

Déficit estatural em crianças em idade escolar: uma análise multivariada de possíveis fatores de risco, Pernambuco - 1997

Laurentino GEC, Arruda IKG, Raposo MCF, Batista Filho M

Universidade Federal de Pernambuco-UFPE. Brasil.
Instituto Materno Infantil de Pernambuco-IMIP. Brasil.

RESUMO. Utilizando dados da II Pesquisa Estadual Sobre Alimentação, Saúde e Nutrição do Estado de Pernambuco-Brasil, desenvolvida em 1997, analisou-se o estado nutricional e alguns fatores de risco de 894 crianças em idade escolar (6 a 12 anos) do Estado de Pernambuco - Brasil. O ponto de corte usado na avaliação nutricional foi o limite referente a -2 escore-Z, tendo como padrão de referência o NCHS. A prevalência do nanismo nutricional no estado foi de 16,9% e o espaço geográfico mais atingido o Interior Rural com 27,1%. A análise bi-variada mostrou que o baixo nível socioeconômico das crianças e de suas famílias está associado à ocorrência do déficit estatural e, o modelo de regressão logística indicou as variáveis: local de residência, gênero, tratamento da água de beber, déficit de escolaridade e renda per capita como principais determinantes do nanismo nutricional. A análise conjunta dos múltiplos fatores explicativos para o déficit estatural encontrado nas crianças estudadas, mostrou que a probabilidade de uma criança em idade escolar apresentar déficit estatural variou, dependendo dos fatores de risco considerados, de 1,5 a 60,3% configurando assim, diferentes "cenários" epidemiológicos. O estudo concluiu ainda que no Estado de Pernambuco o déficit estatural constitui um problema de saúde pública especialmente para as crianças em idade escolar residentes nas áreas rurais, retratando duas realidades epidemiológicas bem diferentes entre os meios urbanos e rurais.

Palavras chaves: Nanismo nutricional, Saúde escolar, Escolares, Déficit Estatural.

SUMMARY. Height deficit in school aged children: a multivariate analysis of possible risk factors, Pernambuco-1997 The nutritional status and some risk factors in 894 school children (ages 6 to 12) in the State of Pernambuco, Brazil, were analyzed based on the data collected by the Second State Research on Nourishment, Health and Nutrition carried out in 1997. The cutoff point used in the nutritional evaluation was the limit referring to -2 score-Z, being the NCHS the reference standard. The prevalence of stunting in the state was of 16.9%. Rural areas were more affected, reaching 27.1%. Bivariate analysis showed that the low socioeconomic level of the children and their families is associated with the occurrence of stunting. The logistic regression model pointed the variables: residence location, gender, access to treated potable water, low education, and per-capita income as the main determinants in stunting. The conjunct analysis of all the factors that explain the malnutrition found among the school children studied showed that the probability of a school-aged child to present height deficit varied from 1.5 to 60.3% depending on the risk factors taken into account, therefore showing different epidemiological "scenarios." The study also concluded that in the State of Pernambuco the height deficit constitutes a public health problem especially for school children in rural areas, showing two very different epidemiologic realities between urban and rural areas.

Key words: Stunting, Health in school children, School-aged children, Height deficit.

INTRODUÇÃO

O retardo estatural, denominado "stunting" na literatura internacional (1,2) ou "nanismo" nutricional, expressão preferida por autores brasileiros (3,4), constitui a característica antropométrica que melhor representa o quadro epidemiológico da desnutrição energético-proteica tanto em nível mundial (5) quanto nacional (6).

Afetando o crescimento esquelético e, assim, comprometendo a medida dominante das relações corporais (a estatura), os efeitos sinérgicos da desnutrição primária e

dos estresses infecciosos de elevada prevalência e relevante ação patogênica se refletem, cumulativamente, no retardo do crescimento linear, estabelecendo padrões fenotípicos que definem, no tempo, espaço geográfico e em relação a diferentes grupos populacionais, o resultado dos ajustes entre o potencial genético e as condições do meio ambiente. Com esta compreensão, além do interesse específico na área de nutrição, os estudos sobre os parâmetros de estatura representam um indicador genérico das condições coletivas de saúde (7,8).

Em função do reconhecimento consensual de sua

importância no período crítico dos primeiros meses e anos de vida, o crescimento e o estado de nutrição de crianças menores de cinco anos têm sido objetos de incontáveis estudos clínicos e epidemiológicos em todo o mundo, principalmente nos países e regiões onde as condições socioeconômicas são adversas, configurando os ecossistemas da pobreza, com suas várias representações e componentes (9,10). No entanto, na idade escolar, o processo de crescimento físico e, mais genericamente a própria condição nutricional, não têm sido devidamente valorizados, sendo escassas as pesquisas que tratam da magnitude do problema, suas características e fatores associados.

Tal desinteresse resulta, possivelmente, das evidências de que o crescimento na idade escolar reflete o efeito cumulativo e residual de processos prévios, que seriam cruciais nos primeiros anos de vida, quando efetivamente, o problema deveria ser considerado como de saúde pública. A valorização deste conceito pode ser representada na recomendação, em grande parte promovida por alguns organismos internacionais (11) de que a avaliação da estatura dos escolares poderia ser referenciada, por razões de facilidade logística, como uma forma indireta de se estimar a própria situação dos menores de cinco anos, de aferição mais difícil, demorada e custosa. Seria, portanto, um indicador *proxi*, fundamentada na hipótese de colinearidade das duas situações (11,12).

