

Pobreza e desnutrição de crianças no Brasil: diferenças regionais e entre áreas urbanas e rurais

Rodolfo Hoffmann[§]

RESUMO

Dados da Pesquisa Nacional sobre Saúde e Nutrição (PNSN), coletados em 1989, são utilizados para analisar a relação entre renda familiar *per capita* e o escore Z de altura para idade de crianças com menos de 5 anos. A análise dos dados individuais mostra que mesmo depois de descontado o efeito da renda há importantes diferenças entre as regiões e entre as áreas urbanas e rurais do Brasil. Em seguida é analisada a relação entre a proporção de crianças com aquele escore Z abaixo de -2 e as medidas de pobreza absoluta em 33 áreas do País. Verifica-se que as medidas de pobreza calculadas utilizando uma única linha de pobreza explicam as diferenças entre áreas urbanas e rurais na prevalência de desnutrição crônica de crianças. Conclui-se que o uso de uma mesma linha de pobreza para áreas urbanas e rurais não leva a superestimar a pobreza rural. Mesmo depois de descontado o efeito da pobreza, as regiões Norte e Nordeste apresentam prevalência de desnutrição crônica entre crianças maior do que nas demais regiões do País.

Palavras-chave: pobreza, desnutrição crônica de crianças, diferenças regionais, contraste urbano-rural.

ABSTRACT

Data from the 1989 Brazilian National Health and Nutrition Survey are used to analyze the relation between *per capita* family income and the height for age Z-score (HAZ) for less than 5 years old children. Using individual data it is shown that even after considering the effect of income, there are important differences among regions and between rural and urban areas. Absolute poverty measures and the proportion of children with HAZ below -2 are computed for each of 33 areas of Brazil. A regression analysis shows that poverty measures computed using a constant poverty line explain the differences between rural and urban areas in the prevalence of children malnutrition. This result indicates that the use of the same poverty line for urban and rural areas does not determine an overestimation of rural poverty. Even after considering the effect of poverty, the prevalence of malnutrition among children in the North and Northeast regions is greater than in the other Brazilian regions.

Key words: poverty, children malnutrition, regional differences in Brazil, the urban-rural contrast.

§ Professor do IE/UNICAMP e da ESALQ/USP e bolsista do CNPq.

Uma versão anterior desse trabalho foi apresentada no XXIII Encontro Nacional de Economia, em Salvador, em dezembro de 1995.

1 Introdução

Há várias maneiras de medir o grau de pobreza com base em dados sobre a renda das pessoas ou famílias. Estabelecida uma linha de pobreza, podemos utilizar a proporção de pobres (H), que é uma medida da extensão da pobreza, e também podemos calcular várias medidas que levam em consideração tanto a extensão como a intensidade da pobreza, cabendo destacar o índice de Sen (1976) e o índice de Foster, Greer e Thorbecke (1984), que serão indicados por P e ϕ , respectivamente. Também é possível medir a pobreza por meio de suas manifestações ou conseqüências, como as condições inadequadas de habitação, a mortalidade infantil, a desnutrição etc. O crescimento de uma criança, especialmente nos primeiros anos de vida, é muito sensível aos efeitos da desnutrição causada por alimentação inadequada e/ou problemas de saúde, geralmente associados à pobreza.

Dada a estatura de uma criança, podemos calcular o valor da correspondente variável reduzida (Z), com base na distribuição padrão para crianças do mesmo sexo e com a mesma idade. O padrão mais utilizado e recomendado pela Organização Mundial da Saúde é o NCHS (National Center for Health Statistics, dos EUA). Uma criança com Z de estatura para idade abaixo de -2 é, obviamente, uma criança com estatura muito baixa. Mas isso não significa, necessariamente, que ela seja desnutrida, pois ela pode ser pequena por razões genéticas. Entretanto, sabe-se que, em uma população com boas condições de saúde e alimentação, a probabilidade de observar $Z < -2$ é, aproximadamente, 2,3%.¹ Assim, se em determinado grupo de crianças for constatado que a proporção de crianças com Z de altura para idade inferior a -2 é substancialmente superior a 2,3%, isso é um indicador de que as condições de saúde e alimentação são inadequadas, o que está quase sempre associado à pobreza da população analisada. Como exemplo cabe mencionar um censo antropométrico das crianças dos Centros Educacionais e Creches da Prefeitura Municipal de Piracicaba, realizado em 1994, em que foram examinadas 2099 crianças com até 7 anos. Esses Centros Educacionais e Creches atendem a uma população relativamente pobre da cidade de Piracicaba. Verificou-se que 5,1% das crianças tinham Z de altura para idade inferior a -2 , com essa proporção superando 10% nas creches dos bairros mais pobres. (Silva e Sturion, 1995)

Neste trabalho vamos utilizar os dados da Pesquisa Nacional sobre Saúde e Nutrição (PNSN), realizada de junho a setembro de 1989 pelo INAN, IPEA e IBGE. O objetivo é relacionar a desnutrição infantil com a renda e, particularmente, com medidas de pobreza

¹ Que é probabilidade de uma variável normal assumir valor menor que dois desvios padrões abaixo da média. Sobre o uso de medidas antropométricas para avaliar desnutrição em crianças, ver WHO (1995) e Dean *et alii* (1990).

