 (0,53)	-0,01	-0,09 (2,12)	-0,04	0,00 (0,03)	0,00
Rio Grande do Sul	0,16 (3,96)	0,03	0,03 (1,16)	0,11	0,08 (4,12)	0,04
São Paulo	0,03 (1,92)	0,07	-0,03 (1,54)	-0,12	0,01 (0,48)	0,00
Constante	-2,20 (1,88)		-3,28 (3,79)		-2,18 (3,49)	
-2 log verossimilhança	3.877,6		4.096,4		5.907,8	
% das observações no limite	0,812		0,696		0,538	
Tamanho da amostra	4.679		4.440		5.586	

(continua)

Covariáveis	Sul					
	Rural					
	25 — 34		35 — 44		> 45	
Renda ganha, exceto a da mãe ^a	3,62 (1,03)	1,08	2,47 (3,00)	1,04	2,27 (2,66)	1,44
Quadrado da variável anterior ^a	29,38 (0,48)	6,78	-6,89 (2,91)	-2,88	-7,54 (1,68)	-4,77
Renda familiar não-ganha ^a	-3,16 (0,25)	-0,64	-6,55 (1,47)	-2,75	0,59 (0,44)	0,37
Quadrado da variável anterior ^a	532,00 (0,90)	158,95	81,30 (1,37)	34,06	-5,50 (1,08)	-3,48
Interação ^a	-247,07 (0,63)	-73,82	237,29 (2,42)	99,43	13,85 (0,71)	6,76
Número de adultos	0,03 (0,23)	0,01	-0,06 (1,55)	-0,02	-0,00 (0,32)	-0,00
Quadrado da variável anterior	-0,01 (0,53)	-0,00	0,01 (1,68)	0,00	0,00 (1,00)	0,00
<i>Dummy</i> (1) se a mãe é alfabetizada	0,09 (2,85)	0,03	0,10 (4,46)	0,04	0,07 (4,21)	0,05
Curso primário completo	0,12 (2,02)	0,04	0,14 (3,65)	0,06	0,12 (3,15)	0,01
Curso secundário completo ou acima						
<i>Dummy</i> (1) se existe marido	-0,16 (2,25)	-0,06	-0,06 (1,27)	-0,03	-0,03 (1,06)	-0,02
É alfabetizado	0,10 (2,80)	0,05	0,09 (3,95)	0,05	0,05 (2,86)	0,05
Curso primário completo	0,15 (2,54)	0,07	0,06 (1,42)	0,03	0,04 (0,94)	0,02
Curso secundário completo						
Log (altura normalizada da mãe) ^b	0,90 (2,56)	0,27	0,91 (3,81)	0,36	0,63 (3,53)	0,40
<i>Dummy</i> (1) se a mãe tem a idade de:						
30 — 34 anos	-0,09 (3,32)	-0,04	-0,09 (4,42)	-0,05		
40 — 44 anos						
Maior 55 anos					-0,07 (4,38)	-0,05
<i>Dummy</i> (1) se a unidade da Federação é:						
Brasília	0,10 (0,86)	0,03	0,10 (1,77)	0,06	0,06 (0,47)	0,04
Paraná	-0,06 (1,37)	-0,01	0,05 (1,72)	-0,02	0,01 (0,23)	0,00
Santa Catarina	-0,04 (0,69)	-0,01	-0,02 (0,51)	-0,01	0,06 (2,14)	0,04
Rio Grande do Sul	0,06 (1,21)	0,02	0,10 (3,02)	0,04	0,10 (4,53)	0,07
São Paulo	-0,03 (0,73)	-0,01	-0,02 (0,56)	-0,01	-0,02 (0,75)	0,01
Constante	-1,88 (1,16)		-2,06 (1,90)		-1,03 (1,27)	
-2 log verossimilhança	1.397,1		1.128,1		1.366,9	
% das observações no limite	0,690		0,586		0,394	
Tamanho da amostra	1.421		1.327		1.689	

(continua)