No caso do Brasil e, em grande parte dos países latino-americanos, três aspectos devem ser considerados, justificando o interesse próprio de se avaliar o crescimento e o estado nutricional dos escolares. Em primeiro lugar, o rápido processo de transição nutricional, implicando em diferenças sensíveis entre os dois grupos etários, menores de cinco anos e escolares, separados por um período de cinco a oito anos (13). O segundo, se refere ao caráter socialmente seletivo das escolas, de forma que parte considerável das crianças em idade escolar não se acha matriculada na rede de ensino, deixando, assim, de representar a composição do universo social (14). O terceiro argumento refere-se a associação evidenciada em estudos no Brasil do estado nutricional com o desempenho no processo de aprendizagem (15,16).

É, portanto, nesta perspectiva que se justifica o presente estudo que, utilizando dados da II Pesquisa de Saúde e Nutrição do Estado de Pernambuco-1997, teve como objetivo principal a identificação de fatores socioeconômicos e biológicos que pudessem melhor explicar o nanismo nutricional em crianças em idade escolar do Estado de Pernambuco de modo a contribuir na definição e avaliação de políticas públicas mais adequadas à resolução do problema.

CASUÍSTICA E MÉTODO

O estudo, do tipo corte transversal, foi desenvolvido tendo como fonte principal de dados o arquivo da II Pesquisa Estadual de Saúde e Nutrição do Estado de Pernambuco – 1997. O detalhamento do método utilizado no referido estudo se encontra disponível em publicação própria (17). A amostra do tipo probabilística (aleatória estratificada) e estatisticamente representativa para as três áreas geográficas estudadas, Região Metropolitana do Recife-RMR, Interior Urbano-IU e Interior Rural-IR, foi definida para permitir representação das crianças menores de cinco anos. Entretanto, é possível considerar que as crianças em idade escolar, residentes em habitações onde foram encontrados os menores de cinco anos, quase sempre, irmãs, representem o universo de crianças nesta idade para o Estado de Pernambuco. Desta forma, foram identificadas 1.013 crianças em idade escolar, na faixa etária de 6 a 12 anos, dos quais, 119 (11,7%) não foram estudados por falta de informações antropométricas, totalizando 894 escolares pesquisados.

A variável dependente estudada foi o *déficit* estatural segundo o indicador altura/idade (A/I), tomando-se como ponto de corte o limite referente a -2 escore-Z ($Z < -2$), tendo como referência o padrão do *National Center of Health Statistics (NCHS)*, recomendado pela Organização Mundial de Saúde para uso internacional na avaliação nutricional de crianças (1). Assim, foram consideradas baixas para a idade as crianças classificadas abaixo de -2 escore-Z ($Z < -2$) e eutróficas (altura adequada para a idade) aqueles com valores maiores ou iguais a -2 ($Z \geq 2$). Neste trabalho, o termo “escolar” por vezes será utilizado como referência às crianças em idade escolar.

Para o estudo de associação entre o *déficit* estatural e os possíveis fatores de risco, foram utilizadas, além de variáveis biológicas como gênero e idade, algumas variáveis socioeconômicas da família e a variável “*déficit* de escolaridade”. Para a escolha desta variável partiu-se do pressuposto de que a escola, sendo considerada um espaço estratégico para formação de hábitos alimentares saudáveis e para o acesso a uma alimentação adequada, pode funcionar como um fator de proteção (18).

Embora os mecanismos utilizados para a coleta dos dados na II Pesquisa Estadual de Saúde e Nutrição do Estado de Pernambuco-1997 (17), da qual se originou este estudo, não permitam afirmar que durante a sua realização as crianças em idade escolar estivessem freqüentando a escola, as informações sobre a última série cursada possibilitaram estimar o *déficit* de escolaridade. Assim, a partir da informação disponível sobre a última série cursada no ensino fundamental foi calculada a variável *déficit* de escolaridade, usando o seguinte critério: crianças de 6 e 7

anos de idade não tem *déficit* de escolaridade (valor=0); crianças de 8 anos, teoricamente, deveriam contar um ano de escolaridade e, caso não tivessem, teriam um ano de *déficit* de escolaridade, no mesmo raciocínio; crianças de 9 anos poderiam ter um ou, no máximo, dois anos de *déficit*, e assim por diante, até um máximo de 4 anos de *déficit* de escolaridade para crianças de 11 anos que nunca foram à escola, ou que não tivessem concluído pelo menos a primeira série.

A idade, avaliada em anos, foi categorizada em duas faixas etárias, de 6 a menos de 10 (6-10) e maior ou igual a 10 (≥ 10). As variáveis socioeconômicas estudadas foram: abastecimento de água, através da rede geral (com canalização interna) e de outras formas (incluindo poço ou nascente, chafariz, rede geral sem canalização interna e outras formas); tratamento da água de beber, considerando tratada (fervida, filtrada, mineral ou clorada) e sem tratamento (coada, sem tratamento e outras formas); esgotamento sanitário: sanitário ligado à rede geral, sanitário ligado à fossa com tampa e outras formas (incluindo sanitário ligado à fossa rudimentar); destino do lixo, coletado e outras formas (incluindo a colocação em terreno baldio e outras formas); posse de geladeira; renda familiar mensal e renda *per capita*.