baseadas nos dados sobre renda, discutindo as diferenças regionais e setoriais (urbano/rural). Cabe ressaltar que a distribuição da estatura das crianças brasileiras de domicílios com rendimento *per capita* acima do terceiro quartil (os 25% mais ricos) é muito semelhante ao padrão do NCHS. (Monteiro *et alii*, 1992)²

Um problema fundamental do cálculo das medidas de pobreza baseadas em dados sobre renda é a determinação da linha de pobreza. Rocha (1993) enfatiza que, no Brasil, o custo associado à satisfação de necessidades básicas (a linha de pobreza) varia muito entre regiões e entre as áreas rurais, urbanas e metropolitanas; assinala que a linha de pobreza é mais elevada nas áreas metropolitanas e mais baixa nas áreas rurais, concluindo que a utilização de uma linha de pobreza única leva a "*subestimar o número de pobres urbanos em relação aos rurais, assim como os metropolitanos em relação aos urbanos.*" (Rocha, 1993, p. 100)

Ao determinar a linha de pobreza é usual considerar, essencialmente, o custo monetário de uma cesta de alimentos básicos. Esse custo certamente é mais baixo nas áreas rurais do que nas urbanas, mas não é tão óbvio que a utilização de uma linha de pobreza única leve a subestimar a pobreza urbana em relação à rural, pois há outros aspectos desfavoráveis ao rural em comparação com o urbano.

O alimento comprado é mais caro na área urbana do que na área rural, mas certamente é mais fácil, na área urbana, obter alimentos de serviços de assistência social ou de caridade. Os serviços de saúde para os pobres da cidade são ruins, mas em muitas áreas rurais eles simplesmente não existem. O acesso a uma escola pública (onde a criança pode inclusive receber a merenda) também é mais difícil para a criança na área rural.

Um dos objetivos desse trabalho é testar a hipótese de que o uso de uma linha de pobreza única leva a superestimar a pobreza rural em comparação com a urbana. O método utilizado foi inspirado no trabalho de Monteiro (1992), no qual ele analisa a prevalência de retardo de crescimento na infância (porcentagem de crianças de menos de 5 anos com Z de altura para idade inferior a -2) em diferentes estados brasileiros, com base na PNSN, e conclui que "*o emprego da renda familiar como mensurador preditivo da pobreza absoluta tende a subestimar as reais diferenças regionais existentes no Brasil quanto ao atendimento das necessidades da população.*" (Monteiro, 1992, p. 6. Ver, também, Monteiro, 1995a e 1995b)

2 Comparações internacionais mostram que as diferenças de estatura associadas com as condições de vida são muito maiores do que aquelas que podem ser atribuídas a fatores étnicos (ver Habicht *et alii*, 1974).

2 Análise dos dados individuais

A partir da fita de dados da PNSN foi criado um arquivo com o valor do Z de altura para idade, a renda domiciliar *per capita*, a situação do domicílio (urbana ou rural) e a unidade da Federação onde se localiza, para 7077 crianças com menos de 5 anos de idade. Na fita da PNSN a renda domiciliar *per capita* é dada em dólares, informando-se que esse valor foi obtido a partir dos questionários considerando a taxa de câmbio do dia da entrevista. Para cada criança é fornecido, também, um **fator de expansão**, que indica o número de crianças da população correspondente a cada criança da amostra da PNSN. Assim, verifica-se que aquelas 7077 crianças da amostra correspondem a 15.450.830 crianças na população. Cabe lembrar que a PNSN não abrangeu a área rural da região Norte.

Para captar as diferenças regionais na desnutrição das crianças serão utilizadas 4 variáveis binárias: X_h , com $h = 1, 2, 3$ e 4 para as regiões Norte, Nordeste, Sul e Centro-Oeste, respectivamente, definindo-se $X_h = 1$ para a h -ésima região e $X_h = 0$ para as demais regiões; note-se que a região Sudeste fica como base das comparações. Para captar o efeito da situação do domicílio define-se a variável binária S , com $S = 0$ para domicílios urbanos e $S = 1$ para domicílios rurais. Definindo Y como o logaritmo do rendimento domiciliar *per capita*, o modelo de regressão fica

$$Z = \alpha + \beta Y + \sum_{h=1}^4 \gamma_h X_h + \delta S + \sum_{h=2}^4 \theta_h X_h S + u$$

onde u representa um erro aleatório com as propriedades usuais. Note-se que o modelo inclui a interação entre efeitos regionais e a situação do domicílio; há apenas 3 parâmetros referentes à interação porque na região Norte há observações apenas para a área urbana.³ Os parâmetros foram estimados com base nas 7077 observações da amostra, pelo método dos mínimos quadrados, com ponderação pelo fator de expansão fornecido na fita da PNSN.

Graças ao grande número de observações, embora o coeficiente de determinação da regressão ajustada seja apenas 16,30%, o respectivo teste F é igual a 152,96, indicando que há efeitos muito significativos das variáveis explanatórias consideradas.