Covariáveis	Nordeste					
	Urbano					
	25 - 34		35 - 44		> 45	
	Coefficiente	Inclinação	Coefficiente	Inclinação	Coefficiente	Inclinação
Renda ganha, exceto a da mãe ^a	4,32 (2,53)	1,58	1,27 (2,08)	0,71	1,27 (2,29)	0,92
Quadrado da variável anterior ^a	-2,40 (0,15)	-0,88	-1,13 (2,13)	0,64	-3,67 (2,35)	-2,88
Renda familiar não-ganha ^a	4,03 (1,33)	1,48	3,53 (2,44)	2,00	1,41 (1,69)	1,02
Quadrado da variável anterior ^a	-6,21 (0,16)	-2,27	-7,88 (0,82)	-4,46	-3,35 (1,39)	-2,43
Interação ^a	1,01 (0,01)	0,37	-17,54 (2,21)	-9,92	-2,69 (0,50)	-1,95
Número de adultos	-0,02 (0,29)	-0,01	0,04 (1,74)	0,02	0,08 (5,48)	0,06
Quadrado da variável anterior	-0,00 (0,31)	-0,00	-0,00 (1,61)	-0,00	-0,01 (4,07)	-0,00
<i>Dummy</i> (1) se a mãe é alfabetizada	0,10 (3,70)	0,04	0,12 (6,04)	0,08	0,09 (5,79)	0,07
Curso primário completo	0,19 (4,97)	0,08	0,24 (7,77)	0,14	0,18 (6,16)	0,12
Curso secundário completo ou acima	0,28 (4,79)	0,10	0,37 (8,19)	0,19	0,30 (7,29)	0,19
<i>Dummy</i> (1) se existe marido	0,06 (1,30)	0,02	-0,04 (1,29)	-0,02	-0,04 (1,81)	-0,03
É alfabetizado	0,05 (1,68)	0,02	0,04 (1,96)	0,03	0,01 (0,49)	0,01
Curso primário completo	0,19 (4,45)	0,06	0,07 (2,08)	0,05	0,08 (2,46)	0,06
Curso secundário completo	0,21 (3,46)	0,07	0,19 (3,63)	0,11	0,14 (2,95)	0,10
Log (altura normalizada da mãe) ^b	0,44 (1,60)	0,16	0,49 (2,37)	0,28	0,89 (5,31)	0,64
<i>Dummy</i> (1) se a mãe tem a idade de: 40 - 44 anos	-0,081 (3,68)	0,03	-0,073 (4,25)	-0,05		
Maior 55 anos					-0,05 (3,58)	0,04
<i>Dummy</i> (1) se a unidade da Federação é:						
Maranhão	-0,10 (1,83)	-0,04	-0,03 (0,53)	-0,01	-0,07 (1,52)	-0,05
Piauí	-0,08 (1,22)	-0,03	-0,05 (1,00)	-0,03	0,12 (2,40)	0,08
Ceará	-0,06 (1,84)	-0,02	-0,10 (4,02)	-0,06	-0,09 (4,54)	-0,07
Rio Grande do Norte	-0,09 (1,56)	-0,03	-0,17 (4,18)	-0,11	-0,16 (4,79)	-0,12
Paraíba	-0,14 (2,62)	-0,05	-0,17 (4,24)	-0,11	-0,14 (4,53)	-0,11
Pernambuco	-0,03 (0,88)	-0,01	-0,05 (2,28)	-0,03	-0,10 (5,43)	-0,09
Alagoas	-0,09 (1,24)	-0,03	-0,10 (1,67)	-0,06	-0,04 (0,90)	-0,03
Sergipe	-0,17 (1,93)	-0,06	-0,06 (1,05)	-0,04	-0,15 (2,87)	-0,12
Constante	-0,07 (0,06)		-0,432 (0,46)		-2,41 (3,16)	
-2 log verossimilhança	2.232,8		1.962,5		2.529,2	
% das observações no limite	0,617		0,454		0,327	
Tamanho da amostra	2.152		2.060		2.653	

(continua)