Para a renda familiar mensal foram consideradas as rendas totais da família incluindo renda do trabalho e de outras fontes. A renda então obtida foi transformada para efeito de análise comparativa, em frações do salário mínimo (SM) adotando-se as seguintes categorias: abaixo de 1 SM ($< 1SM$), de 1 a menos de 2 SM (1-2) e maior ou igual a 2 SM ($\geq 2SM$). A renda *per capita* foi calculada dividindo-se a renda familiar total pelo número de pessoas do domicílio. Tal como no caso da renda familiar, utilizouse a transformação para salário mínimo, adotando-se a seguinte estratificação: abaixo de $\frac{1}{2}$ do SM ($< 0,25$), de $\frac{1}{2}$ a menos de meio SM (0,25-0,50) e maior ou igual a 0,50 SM ($\geq 0,50$). Na ocasião da pesquisa um salário mínimo correspondia à R\$120,00 (equivalente a US\$ 113,42).

Para a análise estatística dos resultados foi feita, inicialmente, uma análise bivariada adotando-se o teste Qui-quadrado (χ^2) de associação de Pearson e, quando pertinente, a correção de Yates, para testar a associação entre o estado nutricional e os possíveis fatores de risco, além de calcular o valor da *Odds Ratio* (OR) para ocorrência de *déficit* estatural, em algumas situações de interesse. No caso de variáveis com mais de duas categorias, sendo estas ordinais, foi utilizado o teste Qui-quadrado para tendência linear.

Posteriormente, foi ajustado um modelo de regressão logística, considerando como resposta de interesse a ocorrência de *déficit* estatural ($Y=1$ representando a criança com *déficit* e $Y=0$ a criança eutrófica) e, como

fatores de risco, denominados variáveis explicativas, todas aquelas variáveis biológicas e socioeconômicas com associação estatística com a condição nutricional das crianças em idade escolar, utilizando como critério de seleção o método *stepwise*.

Para aplicação do modelo de regressão foram consideradas como variáveis "candidatas" aquelas que na análise bi-variada apresentaram um nível de significância de no máximo 10%, para então aceitar como variáveis participantes do modelo aquelas com valor máximo de 5%, garantindo, desta forma, 95% de confiança em todos os cálculos ($p \leq 0,05$). No caso da variável *déficit* de escolaridade, foi utilizado a quantidade de anos de *déficit* como uma variável contínua e não categórica. A partir do modelo ajustado, foi possível estimar a probabilidade de *déficit* estatural, nas crianças em idade escolar, controlando-se os possíveis fatores de risco.

Como plataforma computacional foram utilizados os *software's* EPI-INFO, versão 6.02 e SPSS, versão 10.0 para Windows.

RESULTADOS

Na Tabela 1 estão contidas as análises efetuadas para estabelecer possíveis relações entre o estado nutricional das crianças em idade escolar e fatores biológicos e socioeconômicos. Conforme observado, a prevalência de *déficit* estatural ($Z < -2$) no Estado de Pernambuco foi de 16,9%. Entre os estratos geográficos, o IR foi a região que apresentou os maiores percentuais (27,1%), sendo praticamente equivalentes no IU (8,8%) e na RMR (9,6%).

Escolares residentes no IR apresentaram maiores riscos de *déficit* estatural (OR= 3,48) quando comparados com aqueles residentes na RMR. Para o total da amostra, com exceção da idade, todas as variáveis estudadas se mostraram estatisticamente associadas ao estado nutricional dos escolares avaliados, conforme se pode constatar na Tabela 1. Em todos os casos, observase pelos valores das OR que a prevalência de *déficit* estatural aumenta à medida que pioram as condições socioeconômicas. Com relação ao *déficit* de escolaridade, constatase que, quanto maior o *déficit* maior a prevalência de crianças com baixa estatura. Assim, crianças com 4 anos de *déficit* de escolaridade tem uma chance 5,24 vezes maior de apresentar baixa estatura em relação aos que não tem *déficit*. O esgotamento sanitário feito por "outras formas" determinou risco de baixa estatura 7,36 vezes maior do que quando realizado pela rede geral. A prevalência de *déficit* estatural foi inversamente proporcional à renda, observandose que escolares com renda *per capita* inferior a $\frac{1}{2}$ do SM estão expostos a riscos 10,72 vezes maior em relação ao grupo com renda maior ou igual a $\frac{1}{2}$ SM *per capita*.

TABELA 1.
Prevalência de *déficit* estatural em crianças em idade escolar, segundo algumas variáveis de interesse, Pernambuco -1997. (continua)

VARIÁVEIS	Total ⁽¹⁾ N	ALTURA/IDADE				OR	ESTAT.
		Z < -2		Z ≥ 2			
		N	%	N	%		
Local de residência							
RMR	249	24	9,6	225	90,4	1	$\chi^2=49,88$ p=0,0000
IU	261	23	8,8	238	91,2	0,91	
IR	384	104	27,1	280	72,9	3,48	
ESTADO	894	151	16,9	743	83,1	-	
Gênero							
Feminino	459	59	12,9	400	87,1	1	$\chi^2=10,37$ p=0,0013
Masculino	435	92	21,1	343	78,9	1,82	
Idade (em anos)							
6 —10	645	103	16,0	542	84,0	1	$\chi^2=1,17$ p=0,2784
10 —12	249	48	19,3	201	80,7	1,26	
Déficit de escolaridade (em anos)							
0	562	72	12,8	490	82,7	1	
1	156	30	19,2	126	80,8	1,62	$\chi^2=25,36$ (*) p=0,0000
2	96	24	25,0	72	75,0	2,27	
3	57	15	26,3	42	73,7	2,43	
4	23	10	43,5	13	56,5	5,24	
Abastecimento de água							
Rede Geral	412	37	9,0	375	91,0	1	$\chi^2=33,02$ p=0,0000
Outras Formas	482	114	23,7	368	76,3	3,14	
Tratamento de água de beber							
Tratada	439	42	9,6	397	90,4	1	$\chi^2=31,94$ p=0,0000
Sem Tratamento	455	109	24,0	346	76,0	2,98	

Os totais não são necessariamente iguais devido à eventual falta de informação em relação ao registro de algumas variáveis.