A equação ajustada (teste t entre parênteses, abaixo do coeficiente) é:

3 Os trabalhos de Kassouf (1993 e 1994) analisam a influência de várias outras variáveis sobre a estatura das crianças, como a escolaridade da mãe e do pai, existência de água encanada e eletricidade na residência, período de amamentação da criança etc.

$$\begin{aligned}
 Z = & -1,38082 + 0,30873 Y - 0,73775 X_1 - 0,51579 X_2 - 0,17134 X_3 \\
 & \quad (20,70^*) \quad (-8,87^*) \quad (-10,87^*) \quad (-3,02^*) \\
 & -0,04522 X_4 - 0,22905 S - 0,01959 X_2 S + 0,31982 X_3 S + 0,17356 X_4 S \\
 & \quad (-0,64) \quad (-3,40^*) \quad (-0,23) \quad (3,01^*) \quad (1,19)
 \end{aligned}$$

Os valores de t significativos ao nível de 1% são assinalados com um asterisco. Como era esperado, verifica-se que há uma relação positiva e estatisticamente significativa entre a estatura das crianças e a renda domiciliar *per capita*. Os coeficientes negativos e estatisticamente significativos de X_1 e X_2 mostram que, mesmo depois de descontado o efeito da renda, a estatura das crianças tende a ser menor nas regiões Norte e Nordeste urbanas do que no Sudeste urbano. Isso está certamente associado ao fato de as regiões Norte e Nordeste serem mais deficientes em serviços públicos como abastecimento de água, saneamento, escola pública e assistência à saúde. (Monteiro, 1992, e Monteiro *et alii*, 1992) O coeficiente de X_3 (a binária para a região Sul), embora tenha valor absoluto substancialmente menor do que os coeficientes de X_1 e X_2 , também é negativo e estatisticamente significativo, indicando que, depois de descontado o efeito da renda, a estatura das crianças tende a ser menor no Sul urbano do que no Sudeste urbano.

O coeficiente negativo e estatisticamente significativo de S mostra que, na região Sudeste, já descontado o efeito da renda, a estatura das crianças é menor na área rural do que na área urbana.

Como o coeficiente da interação entre X_2 e S também é negativo, a desvantagem da área rural é ainda maior no Nordeste. A estimativa de $\delta + \theta_2$ é -0,24864 e o respectivo valor de t é -4,63*

Para a região Sul o coeficiente da interação é positivo e supera, em valor absoluto, o coeficiente de S . A estimativa de $\delta + \theta_3$ é 0,09077, com $t = 1,08$, indicando que nessa região a estatura das crianças tende a ser maior na área rural do que na urbana, embora a diferença não seja estatisticamente significativa. O coeficiente da interação entre X_3 e S positivo e significativo está, provavelmente, associado à grande importância da produção familiar na agricultura do Sul, que deve contribuir para um melhor estado nutricional das crianças. Mas é importante ressaltar que a renda da família do pequeno produtor rural certamente está subestimada, por não incluir o valor da produção para autoconsumo, e isso faz com que aquele coeficiente de interação seja superestimado.

A estimativa de $\delta + \theta_4$ é 0,05549, com $t = -0,42$, indicando que na região Centro-Oeste praticamente não há diferença entre áreas rurais e urbanas no que se refere à estatura das crianças, depois de descontado o efeito da renda.

Vejamos, finalmente, as diferenças entre as áreas rurais das regiões Sudeste, Nordeste, Sul e Centro-Oeste. A estimativa de $\gamma_2 + \theta_2$ é 0,53538 e o respectivo valor de t é -7,44*

mostrando a grande desvantagem do Nordeste rural em comparação com o Sudeste rural, mesmo depois de descontado o efeito da renda *per capita*

A estimativa de $\gamma_3 + \theta_3$ é 0,14848, com $t = 1,65$, significativo ao nível de 10%, indicando que a estatura das crianças no Sul rural é maior do que no Sudeste rural. É importante lembrar, aqui, os comentários já feitos sobre a estimativa de θ_3 .

A estimativa de $\gamma_4 + \theta_4$ é 0,12834, com $t = 1,00$, indicando que não há diferença significativa na estatura das crianças do Centro-Oeste rural e do Sudeste rural, depois de descontado o efeito das diferenças de renda *per capita*.

3 Desnutrição infantil e medidas de pobreza

Nesta seção vamos relacionar a proporção de crianças com Z de altura para idade inferior a -2 com medidas de pobreza obtidas a partir dos dados sobre renda, distinguindo a situação do domicílio e as unidades da Federação. Para obter as medidas de pobreza foram utilizados todos os domicílios da amostra da PNSN com informações sobre o rendimento domiciliar *per capita*: amostra de 14026 domicílios, que corresponde a uma população de 141,55 milhões de pessoas. Para calcular as medidas de pobreza as pessoas são ordenadas de acordo com seu rendimento domiciliar *per capita*. Considerou-se uma linha de pobreza única, igual a 25 dólares *per capita*. A escolha desse valor é bastante arbitrária, cabendo assinalar que a estabilidade dos resultados foi verificada refazendo os cálculos para uma linha de pobreza substancialmente mais baixa, como se verá adiante.

Algumas unidades da Federação foram agrupadas, tendo em vista evitar uma unidade de análise com número muito pequeno de observações.⁴ Mesmo assim, a Tabela 1 mostra que há 3 das 33 unidades de análise onde o número de domicílios na amostra é inferior a 100. O tamanho da amostra é ainda mais reduzido quando se trata de calcular a proporção de crianças cuja estatura está mais de dois desvios padrões abaixo do valor esperado. A Tabela 2 mostra que para a área rural do Rio de Janeiro e Espírito Santo a amostra da PNSN inclui apenas 26 crianças com menos de 5 anos. Isso não chega a ser uma limitação séria para este trabalho porque não será feita nenhuma análise estatística separada para cada unidade. Serão feitas análises de regressão considerando sempre o conjunto das 33 observações (área urbana de 18 unidades geográficas e área rural de 15 unidades geográficas).