Covariáveis	Nordeste					
	Rural					
	25 — 34		35 — 44		> 45	
	Coefficiente	Inclinação	Coefficiente	Inclinação	Coefficiente	Inclinação
Renda ganha, exceto a da mãe ^a	5,35 (1,39)	3,09	0,83 (0,53)	0,63	0,21 (0,19)	0,17
Quadrado da variável anterior ^a	31,29 (0,39)	18,09	1,57 (0,27)	1,19	8,18 (1,09)	5,17
Renda familiar não-ganha ^a	4,66 (0,38)	2,69	7,32 (0,59)	5,57	2,54 (0,56)	2,13
Quadrado da variável anterior ^a	150,77 (0,34)	87,17	-402,91 (0,45)	306,05	199,37 (1,20)	166,94
Interação ^a	-193,68 (0,25)	-111,97	13,19 (0,03)	10,04	-109,53 (1,09)	91,71
Número de adultos	-0,08 (1,20)	-0,05	0,05 (1,59)	0,03	0,02 (1,50)	0,02
Quadrado da variável anterior	0,01 (1,01)	0,01	-0,00 (0,82)	-0,00	0,00 (0,59)	0,00
Dummy (1) se a mãe é alfabetizada	0,10 (4,34)	0,05	0,05 (2,71)	0,04	0,05 (2,55)	0,04
Curso primário completo	0,26 (3,90)	0,13	0,22 (3,51)	0,15	0,07 (1,15)	0,06
Curso secundário completo ou acima						
Dummy (1) se exista marido	0,02 (0,41)	0,01	-0,06 (1,97)	-0,05	-0,03 (1,76)	-0,03
É alfabetizado	0,01 (0,29)	0,00	0,05 (2,60)	0,04	0,06 (3,07)	0,05
Curso primário completo	-0,06 (0,63)	0,04	0,15 (1,91)	0,12	-0,08 (1,23)	-0,08
Curso secundário completo						
Log (altura normalizada da mãe) ^b	0,69 (2,61)	0,40	0,64 (3,02)	0,49	0,72 (4,63)	0,60
Dummy (1) se a mãe tem a idade da: 40 — 44 anos	-0,04 (2,02)	-0,02	-0,04 (2,34)	0,03		
Meior 55 anos					0,00 (0,18)	0,00
Dummy (1) se a unidade da Federação é:						
Maranhão	-0,01 (0,19)	-0,00	0,01 (3,49)	0,01	-0,03 (1,20)	-0,02
Piauí	0,06 (1,37)	0,03	0,14 (3,78)	0,09	0,05 (1,77)	0,04
Ceará	0,00 (0,00)	0,00	-0,06 (2,14)	-0,04	-0,02 (0,99)	-0,02
Rio Grande do Norte	-0,10 (1,72)	-0,06	-0,07 (1,44)	-0,06	-0,10 (2,80)	-0,08
Paraíba	-0,09 (2,19)	-0,05	-0,07 (2,21)	-0,06	-0,13 (5,21)	-0,11
Pernambuco	-0,03 (0,78)	-0,02	-0,08 (3,00)	-0,06	-0,08 (3,92)	-0,07
Alagoas	-0,06 (1,25)	-0,03	-0,11 (2,94)	-0,09	-0,09 (2,65)	-0,07
Sergipe	-0,03 (0,39)	-0,01	-0,06 (1,08)	-0,04	-0,08 (1,87)	-0,06
Constante	-1,12 (0,93)		-1,16 (1,20)		-1,59 (2,25)	
-2 log verossimilhança	1.587,3		1.026,7		1.154,3	
% das observações no limite	0,448		0,272		1,900	
Tamanho da amostra	1.442		1.317			

^a A renda ganha, exceto a da mãe, e a renda familiar não-ganha estão expressas em Cr\$ milhões; o termo de interação é o produto das duas medidas de renda (este e os quadrados considerados estão em Cr\$ bilhões).

^b A altura da mãe está normalizada pela idade.

indicar que a renda corrente das mulheres mais velhas não mede bem sua renda passada. A altura da mãe tem um impacto acentuadamente inferior sobre as taxas esperadas de sobrevivência das mães mais jovens. Este é um suporte adicional da substituibilidade entre o peso da criança ao nascer e as melhorias do estado geral de saúde e da infra-estrutura de saúde.

6 — Conclusões

Existem grandes diferenças regionais e rurais-urbanas no Brasil em relação aos resultados nutricionais e de sobrevivência infantil. Algumas dessas diferenças podem ser explicadas pela educação dos pais, pela renda familiar e pela altura dos pais. Para a sobrevivência dos filhos, a educação da mãe é mais importante do que a do marido, bem como a altura da mãe domina a do marido. A importância da educação da mãe sobre a altura e a sobrevivência dos filhos corrobora estudos de outros países. O fato de que tal efeito se materialize fortemente quando mantemos constante a altura da mãe (que capta tanto fatores genéticos quanto de ambiente familiar) indica que ele não é apenas um resultado de efeitos familiares invariáveis no tempo. Os efeitos da altura da mãe sobre a sobrevivência dos filhos, mantidos constantes os demais fatores, raramente foram documentados. A renda e a educação do marido afetam independentemente os resultados de altura e sobrevivência, embora os efeitos da renda sejam pequenos. O efeito da renda sobre a sobrevivência não foi muito explorado em trabalhos anteriores.