(*) Resultado do teste Qui-quadrado para tendência.

Os resultados dos testes estatísticos de associação entre a condição nutricional e as variáveis biológicas e socioeconômicas em cada estrato geográfico, encontram-se apresentados de forma resumida na Tabela 2. Observase que na RMR apenas as variáveis tratamento da água de beber, posse de geladeira e renda *per capita* se mostraram estatisticamente associadas ao estado nutricional. No IU

apenas a variável renda *per capita* se associou com o estado nutricional das crianças investigadas, enquanto no IR, o gênero, tratamento da água de beber, renda familiar e renda *per capita* mostraram associação estatisticamente significativa com a classificação nutricional, além do *déficit* de escolaridade com p=0,0700. Em todos os estratos estudados, tal como no estado como um todo, a

TABELA 1.
Prevalência de *déficit* estatural em crianças em idade escolar, segundo algumas variáveis de interesse, Pernambuco -1997. (conclusão)

VARIÁVEIS	Total ⁽¹⁾ N	Z < -2		Z ≥ 2		OR	ESTAT.
		N	%	N	%		
ALTURA/IDADE							
Esgotamento Sanitário							
San. ligado à rede geral	175	8	4,6	167	95,4	1	$\chi^2=51,85$
San. ligado à fossac/tampa	293	32	10,9	261	89,1	2,56	p=0,0000
Outras Formas	426	111	26,1	315	73,9	7,36	
Destino do Lixo							
Coletado	368	29	7,9	339	92,1	1	$\chi^2=35,09$
Outras Formas	526	122	23,2	404	76,8	3,53	p=0,0000
Posse de Geladeira							
Tem	441	42	9,5	399	90,5	1	$\chi^2=32,62$
Não Tem	453	109	24,1	344	75,9	3,01	p=0,0000
Renda Familiar							
≥2SM	416	46	11,1	370	88,9	1	
1 — 2SM	264	53	20,1	211	79,9	2,02	$\chi^2=20,85^{(*)}$
≥1SM	186	47	25,3	139	74,7	2,72	p=0,0000
Renda <i>per capita</i>							
≥0,50	195	6	3,1	189	96,9	1	
0,25 — 0,50	285	42	14,7	243	85,3	5,44	$\chi^2=47,29^{(*)}$
< 0,25	386	98	25,4	288	74,6	10,72	p=0,0000

Os totais não são necessariamente iguais devido à eventual falta de informação em relação ao registro de algumas variáveis.

(*) Resultado do teste Qui-quadrado para tendência.

renda *per capita* apresentou uma associação inversamente proporcional com a ocorrência percentual de *déficit* estatural, que diminui à medida que aumenta o nível de renda.

Os resultados apresentados em cada estrato geográfico revelaram que em todos eles as diferenças na prevalência são estatisticamente significativas segundo a renda *per capita*.

Na análise multivariada dos fatores de risco para o *déficit* estatural, feita a partir do modelo de regressão logística, foram consideradas todas as variáveis que, na análise bi-variada apresentaram um nível de significância de no máximo 10%, ou seja, foram utilizadas todas as variáveis exceto a idade das crianças. A partir destes resultados, foram calculados os valores das *odds ratios* ajustados para os fatores de risco significativos, bem como as probabilidades de baixa estatura estimadas pelo modelo em cada situação de interesse.

A Tabela 3 mostra os *odds ratios* resultantes da análise bivariada e da multivariada, constatandose que as variáveis explicativas para o *déficit* estatural em crianças em idade escolar foram: local de residência (estrato geográfico), gênero, tratamento da água de beber, renda *per capita* e *déficit* de escolaridade. Conforme pode ser observado, as variáveis que na análise bivariada determinaram as maiores chances de *déficit* estatural nos escolares investigados (renda *per capita* mais baixa e ter residência no IR) permaneceram como os maiores determinantes no modelo multivariado (OR= 5,10 e 2,50 respectivamente).

As probabilidades de *déficit* estatural em crianças em idade escolar, estimadas pelo modelo, encontramse detalhadas na Tabela 4. Observase que a probabilidade de *déficit* estatural diminui quando aumenta a renda *per capita*, com as demais variáveis controladas. Quando existe

TABELA 2.
Resultados do teste χ^2 de associação entre nutricional (altura/idade) de crianças em idade escolar e algumas variáveis de interesse por estrato geográfico, Pernambuco - 1997