A Tabela 1 mostra o número de pessoas em cada uma das 33 unidades de análise, o seu rendimento mediano e três medidas de pobreza, sempre levando em consideração o **fator de expansão** associado a cada domicílio. As medidas de pobreza consideradas são: a proporção de pobres (H), o índice de pobreza de Sen (P) e o índice de Foster, Greer e Thorbecke (φ), todas calculadas adotando-se uma linha de pobreza de 25 dólares *per capita*.

4 Agregação semelhante foi feita por Monteiro (1992).

Tabela 1
Número de Domicílios na Amostra, Número de Pessoas na População, Rendimento Mediano Per Capita e Medidas de Pobreza, por Unidade da Federação e Setor, de acordo com a PNSN

Unidade da Fed. e situação do domicílio ⁽¹⁾		Número de domicílios ⁽²⁾	Nº de pessoas (1000) ⁽³⁾	Rendimento mediano ⁽⁴⁾	Medidas de Pobreza ⁽⁵⁾		
					<i>H</i>	<i>P</i>	φ
AM+RO+AC	U	833	2041	81,47	0,0976	0,0462	0,0167
PA+AP	U	826	2730	35,85	0,3198	0,1520	0,0544
MA+PI	U	82	1667	15,94	0,6298	0,4702	0,2695
	R	247	2715	11,63	0,8369	0,5820	0,3117
CE	U	122	2052	24,00	0,5394	0,3219	0,1444
	R	315	3684	12,36	0,8300	0,5953	0,3258
RN+PB	U	317	4034	33,38	0,4051	0,2373	0,1045
	R	138	1594	10,13	0,9242	0,6546	0,3644
PE	U	405	5321	30,00	0,4350	0,2584	0,1158
	R	92	1087	15,73	0,7634	0,4985	0,2454
AL+SE	U	222	3026	33,95	0,3457	0,2101	0,0959
	R	190	2122	14,79	0,7968	0,4923	0,2315
BA	U	494	6943	28,07	0,4482	0,2468	0,1025
	R	525	5806	16,46	0,7054	0,4620	0,2283
MG	U	337	13439	61,56	0,1760	0,1037	0,0463
	R	978	5399	25,96	0,4836	0,2657	0,1097
ES+RJ	U	559	18363	59,62	0,1559	0,0757	0,0284
	R	88	542	30,57	0,4564	0,2408	0,0961
SP	U	739	24028	87,49	0,0503	0,0273	0,0112
	R	492	2896	35,69	0,3001	0,1537	0,0597
PR	U	534	5079	63,52	0,1348	0,0689	0,0266
	R	624	3247	24,77	0,5091	0,2872	0,1218
SC	U	263	2537	82,69	0,1354	0,0662	0,0250
	R	332	1558	35,69	0,2961	0,1423	0,0523
RS	U	842	7542	71,88	0,1100	0,0510	0,0183
	R	558	2492	37,64	0,3450	0,1843	0,0742
MS	U	248	1159	64,67	0,1238	0,0492	0,0149
	R	306	464	33,68	0,3337	0,1483	0,0505
MT	U	141	658	95,57	0,0997	0,0565	0,0244
	R	261	449	29,68	0,4023	0,2357	0,1041
GO	U	799	3819	44,97	0,2355	0,1132	0,0417
	R	721	1277	28,14	0,4437	0,2489	0,1051
DF	U	396	1783	85,87	0,0950	0,0527	0,0223

(1) Situação do domicílio: urbana (U) ou rural (R).

(2) Número de domicílios na amostra da PNSN.

(3) Número de pessoas na população (expansão da amostra).

(4) Rendimento mediano, em dólares *per capita*.

(5) Proporção de pessoas pobres (*H*), índice de pobreza de Sen (*P*) e índice de Foster, Greer e Thorbecke (φ), adotando uma linha de pobreza de 25 dólares *per capita*.

Para o Brasil como um todo (excluindo a área rural da região Norte) trata-se de uma amostra de 14026 domicílios com informação sobre o rendimento *per capita*, correspondendo a uma população de 141555 mil pessoas, com $H = 0,2962$, $P = 0,1778$ e $\varphi = 0,0801$.