O impacto dessas variáveis ao nível da família difere por região e por residência, urbana ou rural, especialmente no que se refere aos resultados de sobrevivência dos filhos. Tais diferenças sugerem que a educação da mãe tem maior impacto sobre a sobrevivência dos filhos no Nordeste, mais pobre, do que no Sul. Padrão similar aparece em relação à renda familiar, tanto no que se refere à altura quanto à sobrevivência dos filhos. Além disso, o maior impacto da altura da mãe sobre a sobrevivência dos filhos, nas áreas rurais e no Nordeste, sugere que os fatores regionais estão tendo um papel importante e independente, ao mesmo tempo em que modificam o impacto de variáveis ao nível da família. Quais fatores comunitários são responsáveis, no entanto, não é uma questão esclarecida. Este é um importante meio para futuras pesquisas.

A mais importante consequência de política que se pode extrair desses resultados é a importância crítica de investir em educação, especialmente das mulheres, a fim de melhorar a nutrição e a saúde dos filhos. O subinvestimento passado em educação, especialmente a educação primária no Nordeste, pode explicar boa parte da elevada mortalidade e da tendência ao ananismo ali observadas.

TABELA A.1

Altura por idade e peso por altura: regressões, médias e desvios-padrão das variáveis

	Sul		Nordeste	
	Urbano	Rural	Urbano	Rural
Log (altura por idade)	4,57 (0,06)	4,55 (0,06)	4,54 (0,07)	4,51 (0,07)
Log (peso por altura) ^a	4,60 (0,12)	4,60 (0,11)	4,59 (0,12)	4,59 (0,11)
Renda ganha, exceto a da mãe ^b	25,28 (42,06)	10,46 (15,01)	16,47 (28,08)	5,04 (7,81)
Quadrado da variável anterior ^b	240,78 (27.071,08)	334,74 (3.152,23)	1.027,58 (7.923,71)	88,35 (594,58)
Renda familiar não-ganha ^b	5,45 (54,67)	0,96 (4,90)	2,39 (8,85)	0,43 (2,45)
Quadrado da variável anterior ^b	3.007,36 (178.840,11)	24,90 (445,74)	102,73 (1.446,31)	6,20 (143,07)
Interação da renda ^b	436,79 (9.165,04)	19,10 (323,02)	124,84 (1.248,99)	6,32 (159,41)
Número de adultos	2,58 (1,09)	2,74 (1,16)	2,73 (1,22)	2,66 (1,10)
Quadrado da variável anterior	7,83 (8,77)	8,87 (8,83)	8,94 (10,04)	8,30 (8,43)
<i>Dummy (1) se a mãe é:</i>				
Analfabeta	0,16	0,39	0,30	0,64
Alfabetizada	0,44	0,50	0,45	0,33
Completou curso primário ^c	0,27	0,11	0,16	0,03
Completou curso secundário ou acima	0,13	—	0,09	—
<i>Dummy (1) se o pai é:</i>				
Analfabeto	0,09	0,28	0,26	0,63
Alfabetizado	0,46	0,59	0,47	0,35
Completou curso primário ^c	0,28	0,13	0,16	0,02
Completou curso secundário ou acima	0,17	—	0,11	—
Log (altura da mãe)	4,56 (0,04)	4,55 (0,04)	4,54 (0,04)	4,53 (0,04)
Log (altura do pai)	4,56 (0,04)	4,55 (0,04)	4,54 (0,04)	4,53 (0,04)
Idade da mãe ao ter o filho	27,12 (8,41)	27,87 (8,97)	28,42 (8,82)	28,66 (7,92)

(continua)