VARIÁVEIS	ESTRATO		
	RMR	IU	IR
Gênero	$\chi^2_{1}=1,11$ p=0,2923	$\chi^2_{1}=0,11$ p=0,7430	$\chi^2_{1}=9,74$ p=0,0018
Idade	$\chi^2_{1}=0,76$ p=0,3843	$\chi^2_{1}=0,04$ p=0,8354	$\chi^2_{1}=0,67$ p=0,4119
Déficit de escolaridade	(**)	(**)	(**)
Abastecimento de água	$\chi^2_{1}=1,08$ p=0,2981	$\chi^2_{1}=0,00$ p=0,9789	$\chi^2_{1}=2,70$ p=0,1005
Tratamento de água de beber	$\chi^2_{1}=6,28$ p=0,0122	$\chi^2_{1}=0,00$ p=0,9789	$\chi^2_{1}=11,91$ p=0,1005
Esgotamento Sanitário	$\chi^2_{2}=4,83$ p=0,0895	$\chi^2_{2}=3,10$ p=0,2123	(**)
Destino do lixo	$\chi^2_{1}=0,59$ p=0,4407	$\chi^2_{1}=0,43$ p=0,5116	$\chi^2_{1}=3,73$ p=0,0535
Posse de geladeira	$\chi^2_{1}=5,32$ p=0,0210	$\chi^2_{1}=1,97$ p=0,1601	$\chi^2_{1}=3,44$ p=0,0636
Renda Familiar	$\chi^2_{2}=1,21$ p=0,2711	$\chi^2_{2}=3,665^{(*)}$ p=0,0556	$\chi^2_{2}=6,21$ p=0,0127
Renda <i>per capita</i>	$\chi^2_{2}=6,49^{(*)}$ p=0,0108	$\chi^2_{2}=8,039^{(*)}$ p=0,0046	$\chi^2_{2}=14,82^{(*)}$ p=0,0000

(*) Resultado do teste Qui-quadrado para tendência.

(**) Devido às restrições de amostra, não foi possível fazer o teste para estratos geográficos

tratamento da água de beber as probabilidades de uma criança em idade escolar apresentar *déficit* estatural são menores comparadas às situações do não tratamento. Em relação à interferência do *déficit* de escolaridade constata-se que as probabilidades de baixa estatura são bem maiores para crianças com 4 anos de *déficit* comparado com aquelas que não tem *déficit*, controlando-se as demais variáveis significativas. Pode-se destacar ainda que na melhor condição (residir no IU, ser do gênero feminino, não ter *déficit* de escolaridade, utilizar água de beber tratada e ter a melhor condição de renda) o escolar tem apenas 1,5% de probabilidade de apresentar *déficit* de estatura, enquanto

na pior condição (residir no IR, ser do gênero masculino, ter quatro anos de *déficit* de escolaridade, não tratar a água de beber e ter renda *per capita* inferior a 0,25 (SM) esta probabilidade se eleva para 60,3% .

DISCUSSÃO

Em termos estatísticos e de acordo com a curva normal de crescimento, espera-se, em uma população sadia e com oportunidade de se desenvolver fisicamente sem restrições de natureza ambiental, menos de 1% de *déficit* antropométrico grave e cerca de 2,3% de *déficit* modera-

TABELA 3.
Resumo dos resultados das análises bi e multivariada para explicar o *déficit* estatural em crianças em idade escolar, Pernambuco -1997.

Variáveis	Análise bi-variada ⁽¹⁾	Análise multivariada ⁽¹⁾
	OR(IC)	OR(IC)
Local de residência ⁽²⁾		
RMR	1	1
UR	0,91(0,50; 1,65)	0,94 (0,50; 1,75)
Gênero		
Feminino	1	1
Masculino	1,82 (1,27; 2,60)	1,97 (1,25; 2,89)
Tratamento de água de beber		
Tratada	1	1
Sem Tratamento	1,98 (2,03; 4,37)	1,89 (1,24; 2,89)
Renda <i>per capita</i> (*)		
< 0,50	1	1
0,25 — 0,50	5,44 (2,27; 13,07)	2,94 (1,26; 6,86)
< 0,25	10,72 (4,61; 24,94)	5,10 (2,23; 11,63)
Déficit de escolaridade ⁽²⁾		
(Em anos) ⁽²⁾		
0	1	1.24 (1,06; 1,46)
1	1,62 (1,01; 2,59)	
2	2,27 (1,34; 3,83)	
3	2,43 (1,28; 4,60)	
4	5,24 (2,21; 12,38)	

(*) teste Qui-quadrado para tendência

(1) Todos com $p < 0,01$; (2) Variável considerada na análise multivariada como contínua.

do. Se em um determinado grupo populacional for constatado que a proporção de crianças cujo escore-Z do indicador utilizado na avaliação nutricional é substancialmente superior a 2,3%, tem-se um indicativo de que as condições de saúde e nutrição são inadequadas (1,5).

Os resultados deste trabalho mostraram uma prevalência de (16,9%) de *déficit* estatural (grave/moderado) nas crianças em idade escolar do Estado de Pernambuco e, portanto, muito superior ao esperado para uma população sadia. Na verdade, este resultado constitui um achado frequente na maioria dos estados nordestinos. Três censos de altura de escolares realizados na década de 90 nos Estados da Paraíba (19), Ceará (20) e Piauí (21) encontraram prevalências de *déficits* estaturais ($Z < -2$) de 17,86%, 17,2% e 28% respectivamente. No Estado de Sergipe, na mesma década, um diagnóstico de saúde escolar da cidade de Aracaju encontrou 39,5% de *déficit* estatural com as formas grave/moderada atingindo 11,0% (22). Já estudos

envolvendo escolares de outras regiões brasileiras evidenciaram prevalências bem mais baixas como em Osasco, na Grande São Paulo, onde a prevalência do retardo de crescimento ($Z < -2$) foi de 4,8% (23). Na cidade do Rio de Janeiro, Anjos et al. (24), encontraram uma prevalência de *déficit* estatural de 1,9 e 2,8% respectivamente para meninas e meninos indicando que o *déficit* de estatura não constitui um problema encontrado em escolares deste município. Em Florianópolis, capital de Santa Catarina, Corso et al. (25) evidenciaram uma prevalência de 3,1% de *déficit* estatural nos escolares estudados.