A Tabela 2 mostra, para as mesmas unidades de análise, o número e a porcentagem de crianças com menos de 5 anos cuja estatura está mais de dois desvios padrões abaixo do valor esperado no padrão do NCHS. São utilizadas informações sobre 7314 crianças da amostra da PNSN para as quais se dispõe do valor de Z de altura para idade, correspondendo a 15948 mil crianças na população.⁵

Seja D a proporção de crianças com Z de altura para idade inferior a -2 entre as crianças com menos de 5 anos de idade em cada uma das 33 unidades de análise. Essa variável é um indicador da prevalência de desnutrição crônica entre crianças. A rigor o valor de D não deve ser usado diretamente como variável dependente em uma análise de regressão, pois se trata de uma proporção, com variação limitada ao intervalo de zero a um.⁶ Foi, então, utilizado o respectivo lógite:

$$g(D) = \ln \frac{D}{1-D}$$

Note-se que $g(D)$ varia de $-\infty$ a $+\infty$, com $g(D) = 0$ quando $D = 0,5$. Como as medidas de pobreza absoluta (H , P ou φ) também variam entre zero e um, parece razoável utilizar a mesma transformação. Assim, em lugar de H , por exemplo, utiliza-se:

$$g(H) = \ln \frac{H}{1-H}$$

Ao ajustar os modelos de lógite, procurando explicar as variações na prevalência de desnutrição entre crianças (D) em função da pobreza, foram obtidos resultados substancialmente melhores quando se utilizou, como variável explanatória, o lógite da medida de pobreza, e não a própria medida de pobreza.

Os modelos de lógite foram ajustados pelo método da máxima verossimilhança, ponderando cada uma das 33 observações pela respectiva população de crianças com menos de 5 anos de idade.

5 O número de crianças é menor na seção 2 porque lá foi necessário excluir aquelas sem declaração de renda domiciliar *per capita* ou com valor dessa variável igual a zero.

6 Regressões lineares múltiplas com D como variável dependente foram utilizadas na versão anterior deste trabalho. (Hoffmann, 1995b) É interessante notar que não houve nenhuma mudança qualitativamente importante nos resultados com o uso do modelo de lógite.

Tabela 2
Número de Crianças de Menos de 5 Anos na Amostra, Número de Crianças na População e Porcentagem de Crianças com Estatura Muito Baixa, por Unidade da Federação e Setor, de Acordo com a PNSN

Unidade da Fed. e situação do domicílio ⁽²⁾	Número na amostra ⁽³⁾	Crianças na população	Crianças com estatura Muito baixa		
			Número	Proporção	
AM+RO+AC	U	430	223885	29823	0,1332
PA+AP	U	574	380427	110817	0,2913
MA+PI	U	55	218216	79535	0,3645
	R	237	502200	173926	0,3463
CE	U	79	307541	71728	0,2332
	R	252	603927	187251	0,3101
RN+PB	U	146	449715	114827	0,2553
	R	104	245373	52122	0,2124
PE	U	184	620421	169597	0,2734
	R	72	175656	67075	0,3819
AL+SE	U	110	362711	90275	0,2489
	R	170	350816	141164	0,4024
BA	U	268	832655	147194	0,1768
	R	399	902643	243071	0,2693
MG	U	136	1290303	91072	0,0706
	R	522	658472	103193	0,1567
ES+RJ	U	200	1827448	179138	0,0980
	R	26	36888	2556	0,0693
SP	U	247	2086335	109513	0,0525
	R	257	354814	31346	0,0883
PR	U	202	480159	41212	0,0858
	R	346	388900	58192	0,1496
SC	U	114	259838	9433	0,0363
	R	162	170759	13084	0,0766
RS	U	301	746348	55339	0,0741
	R	253	275417	28509	0,1035
MS	U	118	138982	7844	0,0564
	R	157	66673	6021	0,0903
MT	U	92	119865	10543	0,0880
	R	147	62440	8073	0,1293
GO	U	347	400367	38339	0,0958
	R	396	181436	17792	0,0981
DF	U	211	226438	9735	0,0430

(1) Crianças com menos de 5 anos cuja estatura está mais de dois desvios padrões abaixo da média esperada para sua idade (Z de altura para idade abaixo de -2).

(2) Situação do domicílio: urbana (U) ou rural (R).

(3) Excluindo crianças sem informação para o valor de Z de altura para idade.

Foram ajustados modelos onde as variáveis explanatórias incluíam o lógite de uma medida de pobreza (H , P ou φ) e variáveis binárias para captar as diferenças entre as 5 grandes regiões do País, entre rural e urbano e também as interações, como no modelo utilizado na seção anterior. Verificou-se que: (a) nenhum dos coeficientes para interação entre região e situação do domicílio era estatisticamente diferente de zero; (b) também não eram significativos os coeficientes das variáveis binárias destinadas a captar diferenças entre Sul ou Centro-Oeste e Sudeste; (c) os coeficientes das variáveis binárias destinadas a captar os efeitos das regiões Norte e Nordeste em comparação com o Sudeste eram positivos e estatisticamente significativos em pelo menos uma das equações ajustadas; (d) o coeficiente da variável binária destinada a captar diferenças devidas à situação do domicílio (rural ou urbano) nunca se mostrou estatisticamente diferente de zero.

Tendo em vista esses resultados, passamos a considerar modelos de lógite mais simples, onde as variáveis explanatórias são:

- a) o lógite de uma medida de pobreza (H , P ou φ);
- b) uma variável binária N que assume valor 1 para as unidades da Região Norte e valor zero para as demais unidades;
- c) uma variável binária E que assume valor 1 para os estados do Nordeste e valor zero para as demais unidades; e
- d) uma variável binária S para distinguir a situação do domicílio ($S = 1$ para domicílios rurais de $S = 0$ para domicílios urbanos).

Apesar de o respectivo coeficiente não ter se revelado significativo nas equações ajustadas inicialmente, a variável S é mantida porque um dos objetivos centrais deste trabalho é discutir as diferenças entre rural e urbano no que se refere ao grau de pobreza e à prevalência de desnutrição infantil.