	Sul		Nordeste	
	Urbano	Rural	Urbano	Rural
<i>Dummy</i> (1) se o filho é do sexo masculino	0,51	0,51	0,50	0,52
<i>Dummy</i> (1) se a idade do filho é:				
0 — 6 meses	0,05	0,05	0,07	0,06
6 — 12 meses	0,05	0,04	0,05	0,06
12 — 18 meses	0,05	0,03	0,05	0,08
18 — 24 meses	0,06	0,05	0,05	0,05
2 anos	0,11	0,11	0,12	0,12
3 anos	0,11	0,12	0,11	0,11
4 — 5 anos	0,23	0,23	0,23	0,22
6 — 8 anos	0,34	0,36	0,33	0,32
<i>Dummy</i> (1) se a unidade da Federação é:				
Rio de Janeiro	0,23	0,17		
Brasília	0,19	0,02		
Paraná	0,13	0,34		
Santa Catarina	0,04	0,11		
Rio Grande do Sul	0,12	0,17		
	0,28	0,19		
Bahia			0,31	0,25
Maranhão			0,04	0,13
Piauí			0,03	0,07
Ceará			0,23	0,19
Rio Grande do Norte			0,04	0,03
Paraná			0,05	0,09
Pernambuco			0,26	0,15
Alagoas			0,02	0,06
Sergipe			0,02	0,03
Número de observações	14.713	6.913	9.233	8.582

a O peso por altura foi calculado para as crianças de 24 a 107 meses. Todas as outras variáveis foram calculadas para crianças abaixo de 108 meses.

b Renda em Cr\$ milhares. O quadrado da renda e os termos de interação estão em Cr\$ milhões.

c Nas áreas rurais o curso primário completo engloba todos os níveis de educação acima deste.

TABELA A.2

*Probabilidade de Tobit da Taxa de Sobrevivência:
Estatísticas Descritivas*

Covariáveis	Nordeste				Sul			
	Urbano		Rural		Urbano		Rural	
	Média	D.P.	Média	D.P.	Média	D.P.	Média	D.P.
Taxa de sobrevivência	0,80	0,25	0,76	0,25	0,89	0,19	0,88	0,19
Renda ganha, exceto a da mãe ^a	15,57	34,92	4,57	12,47	25,74	50,78	11,57	21,08
Quadrado da variável anterior ^a	1.461,93	21.977,19	176,44	4.834,40	3.241,11	65.445,38	578,21	7.773,77
Renda familiar não-ganha ^a	4,43	15,39	0,60	2,39	9,44	64,58	1,86	10,49
Quadrado da variável anterior ^a	256,54	3.820,04	6,08	126,89	4.259,71	240.008,63	113,41	2.595,05
Interação ^a	189,47	1.858,85	9,13	216,12	773,81	23.175,26	46,34	778,86
Número de adultos	2,96	1,56	2,87	1,41	2,89	1,37	3,03	1,40
Quadrado da variável anterior	11,20	13,20	10,23	11,59	10,24	11,05	11,14	11,57
<i>Dummy (1) se a mãe</i>								
É alfabetizada	0,41		0,27		0,42		0,46	
Completo o curso primário	0,16		0,03		0,27		0,11	
Completo o curso secundário ou acima	0,11				0,13			
<i>Dummy (1) se existe marido</i>								
É alfabetizado	0,35		0,28		0,37		0,54	
Completo o curso primário	0,13		0,02		0,24		0,12	
Completo o curso secundário ou acima	0,11				0,16			
Log (altura normalizada da mãe) ^b	4,54	0,04	4,53	0,04	4,56	0,04	4,55	0,04
<i>Dummy (1) se a mãe tem a idade de:</i>								
25 — 29 anos	0,14		0,14		0,14		0,14	
30 — 34 anos	0,14		0,13		0,15		0,14	
35 — 39 anos	0,15		0,14		0,14		0,14	
40 — 44 anos	0,12		0,11		0,13		0,12	
45 — 49 anos	0,12		0,10		0,11		0,11	
50 — 54 anos	0,08		0,07		0,08		0,08	
55 — 59 anos	0,06		0,06		0,06		0,06	
> 60 anos	0,10		0,12		0,09		0,09	
<i>Dummy (1) se a unidade da Federação é:</i>								
Maranhão	0,03		0,14					
Piauí	0,02		0,07					
Ceará	0,22		0,19					
Rio Grande do Norte	0,04		0,04					
Paraíba	0,05		0,09					
Pernambuco	0,28		0,15					
Alagoas	0,02		0,03					
Sergipe	0,02		0,03					
Brasília					0,12		0,01	
Paraná					0,13		0,29	
Santa Catarina					0,04		0,11	
Rio Grande do Sul					0,15		0,21	
São Paulo					0,31		0,20	
Número de observações	7.688		5.320		16.280		5.065	

^a A renda ganha, exceto a da mãe, e a renda familiar não-ganha estão expressas em Cr\$ milhares; o termo de interação é o produto das duas medidas de renda (este e os quadrados são medidos em Cr\$ milhões).