Desta forma, observase que a prevalência de *déficit* estatural em crianças em idade escolar do Estado de Pernambuco assemelha-se à encontrada em outros estados nordestinos como Paraíba e Ceará, apresentando valores bem acima dos encontrados em populações que desfrutam de melhores condições socioeconômicas, confirmando uma realidade que vem se mantendo durante décadas, de

TABELA 4.
 Probabilidades estimadas de *deficit* em crianças em idade escolar, segundo variáveis explicativas (%)
 Pernambuco -1997.

Déficit de escolaridade	Estrato	Gênero	Água de beber não tratada			Água de bebe tratada		
			Renda <i>per capita</i>			Renda <i>per capita</i>		
			<0,25	0,25 —0,5	≥0,50	<0,25	0,25 —0,5	≥0,25
Quatro anos de <i>deficit</i>	IR	Mas	60,3	47,7	24,1	45,4	33,0	14,7
		Fem	44,8	32,5	14,4	30,5	20,7	8,3
	IU	Mas	37,9	26,5	11,2	24,8	16,4	6,4
		Fem	24,4	16,0	6,2	14,9	9,4	3,5
	RMR	Mas	39,2	27,7	11,8	25,9	17,2	6,7
		Fem	25,4	16,8	6,6	15,6	9,9	3,7
Sem <i>deficit</i>	IR	Mas	39,1	27,6	11,7	25,8	17,1	6,7
		Fem	25,3	16,7	6,6	15,5	9,8	3,7
	IU	Mas	20,3	13,1	5,0	12,1	7,6	2,8
		Fem	11,9	7,4	2,7	6,8	4,1	1,5
	RMR	Mas	21,2	13,8	5,3	12,7	8,0	2,9
		Fem	12,5	7,8	2,9	7,2	4,4	1,6

que as crianças nordestinas estão expostas a riscos de desnutrição bem superiores àqueles encontrados nas demais macrorregiões do país como Sul, Sudeste e Centro-Oeste (26).

Outra constatação, já bem consolidada, é a grande diferença na prevalência da desnutrição entre populações urbanas e rurais. Sabidamente, as zonas rurais são as que reúnem as piores condições de vida, com interferência direta sobre a saúde de seus moradores: Assim, o fato de 9,6% das crianças em idade escolar da RMR terem sido classificadas como casos de nanismo enquanto no IR este valor foi quase três vezes maior (27,1%) vêm confirmar outros achados (19,27) de que o *deficit* estatural tem predomínio significativamente maior em escolares do meio rural.

Os resultados obtidos a partir da análise bivariada, realizada em cada estrato geográfico, mostraram que em todos eles, as diferenças na prevalência, são estatisticamente significantes segundo a renda *per capita*. A importância dos níveis de renda na determinação de condições de saúde e nutrição é um fato inquestionável. Trata-se de um papel universalmente reconhecido, embo-

ra apresentando efeitos bem diferenciados em diferentes contextos ou ecossistemas de vida. Uma relação inversa entre renda e desnutrição constitui achado bastante frequente verificandose diminuição no percentual de crianças desnutridas à medida que aumenta a renda (28,29). No estudo em tela, à mesma tendência foi observada com os maiores percentuais de *deficit* estatural nos escolares sendo encontrado nas famílias de menor renda, diminuindo à medida que melhora a renda.

Na análise bivariada observouse que no Estado de Pernambuco, com exceção da idade, as demais variáveis estudadas estiveram estatisticamente associadas ao *deficit* estatural das crianças pesquisadas. Após inclusão, destas variáveis, no modelo multivariado, permaneceram significantes as variáveis: local de residência (estrato geográfico), gênero, tratamento da água de beber, *deficit* de escolaridade e renda *per capita*.

O maior *deficit* estatural encontrado no gênero masculino está de acordo com outros trabalhos realizados em escolares (19,27,30), entretanto, as explicações não têm sido, até o momento, muito conclusivas. Segundo Carvalho et al. (27) as diferenças observadas no estado

nutricional entre escolares do gênero masculino e feminino são constatações que vêm sendo consolidadas. Mais recentemente, além de fatores constitucionais e biológicos, certos comportamentos, de caráter provavelmente antropológico, como práticas alimentares, atividades físicas e cuidados diferenciados das mães podem interferir nestas diferenças. Outra hipótese pode estar relacionada ao fato de que o padrão de referência (NCHS) subestime o *déficit* de altura em meninos (30). Neste sentido, tornam-se necessárias investigações mais específicas que possam melhor explicar as diferenças observadas entre os gêneros no que se refere ao estado nutricional.

A influência das condições socioeconômicas e ambientais sobre a estatura do indivíduo vem sendo constantemente investigada. Em Americana, Estado de São Paulo, Silva (28), verificou que a classificação nutricional dos escolares piorava sob condições desfavoráveis de abastecimento de água e esgotamento sanitário. Martins et al. (31), observaram riscos 1,7 vezes maior de baixa estatura em crianças e adolescentes que não tinham acesso a água tratada quando comparadas àquelas com melhor infraestrutura de saneamento. No presente estudo constatouse que ter ou não acesso a condições sanitárias adequadas é um diferencial importante para o estado nutricional na medida em que os resultados do modelo multivariado revelaram riscos quase duas vezes maiores para os escolares que não utilizavam água de beber tratada quando comparados com aqueles que bebiam água tratada.