Os resultados obtidos são apresentados na Tabela 3. O coeficiente de S não é estatisticamente diferente de zero em nenhuma das três equações ajustadas. Note-se que

a estimativa do desvio padrão é sempre maior do que o coeficiente dessa variável binária. Esses resultados indicam que, depois de descontado o efeito de uma medida de pobreza calculada com base em uma linha de pobreza única, não há diferença entre rural e urbano no que se refere à prevalência de desnutrição crônica entre crianças. Se a utilização de uma linha de pobreza única levasse a superestimar substancialmente a pobreza rural teríamos, no ajustamento do modelo, um efeito "excessivo" da medida de pobreza nas áreas rurais, que levaria a um coeficiente estatisticamente negativo para S . Como nos modelos ajustados o coeficiente de S não é estatisticamente diferente de zero, conclui-se que, na determinação do estado nutricional das crianças, as possíveis vantagens das áreas rurais associadas com o menor custo dos alimentos são anuladas pelas desvantagens mencionadas na introdução.

A análise desenvolvida nesta seção foi repetida adotando-se uma linha de pobreza de 14 dólares *per capita*. É óbvio que as medidas de pobreza, nesse caso, são substancialmente mais baixas, obtendo-se, para o Brasil, $H = 0,1556$, $P = 0,0831$ e $\varphi = 0,0336$. Mas os resultados do ajustamento do modelo de lógite foram muito semelhantes. Em nenhuma das equações estimadas houve indicação no sentido de que o uso de uma linha de pobreza única levasse a superestimar a pobreza rural.

Ainda foi feita uma outra experiência para verificar se é apropriado utilizar para a área urbana linhas de pobreza substancialmente mais altas do que para a área rural:⁷ os modelos de lógite também foram ajustados considerando medidas de pobreza (H , P ou φ) calculadas com uma linha de pobreza de 14 dólares *per capita* para a área rural e 25 dólares *per capita* para a área urbana. Agora o coeficiente de S é sempre positivo e estatisticamente significativo, indicando que, depois de descontado o efeito da pobreza assim medida, a desnutrição infantil crônica é mais alta nas áreas rurais.

7 Rocha (1995) utilizou linhas de pobreza distintas para áreas metropolitanas, áreas urbanas e áreas rurais de cada região do País. Verifica-se que, dentro de cada região, as médias das linhas de pobreza metropolitanas e urbanas são cerca de duas vezes maiores do que a linha de pobreza para a área rural.

Tabela 3
Resultados do Ajustamento do Modelo de Lógite da Proporção de Crianças com Menos de 5 Anos de Idade que têm Altura Muito Baixa (Escore Z de Altura para Idade Abaixo de -2) em 33 Áreas do Brasil, em 1989, Conforme Dados da PNSN

Variável explanatória ou estatística	Coeficiente ⁽¹⁾ (desvio padrão) e estatísticas para o modelo		
	I	II	III
Intercepto	-1,701* (0,148)	-1,165* (0,225)	-0,634 (0,315)
$g(H)^{(2)}$	0,427* (0,070)	-	
$g(P)^{(2)}$		0,516* (0,083)	
$g(\varphi)^{(2)}$	-		0,523* (0,086)
S	-0,114 (0,135)	-0,123 (0,133)	-0,087 (0,130)
N	1,019* (0,125)	1,059* (0,121)	1,125* (0,117)
E	0,409* (0,133)	0,360 (0,137)	0,366* (0,138)
Logaritmo da Verossimilhança	-3207	-3206	-3207
Qui-quadrado ⁽³⁾	37,8	35,7	37,8

(1) São assinaladas com um asterisco as estimativas estatisticamente diferentes de zero ao nível de significância de 1%.

(2) Lógite de medida de pobreza calculada adotando uma linha de pobreza de 25 dólares *per capita*.

(3) Qui-quadrado de Pearson para a aderência do modelo, com 28 graus de liberdade.

A Tabela 4 mostra que, dividindo tanto a população rural como a urbana em 5 estratos de renda *per capita*, a proporção de crianças muito baixas na área rural é muito semelhante à proporção de crianças muito baixas na área urbana, quando a comparação é feita dentro de cada um dos quatro primeiros estratos. Não cabe dar muita importância à diferença observada

no estrato mais rico porque nesse caso a amostra para a área rural é pequena. Para os dois estratos mais pobres (25 dólares *per capita* ou menos) a proporção é até mesmo um pouco mais alta na área rural, confirmando que, para os pobres, as vantagens da área rural associadas com o menor custo dos alimentos são anuladas por diversas desvantagens, incluindo a maior dificuldade de acesso a serviços de saúde.⁸ Cabe lembrar, ainda, que o rendimento na área rural está subestimado, pois os dados não levam em consideração o valor da produção para autoconsumo, o que é especialmente importante nas regiões onde é comum a pequena produção familiar.