^b A altura da mãe foi normalizada pela idade.

TABELA A.3

Correlações entre covariáveis nas regressões antropométricas

	Nordeste		Sul	
	Urbano	Rural	Urbano	Rural
Correlação entre				
A altura da mãe e				
A altura do pai	0,28	0,21	0,28	0,26
A educação da mãe	0,23	0,05	0,22	0,14
A educação do pai	0,22	0,03	0,19	0,11
A renda não-ganha	0,09	0,01	0,04	0,02
A renda, exceto a da mãe	0,17	0,03	0,10	0,07
A altura do pai e				
A educação da mãe	0,24	0,08	0,23	0,20
A educação do pai	0,24	0,08	0,23	0,15
A renda não-ganha	0,10	0,02	0,05	0,01
A renda, exceto a da mãe	0,21	0,08	0,13	0,07
A educação da mãe e				
A educação do pai	0,63	0,27	0,64	0,46
A renda não-ganha	0,22	0,10	0,09	0,08
A renda ganha, exceto da mãe	0,42	0,19	0,26	0,18
A educação do pai e				
A renda não-ganha	0,17	0,12	0,07	0,10
A renda ganha, exceto a da mãe	0,46	0,28	0,28	0,22
A renda não-ganha e				
A renda ganha, exceto a da mãe	0,53	0,46	0,80	0,44

OBS.: a educação entrou como variável discreta: 0 (analfabeto), 1 (alfabetizado), 2 (curso primário), 3 (curso secundário ... apenas no meio urbano).

Abstract

The economic model of the household predicts that child survival and indicators of child nutritional status should respond to parental investments in resources and time in a similar way. Using survey data from Brazil, this paper tests whether household characteristics affect child survival, height (conditional on age) and weight (conditional on height). Maternal education has a very strong positive effect on both child height and survival. Both outcomes are affected by father's education although to a lesser degree in the case of survival. Income effects are significant but small in magnitude. Parental height has a large positive impact on child height for age and on survival rates even after controlling for all other observable characteristics. This is the first time the association between child survival and parental height has been demonstrated empirically with micro-level data. There is, in addition, considerable inter-regional variation in Brazil; maternal education, height and household income tend to have bigger effects in the poorer Northeast.

Bibliografia

- BARRERA, Albino. *Maternal schooling and child health*. Universidade de Yale, 1987 (Tese de Doutorado).
- BECKER, Gary S. A theory of the allocation of time. *Economic Journal*, 75:493-517, 1965.
- BEHRMAN, Jere, e DEOLALIKAR, Anil. *How do food and product prices affect nutrient intakes, health and labor force behavior for different family members in rural India*. Universidade da Pennsylvania, Departamento de Economia, 1985.
- BEHRMAN, Jere, e WOLFE, Barbara. How does mother's schooling affect family health, nutrition, medical care usage and household sanitation? *Journal of Econometrics*, 36:185-204, 1987.
- BREUSCH, T., e PAGAN, A. A simple test for heteroskedasticity and Random coefficient variation. *Econometrica*, 47:1.287-94, 1979.
- CALDWELL, J. C. Education as a factor in mortality decline: an examination of Nigerian data. *Population Studies*, 33:395-413, 1979.
- CARVALHO, José A. M. de, e WOOD, Charles. Renda e concentração de mortalidade no Brasil. *Revista Econômica do Nordeste*, pp. 107-30, 1978.
- CHEN, Lincoln, CHOWDHURY, Alauddin, e HUFFMAN, Sandra. Anthropometric assessment of energy-protein malnutrition and subsequent risk of mortality among preschool aged children. *American Journal of Clinical Nutrition*, 33:1.836-45, 1980.
- CHERNICHOVSKY, Dov, e COATE, Douglas. An economic analysis of the diet, growth and health of children in the United States. In: SALKEVER, D., SIRAGELDIN, I., e SORKIN, A., eds. *Research in human capital and development*. Greenwich, CT, JAI Press, 1983, v. 3.
- COCHRANE, Susan, LESLIE, Joanne, e O'HARA, Donald. Parental education and child health: intracountry evidence. *Health Policy and Education*, 2:213-50, 1982.
- CRAVIOTO, Joaquim, e ARRIETA, Ramiro. Nutrition, mental development and learning. In: FALKNER, F., e TANNER, J., eds. *Human growth: a comprehensive treatise*, 2.^a ed.; Nova York, Plenum Press, 1986, v. 3.
- DELGADO, D. L., et alii. Effect of health and nutrition interventions on infant and child mortality in rural Guatemala. In: UNITED NATIONS. *Determinants of mortality change and differentials in developing countries*. Nova York, 1986.