Tal vez um dos aspectos, mais singulares do presente estudo seja a análise entre o estado nutricional e o *déficit* de escolarização das crianças avaliadas, constatandose que as crianças com os maiores *déficits* de escolaridade foram também as que apresentaram as maiores prevalências de baixa estatura. Portanto, estes resultados sugerem que a escola pode funcionar como fator de proteção na medida em que constitui um espaço estratégico na formação de hábitos alimentares saudáveis, acesso a uma alimentação adequada, melhoria das condições nutricionais – por meio do Programa de Merenda Escolar – e, incentivo à prática de atividades físicas (18,32).

Como considerações finais, deve-se atentar para a análise dos fatores explicativos do *déficit* estatural encontrado nas crianças estudadas que permitiu, pelo modelo de regressão logística, calcular a probabilidade de que uma criança em idade escolar do Estado de Pernambuco vir a ter baixa estatura, configurando diferentes “cenários” epidemiológicos combinando diferentes fatores com diferentes graus de intensidade. Desta forma, ao controlar os fatores de risco significativos para explicar o *déficit* estatural, estima-se em 60,3% a probabilidade de que uma criança em idade escolar apresentar baixa estatura se ele reside no IR, é do gênero masculino, não utiliza tratamen-

to da água de beber, tem um *déficit* de escolaridade de 4 anos e a renda *per capita* é inferior a 0,25 do SM. Como contraponto, esta probabilidade seria de apenas 1,5% no caso de residir no IU, ser do gênero feminino, utilizar água de beber tratada, não ter *déficit* de escolaridade e a renda *per capita* ser superior a 0,5 do SM, o que traduz uma probabilidade menor do que a esperada para a população tomada como referência de normalidade (NCHS), em que a chance teórica desta ocorrência seria de 2,3% (1,5).

Convém ainda ressaltar que no desenvolvimento do modelo de análise multivariada, com desdobramentos para os três grandes espaços geográficos estudados, evidenciase que os resultados obtidos para o conjunto do Estado de Pernambuco achamse decisivamente influenciados pela magnitude da ocorrência do *déficit* estatural em escolares do meio rural e pelos fatores de risco explicativos do problema neste estrato geográfico. Em outras palavras, descartandose a participação da amostra de crianças do meio rural, seria outra a prevalência do problema e seriam outros os componentes de risco implicados na sua determinação. São, portanto, duas realidades epidemiológicas bem diferentes, entre os meios urbanos (RMR e IU) e o rural (IR), seja descritivamente (segundo a prevalência), seja sob o aspecto analítico, representado pelo elenco de marcadores de risco.

REFERENCIAS

1. WHO (World Health Organization). Use and interpretation of anthropometric indicators of nutritional status. Bull World Health Organ 1986; 64: 929-41.
2. Waterlow JC. Protein-energy malnutrition the nature and extent of the problem. Clin Nutr 1997; 16 (Suppl 1): 3-9.
3. Marcondes E. Nanismo Nutricional. In: Marcondes E, coordenador. Crescimento e Desenvolvimento: monografias médicas. São Paulo: Sarvier; 1978. (Série: Pediatria, Volume 1). p147-161. Rissin A. Estado Nutricional de Crianças Menores de Cinco Anos: uma análise epidemiológica no Brasil e, especialmente no Nordeste, como referência para a fundamentação de programas de intervenção nutricional [dissertação de mestrado]. Recife: Instituto Materno Infantil de Pernambuco (IMIP); 1997; 146p.
4. WHO (World Health Organization). Physical status: the use and interpretation of anthropometry. Geneva: The Organization; 1995. (Technical Report Series, 854).
5. Monteiro CA, Benício MHD'A, Freitas ICM. Melhoria em Indicadores de Saúde Associados à Pobreza no Brasil dos anos 90: descrição, causas e impacto sobre desigualdades regionais. São Paulo: Núcleo de Pesquisa Epidemiológica em Nutrição e Saúde (NUPENS) da Universidade de São Paulo; 1997. (Série: A Trajetória do Desenvolvimento Social no Brasil. Número, 1); 34p.
6. Parillón CD, Valverde V, Delgado H, Newman B. Distribución político administrativa del estado nutricional según el censo de talla de niños escolares del primer grado