Tabela 4

Distribuição das Crianças com Menos de 5 Anos de Idade em 5 Estratos de Renda Domiciliar Per Capita, e Porcentagem dessas Crianças com Estatura Muito Baixa (Z de Altura para Idade Inferior a -2) Conforme Dados da PNSN. Brasil, 1989

Estratos de renda <i>per capita</i> , em dólares	Número de crianças na amostra		Nº de crianças na pop. (1000)		% de crianças com Z < -2	
	Urbano	Rural	Urbano	Rural	Urbano	Rural
14 ou menos	625	1460	1902	2481	29,6	30,3
Mais de 14 a 25	552	903	1572	1203	22,5	23,7
Mais de 25 a 50	981	723	2696	865	9,6	9,1
Mais de 50 a 100	829	285	2523	293	4,8	4,9
Mais de 100	827	129	2279	134	3,0	1,2
Total	3814	3500	10972	4976	12,4	22,8

Considerando os valores de H , P e φ para uma linha de pobreza de 25 dólares *per capita* e eliminando a variável S , o ajustamento do modelo de lógite produziu os resultados apresentados na Tabela 5.

8 Cabe assinalar, entretanto, que Wood e Carvalho (1994, p. 113-117) comparam a expectativa de vida ao nascer nas áreas rurais e urbanas de várias regiões do País, para 4 estratos de renda familiar, em 1970, e observam que para o estrato mais pobre a expectativa de vida na área rural é sistematicamente maior do que na área urbana.

Tabela 5
Resultados do Ajustamento do Modelo de Lógite da Proporção de Crianças com Menos de 5 Anos de Idade que têm Altura Muito Baixa (Escore Z de Altura para Idade Abaixo de) em 33 Áreas do Brasil, Excluindo a Variável Binária para Situação do Domicílio (S)

Variável explanatória ou estatística	Coeficiente ⁽¹⁾ (desvio padrão) e estatísticas para o modelo		
	I	II	III
Intercepto	-1,812* (0,067)	-1,351* (0,101)	-0,819* (0,148)
$g(H)^{(2)}$	0,377* (0,037)		
$g(P)^{(2)}$		0,451* (0,043)	
$g(\varphi)^{(2)}$	-		0,475* (0,046)
N	1,075* (0,106)	1,114* (0,106)	1,159* (0,106)
E^*	0,484* (0,100)	0,446 (0,101)	0,428* (0,102)
Logaritmo da Verossimilhança	-3208	-3206	-3207
Qui-quadrado ⁽³⁾	38,7	36,6	38,3

Ver notas da Tabela 3.

O fato de os coeficientes de N e E serem positivos e estatisticamente significativos nas três equações mostra que, mesmo depois de considerado o efeito de uma medida de pobreza (H , P ou φ), a desnutrição das crianças é maior nas regiões Norte e Nordeste. Uma das causas desse fenômeno é, certamente, o fato de essas regiões serem mais deficientes em serviços públicos como abastecimento de água, saneamento, escolas e assistência à saúde. (Monteiro, 1992, e Monteiro *et alii*, 1992) Será que se justifica, então, utilizar uma linha de pobreza mais baixa no Nordeste, tendo em vista o custo de uma cesta de alimentos, sem levar em

consideração outros fatores que são agravantes das condições de vida da população pobre dessa região?⁹

Seria interessante repetir a análise feita nesse trabalho considerando outros indicadores (ou manifestações) de pobreza como, por exemplo, a mortalidade infantil.

É claro que este trabalho não resolve o problema da determinação da linha de pobreza apenas ressaltando as limitações associadas à sua determinação com base apenas no custo de uma cesta de alimentos. Os resultados obtidos sugerem que esse procedimento leva a subestimar a pobreza rural em comparação com a urbana. Uma comparação mais rigorosa entre pobreza nas áreas urbanas e nas áreas rurais teria que levar em consideração, ainda, o valor da produção para autoconsumo.

4 Conclusão

Sabe-se que, devido à relativa fragilidade das crianças, o seu crescimento é um bom indicador da existência ou não de condições satisfatórias de saúde e nutrição em determinada população. A pobreza corresponde a situações impróprias de saúde e nutrição que, por sua vez, fazem com que grande proporção das crianças sejam muito baixas para sua idade. Métodos já consagrados em estudos de saúde pública permitem transformar a altura de uma criança em uma variável normal reduzida, o escore *Z* de altura para idade.

Utilizando dados da PNSN (1989), foi ajustada uma equação de regressão mostrando como a relação entre o escore *Z* de altura para idade das crianças e a renda domiciliar *per capita* é afetada por diferenças regionais e entre áreas urbanas e rurais. Verifica-se que, mesmo depois de descontado o efeito da renda, a estatura das crianças tende a ser menor no Norte e no Nordeste (tanto urbano como rural). Uma das razões para isso é certamente a maior deficiência de serviços públicos nessas regiões. No Sudeste e no Nordeste, mesmo

9 Fishlow (1972), ao analisar os dados do Censo Demográfico de 1960, adota, para as áreas urbanas, duas linhas de pobreza: uma para o Nordeste e outra, 15% mais elevada, para todas as outras regiões. Rocha (1988 e 1991) utiliza linhas de pobreza diferentes para cada uma das 9 regiões metropolitanas analisadas, com base no custo de cestas de alimentos; verifica-se que não há diferenças sistemáticas entre as grandes regiões, sendo que em 1989, considerando valores *per capita*, as duas linhas de pobreza mais baixas são as de Fortaleza e Curitiba, e as duas mais altas são as de São Paulo e Belém. (Rocha, 1991, p. 452) Cabe ressaltar que, além de determinar a proporção de pobres, Rocha também analisa várias características das condições de vida da população pobre, incluindo o acesso a diversos serviços públicos, constatando a desvantagem das metrópoles do Norte e do Nordeste sob esse aspecto. Ver, também, as linhas de pobreza para 1990 em Rocha (1995, p. 27).

depois de descontado o efeito da renda, verifica-se que as crianças das áreas rurais são estatisticamente mais baixas que as das áreas urbanas. Isso não é verdade para as regiões Sul e Centro-Oeste, onde não há diferença significativa de estatura entre crianças de áreas urbanas e áreas rurais, depois de considerado o efeito da renda domiciliar *per capita*.