- EFRON, B. *The jackknife, the bootstrap and other resampling plans*. Philadelphia, 1982 (SIAM CBMS-NSF Monograph, 38).
- FALKNER, F., e TANNER, J., eds. *Human growth: a comprehensive treatise*. 2.^a ed.; Nova York, Plenum Press, 1986, v. 3.
- FARAH, Abdul-Aziz, e PRESTON, Samuel. Child mortality differentials in Sudan. *Population and Development Review*, 8:365-84, 1982.
- FOGEL, Robert W. Nutrition and the decline in mortality since 1700: some preliminary findings. In: ENGERMAN, S., e GALLMAN, R., eds. *Long-term factors in American economic growth*. Chicago, 1986a (NBER Studies in Income and Wealth, 51).
- . Physical growth as a measure of the economic well-being of populations: the eighteenth and nineteenth centuries. In: FALKNER, F., e TANNER, J., eds. *Human growth: a comprehensive treatise*, 2.^a ed.; Nova York, Plenum Press, 1986b, v. 3.
- GARN, Stanley, e ROHMANN, Christabel. The interaction of nutrition and genetics in the timing of growth and development. *Pediatric Clinics of North America*, 13:353-79, 1966.
- HABICHT, Jean-Pierre, MARTORELL, R., YARBROOUGH, C., MALINA, R., e KLEIN, R. E. Height and weight standards for pre-school children: how relevant are ethnic differences in growth potential? *Lancet*, 1:611-5, 1974.
- HORTON, Susan. *Birth order and child nutritional status: evidence from the Philippines*. Universidade de Toronto, Departamento de Economia, 1984.
- IBGE. *Perfil estatístico de crianças e mães no Brasil: características sócio-demográficas, 1970-1977*. Rio de Janeiro, 1982.
- LECHTIG, A., et alii. *Effect of maternal nutrition on infant mortality*. Trabalho apresentado à NIH Conference on Nutrition and Human Reproduction, Bethesda, Maryland, 1977.
- MACKINNON, J., e WHITE, H. Some heteroskedasticity consistent covariance matrix estimators with improved finite sample properties. *Journal of Econometrics*, 29:305-25, 1985.
- MARTORELL, Reynaldo, DELGADO, Hernan, VALVERDE, Victor e KLEIN, Robert. Maternal stature, fertility and infant mortality. *Human Biology*, 53: 303-12, 1981.
- MARTORELL, Reynaldo, e HABICHT, Jean-Pierre. Growth in early childhood in developing countries. In: FALKNER, F., e TANNER, J., eds. *Human growth: a comprehensive treatise*. 2.^a ed.; Nova York, Plenum Press, 1986, v. 3.