- en Panama. *Arch Latinoam de Nut* 1988; 38: 42-54.
8. Chile. Ministério da Saúde. Situacion de Seguridad Alimentaria: Plan Nacional de Acción en Nutrición. [Santiago]: CONAN (Comision Nacional de Alimentación y Nutricion); 1996; 80p.
 9. Bengoa JM, Williamson RR. Planificacion y Organizacion de Programas Nacionales de Nutricion. *Bol Oficina Sanitaria Panam* 1972. p. 381-398.
 10. Ruh DL, Powert C, Rodgers B. Secular trends in social class and differences in adult leight. *Intern Journ Epid* 1991; 20: 1001-9.
 11. Valverde V, Delgado H, Flores S, Sibrian R, Palmieri M. The school as a source for food and nutrition surveillance systems in Central America and Panama. *Food Nutr Bull* 1985; 7: 32-37.
 12. OPS/OMS. Organización Panamericana de la Salud. Organización Mundial de la Salud. Vigilancia Alimentaria y Nutricional in las Americas. Martorell R, Habicht JP. Indicadores Nutricionales en los sistemas de vigilancia alimentaria y nutricional. (OPS. Publicación Científica n.º 516); Washington (DC); 1989
 13. Batista Filho M, Rissin A. A transição nutricional no Brasil: tendências regionais e temporais. *Cad Saúde Pública*, 2003; 19 (Supl 1): S181-S191.
 14. Carvalho AT. Nanismo em escolares do Estado da Paraíba: uma abordagem ecológica [dissertação mestrado]. Recife: Instituto Materno Infantil de Pernambuco (IMIP); 1997; 172p.
 15. Lei DLM, Chaves SP, Lerner BR, Stefanini MLR. Retardo do crescimento físico e aproveitamento escolar em crianças do município de Osasco área metropolitana de São Paulo, Brasil. *Cad Saúde Pública* 1995; 11: 238-45.
 16. Malta DC, Goulart EMA, Costa MFFL. Estado nutricional e variáveis socioeconômicas na repetência escolar: um estudo prospectivo em crianças da primeira série em Belo Horizonte Brasil. *Cad Saúde Pública* 1998; 14: 157-64.
 17. IMIP(Instituto Materno Infantil de Pernambuco). Alimentação, Nutrição e Saúde no Estado de Pernambuco. In: Batista Filho M & Romani SAM, organizadores. Série: Publicações Científicas n.º 7 [Recife/PE]. 2002, 153 p.
 18. OPS/OMS. (Organização Panamericana da Saúde/Organização Mundial da Saúde). Escuelas Promotoras de Salud: modelo y guia para la acción. Desarrollo y Fortalecimiento de los Sistemas locales de Salud. Washington (DC): OPS/OMS.1996; 72p.
 19. Rivera F, Rivera MA, Leitão S, Carvalho A, Moura HJ, Benigna MJ, Lins ME, Santana P. A desnutrição crônica por municípios nos estudantes da primeira série do primeiro grau da sétima região educacional do Estado da Paraíba. Ver *Nutr [Pontifícia Universidade Católica de Campinas]* 1994; 7:113-31.
 20. Guerra VMCO, Oliveira AA, Souza MER, Dantas MJBL, Sá MLB, Girão MSN. Primeiro censo estadual de altura/idade dos escolares de primeira série do ensino fundamental. Fortaleza: Secretaria Estadual de Educação; 1993.
 21. Piauí. Secretaria de Educação e Cultura. Fundação de Amparo ao Estudante. Primeiro censo estadual de altura/idade dos escolares de primeira série do ensino fundamental do Estado do Piauí. Teresina: A Secretaria; 1993.
 22. Aracaju. Secretaria de Educação e Desportos, Secretaria de Saúde. Programa Nacional de Saúde Escolar. Saúde escolar: avaliação clínica e mecanismos de intervenção em alunos matriculados no ensino fundamental do município de Aracaju. Aracaju: As Secretarias; 1996.
 23. Mondini L, Monteiro CA. A coleta da altura de alunos ingressantes nas escolas de primeiro grau em um sistema de vigilância nutricional: análise dos dados antropométricos *J Pediatr [Rio de Janeiro]* 1994; 70: 273-9.
 24. Anjos LA, Castro IRR, Engstrom EM, Azevedo AMF. Crescimento e estado nutricional em amostra probabilística de escolares no Município do Rio de Janeiro, 1999. *Cad Saúde Pública [Rio de Janeiro]* 2003; 19 (Supl. 1):S171-S179
 25. Corso ACT, Buralli KO, Souza JMP. Crescimento físico de escolares de Florianópolis, Santa Catarina, Brasil: um estudo caso-controle. *Cad Saúde Pública* 2001; 17: 79-87.
 26. Benício MHD'A, Monteiro CA. Desnutrição Infantil nos Municípios Brasileiros: Risco de Ocorrência. São Paulo: Núcleo de Pesquisa Epidemiológicas em Nutrição e Saúde (NUPENS) da Universidade de São Paulo; 1997; 274p.
 27. Carvalho AT, Costa MJC, Ferreira LOC, Batista Filho M. Retardo estatural em escolares na Paraíba: variações de gênero e idade nas quatro mesorregiões fisiográficas do Estado. *Rev IMIP* 1998; 12: 24-9.
 28. Silva MV. Estado nutricional de alunos matriculados em escolas públicas de tempo integral, São Paulo, Brasil. *Arch Latinoam Nutr* 1998; 48: 18-24.
 29. Lei DLM, Freitas IC, Chaves SP, Lerner BR, Stefanini MLR. Retardo do crescimento e condições sociais em escolares de Osasco, São Paulo, Brasil. *Cad Saúde Pública* 1997; 13: 277-83.
 30. Amigo HC, Bustos PM. Factores de riesgo de talla baja en escolares chilenos de zonas rurales de alta vulnerabilidad social. *Arch Latinoam Nutr* 1995; 45: 97-101.
 31. Martins IS, Fischer FM, Oliveira DC, Teixeira LR, Costa LAR, Marinho SP, Perestrelo JPP, Latorre MRDO, Costa LA. Crescimento e trabalho de estudantes de ensino fundamental e médio em São Paulo, Brasil. *Rev Saúde Pública* 2002;36: 19-
 32. Silva MV. A trajetória do Programa de merenda escolar (1954-1994) e o estado nutricional de crianças brasileiras. *Cad de Nutrição* 1996; 11: 31-49.

Recibido: 05-10-2004

Aceptado: 03-08-2005