A análise da relação entre proporção de crianças muito baixas (com escore *Z* de altura para idade menor do que -2) e diversas medidas de pobreza absoluta mostra que a utilização de uma mesma linha de pobreza não leva a superestimar a pobreza rural, se admitirmos que a proporção de crianças muito baixas reflete apropriadamente o grau de pobreza. Verifica-se que a proporção de crianças muito baixas é bastante semelhante em áreas urbanas e rurais quando a comparação é feita dentro dos mesmos estratos de rendimento domiciliar *per capita*.

No que se refere às diferenças regionais, verifica-se que a proporção de crianças com escore *Z* de altura para idade menor do que -2 tende a ser maior nas regiões Norte e Nordeste, mesmo depois de considerado o efeito de medidas de pobreza calculadas considerando uma mesma linha de pobreza para todo o território nacional.

Bibliografia

- Dean, A. G. *et alii*. *Epi Info*, Version 5. a word processing, database, and statistics program for epidemiology on micro-computers. Atlanta, Georgia, USA: Centers for Disease Control, 1990.
- Fishlow, A. Brazilian size distribution of income. *American Economic Review*, v. 62, n. 2, p. 391-402, maio 1972.
- Foster, J., Greer, J. & Thorbecke, E. A class of decomposable poverty measures. *Econometrica*, v. 52, n. 3, p. 761-766, 1984.
- Habicht, J. P., Martorell, R., Yarbrough, C., Malina, R. M. & Klein, R. E. Height and weight standarts for preschool children - how relevant are ethnic differences in growth potential? *The Lancet*, 6 de abril de 1974, p. 611-614.
- Hoffmann, R. Pobreza, insegurança alimentar e desnutrição no Brasil. *Estudos Avançados*, n. 9, v. 24, p. 1-14, maio-ago. 1995a.
- _____ Pobreza e desnutrição de crianças no Brasil: diferenças regionais e setoriais. *XXIII Encontro Nacional de Economia*, ANPEC, Anais, v. 2, p. 442-453, Salvador, dez. 1995b.

- Kassouf, A. L. Função de produção de saúde em diferentes regiões e setores do Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 23, n. 3, p. 547-570, 1993.
- _____. A demanda de saúde infantil no Brasil por região e setor. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 24, n. 2, p. 235-260, 1994.
- Monteiro, C. A. O mapa da pobreza no Brasil. *Cadernos de Nutrição* 4, p. 1-6, 1992.
- _____. A dimensão da pobreza, da fome e da desnutrição no Brasil. *Estudos Avançados*, v. 9, n. 24, p. 195-207, maio-ago. 1995a.
- _____. Pobreza absoluta, desnutrição e desigualdades regionais no Brasil. In: Barros, R. P. & Urani, A. (orgs.), *1º relatório sobre desigualdade de renda e pobreza no Brasil. Parte II: Consequências*. Rio de Janeiro: IPEA, março de 1995b.
- Monteiro, C. A.; Benício, M. H. D'A. & Gouveia, N. C. Saúde e nutrição das crianças brasileiras no final da década de 80. In: *Perfil estatístico de crianças e mães no Brasil: aspectos de saúde e nutrição de crianças no Brasil*, 1989. IBGE. 1992
- Rocha, S. Linhas de pobreza para as regiões metropolitanas na primeira metade da década de 80. XVI Encontro Nacional de Economia, Belo Horizonte, dez. 1988. *Anais*, v. 4, p.81-96.
- _____. Pobreza metropolitana: balanço de uma década. In *Perspectivas da Economia Brasileira-1992*. Rio de Janeiro: IPEA, p. 449-469, 1991.
- _____. Renda e pobreza no Brasil. *Rev. Bras. Estudos Pop.*, v. 10, n. 1-2, p. 99-106, 1993.
- _____. *Governabilidade e pobreza - o desafio dos números*. Rio de Janeiro: IPEA, fevereiro de 1995 (Texto para Discussão nº 368).
- Sen, A. Poverty: an ordinal approach to measurement. *Econometrica*, v. 44, n. 2, p. 219-231, 1976.
- Silva, M. V & Sturion, G. L. Censo antropométrico das crianças dos Centros Educacionais e Creches da Prefeitura Municipal de Piracicaba, SP. Relatório de Pesquisa, Departamento de Economia Doméstica, ESALQ-USP, 1995.
- WHO (World Health Organization). *Physical status: the use and interpretation of anthropometry*. Who Technical Report Series 854, 1995.
- Wood, C. H. & Carvalho, J. A. M. *A demografia da desigualdade no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA (Série PNPE 27). 1994.