- MARTORELL, Reynaldo, e Ho, Teresa. Malnutrition, morbidity and mortality. In: MOSLEY, Henry, e CHEN, Lincoln, eds. *Child survival: strategies for research. Population and Development Review*, suplemento ao v. 10, 1984.
- MENSCH, Barbara, LENTZNER, Harold, e PRESTON, Samuel. *Socio-economic differentials in child mortality in developing countries*. Nova York, ONU, 1986.
- MERRICK, Thomas W. The effect of piped water on early childhood mortality in urban Brazil, 1970-1976. *Demography*, 22:1-24, 1985.
- MUELLER, William. The genetics of size and shape in children and adults. In: FALKNER, F., e TANNER, J. M., eds. *Human growth: a comprehensive treatise*. 2.^a ed.; Nova York, Plenum Press, 1986, v. 3.
- NATIONAL CENTER FOR HEALTH STATISTICS. *Growth charts*. US Dept. of Health and Human Services, Public Health Service, Health Resources Administration, 1976.
- NATIONAL RESEARCH COUNCIL. *Levels and recent trends in fertility and mortality in Brazil*. National Academy Press, 1983 (Report, 21).
- PAARSCH, H. J. A Monte Carlo comparison of estimates for censored regression models. *Journal of Econometrics*, 24:197-213, 1984.
- PITT, Mark, e ROSENZWEIG, Mark. Agricultural prices, food consumption and the health and productivity of Indonesian farmers. In: SINGH, I. J., SQUIRE, L., e STRAUSS, J., eds. *Agricultural household models: extensions, applications and policy*. Baltimore, Johns Hopkins Press, 1986.
- ROSENZWEIG, Mark, e EVERSON, Robert. Fertility, schooling and the economic contribution of children in rural India. *Econometrica*, 45:1.065-79, 1977.
- ROSENZWEIG, Mark, e SCHULTZ, T. Paul. Child mortality and fertility in Colombia: individual and community effects. *Health Policy and Education*, 2:305-48, 1982.
- . Estimating a household production function: heterogeneity, the demand for health inputs, and their effects on birth weight. *Journal of Political Economy*, 91:723-46, 1983.
- SCHULTZ, T. Paul. Assessing the causes and consequences of the incidence of disease and death: interpretation of relations among health status, household economics and the health environment. In: *Proceedings of the meeting on socio-economic determinants and consequences of mortality* (México, 19 a 25 de junho de 1979). Nova York e Genebra, ONU e OMS, 1980.

- . Studying the impact of household economic and community variables on child mortality. In: MOSLEY, Henry, e CHEN, Lincoln, eds. *Child survival: strategies for research. Population and Development Review*, suplemento ao v. 10.
- . Education investments and returns in economic development. In: CHENERY, H., e SRINIVASAN, T. N., eds. *Handbook of development economics*. North Holland Publishing Co., 1986.
- SECKLER, David. Small but healthy: a basic hypothesis in the theory, measurement and policy of malnutrition. In: SUKHATME, P. V., ed. *Newer concepts in nutrition and their implications for policy*. India, Maharashtra Association for the Cultivation of Science Research Institute, 1982.
- STRAUSS, John. Households, communities and preschool children's nutrition outcomes: evidence from rural Cote d'Ivoire. *Economic Development and Cultural Change*, 1989.
- SUKHATME, P. V., ed. *New concepts in nutrition and their implications for policy*. India, Maharashtra Association for the Cultivation of Science Research Institute, 1982.
- SVEDBERG, Peter. *Undernutrition in Sub-Saharan Africa: a critical assessment of the evidence*. Helsinki, Finlândia, World Institute for Development Economics Research, 1987.
- TANNER, J. M. *Growth at adolescence*. Springfield, Illinois, Charles Thomas, 1962.
- THOMAS, Vinod. *Differences in income, nutrition and poverty within Brazil*. Bird, 1982 (Staff Working Paper, 505).
- TRUSSEL, James, e PRESTON, Samuel. Estimating the covariates of child mortality from retrospective reports of mothers. *Health Policy and Education*, 3:1-36, 1982.
- TUKEY, J. Bias and confidence in not quite large samples. *Ann. Math Stat.*, 29:614, 1958.
- WATERLOW, J., BUZINA, R., KELLER, W., LANE, J., NICHAMAN, M., e TANNER, J. 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*, 55:489-98, 1977.
- WHITE, H. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*, 48:817-38, 1980.
- WILLIS, Robert. Economic theory of fertility behavior. *Journal of Political Economy*, 81:S14-S64, 1973.

WOLFE, Barbara, e BEHRMAN, Jere. Determinants of child mortality, health and nutrition in a developing country. *Journal of Development Economics*, 11:163-93, 1982.

———. Women's schooling and children's health: are the effects robust with adult sibling control for the women's childhood background? *Journal of Health Economics*, 6:239-54, 1987.

WORLD BANK. *Brazil: human resources special report*. Washington, D. C., 1979.

WU, C. F. J. Jackknife, bootstrap and other resampling methods in regression analysis. *Ann. Stat.*, 14:1.261-95, 1986.

(Originais recebidos em julho de 1989.)