

## Crescimento físico de crianças da Amazônia Peruana no final da década de 80

*Gilberto Kac, Gustavo Velásquez-Meléndez*

Universidade Federal do Rio de Janeiro, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, MG, Brasil

**RESUMO.** O presente artigo apresenta dados sobre o crescimento físico de 673 crianças menores de 5 anos nascidas no final da década de 80 nos municípios de Iquitos e Punchana, Amazônia Peruana. Os dados foram coletados com base em um inquérito clínico nutricional de base populacional com amostragem aleatória estratificada. As análises estatísticas foram realizadas nos pacotes EPI-INFO 6.04 e MULTLR e incluíram, prevalências de escore-z abaixo de -2 desvios padrão, médias e desvio padrão, ANOVA, Teste t-Student e medidas de efeito (razão de prevalência e odds ratio). Os resultados demonstraram que foi alta a prevalência global de baixa estatura/idade (28,3%) e relativamente baixa a de peso/idade (12,5%). O modelo final obtido a partir da regressão logística incondicional incluiu as seguintes variáveis independentes significativamente associados ao déficit de estatura: idade da criança (RP=1,05, IC 95%:1,03-1,07); escolaridade materna 5 a 10 anos (RP=0,48, IC 95%:0,32-0,73), escolaridade materna > 10 anos (RP=0,11, IC 95%:0,01-0,89); serviços de higiene com latrina (RP=2,22, IC 95%:1,46-3,37) e sem serviços (RP=4,15, IC 95%:1,56-10,99). Estes achados corroboram a importância dos fatores ambientais na determinação da baixa estatura/idade, e sugerem que intervenções centradas na ampliação da cobertura educacional e melhorias nas condições de higiene sejam implementadas, já que para esta amostra de crianças peruanas, tanto a escolaridade materna como as condições de higiene constituíram-se em potenciais determinantes para a baixa estatura/idade.

**Palavras chave:** Antropometria, estatura, crescimento físico, Amazônia Peruana, nutrição.

### INTRODUÇÃO

A avaliação do estado nutricional infantil é considerado um procedimento de extrema importância entre as diversas ações de saúde pública. Dentro deste contexto, monitorar o crescimento físico em estatura é atividade imprescindível (1-4).

A antropometria é considerada entre os diversos métodos de avaliação nutricional, pelas vantagens que apresenta, o que mais se adequa para diagnóstico de crianças com déficit de crescimento e interpretação dos riscos associados (4,5).

A relevância epidemiológica de déficit no crescimento estatural está bem documentada para diversos países da América-Latina e do mundo (4,6-9). A prevalência média de baixa

**SUMMARY. Physical growth of children from Peruvian Amazon born in the eighties.** This paper presents data of physical growth for 673 children under 5 years born in the eighties in Iquitos and Punchana, Peruvian Amazon. The data were based on a clinical and nutritional research survey and a multiple stratified probability sample procedure was used. The statistical analysis were performed on EPI-INFO Version 6.04 and MULTLRM and included: prevalence of z-score under -2 standard deviation, means and standard deviation, ANOVA, t-test, relative risk and odds ratio. The results showed a high prevalence of low height/age (28.3%) and a relatively low for weight/age (12.5%). The final model obtained from the unconditional logistic regression included the following variables as independent factors significantly associated with low height/age: child age (RR=1.05, CI 95%:1.03-1.07); maternal education > 5 and < 10 years (RR=0.48, CI 95%:0.32-0.73), maternal education > 10 years (RR=0.11, CI 95%:0.01-0.89) and hygienic services with latrine (RR=2.22, CI 95%:1.46-3.37) and without WC (RR=4.15, CI 95%:1.56-10.99). These findings corroborate the influence of ecological factors on the determination of low height/age, and suggest that interventions should be centered on the enlargement of educational coverage and on improvements of hygienic conditions, as for this Peruvian school sample, both variables were defined as potential determinants for the low height/age.

**Key words:** Anthropometry, stature, physical growth, Peruvian Amazon, nutrition.

estatura/idade ainda era alta em alguns países da América do Sul na década de 80 como a Guatemala (56,7%); Bolívia (40,5%) e Colômbia (21%) (4).

No Peru são escassos os dados acerca do processo de crescimento infantil. Os dados disponíveis de grandes inquéritos nacionais (10-12) mostram que o déficit de estatura/idade é a condição mais prevalente, principalmente nas regiões andinas e amazônica, onde ainda permanecem pouco explorados os fatores associados a esse problema.

O presente artigo apresenta dados sobre o crescimento físico de crianças menores de 5 anos nascidas nos municípios de Iquitos e Punchana, Amazônia Peruana no final da década de 80 e seus fatores associados.

## MÉTODOS

O presente estudo foi realizado nos municípios de Iquitos e Punchana, que são os mais importantes do Departamento de Loreto, que ocupa a maior parte da extensão territorial da Amazônia Peruana. As principais atividades econômicas da população são comércio e serviços, com uma atividade industrial sustentada na extração da madeira, e petróleo em pequena escala. Os indicadores de saúde são altamente insatisfatórios, com elevadas taxas de fecundidade, mortalidade infantil e materna.

O estudo foi realizado a partir de um banco de dados produzido durante um inquérito clínico-nutricional realizado no ano de 1988 por pesquisadores da Faculdade de Medicina da Universidad Nacional de la Amazonia Peruana e do Ministério da Saúde. Contou com apoio financeiro da Organização Panamericana da Saúde através do projeto PER-DHS-30.

O inquérito consistiu na coleta de informações básicas da população referente à aspectos demográficos, sócio-econômicos, antropométricos e de morbidade.

O delineamento amostral baseou-se em dados do censo nacional e teve como universo 33.000 moradias agrupadas em 20 zonas censais, 341 segmentos (em média 100 moradias/segmento) e 894 quarteirões. A amostragem foi probabilística e bietápica com seleção sistemática. Na primeira etapa, foram sorteados 120 segmentos, 91 correspondentes a segmentos localizados na região urbana e 29 na região periférica, representando 9100 e 2900 moradias, respectivamente. Na segunda etapa, a partir de cada segmento foram sorteadas 10 moradias contíguas, perfazendo um total de 1200 moradias selecionadas. Em cada uma delas foram estudadas todas as crianças menores de 5 anos de idade.

A coleta de dados foi realizada por equipe de antropometristas devidamente treinados segundo procedimentos padronizados (13). O estudo antropométrico compreendeu a aferição de peso e altura. A medida do peso foi realizada com balanças tipo Salter com precisão de 100 gramas. As mesmas eram calibradas diariamente com pesos padronizados de 3 kg. A tomada do comprimento (crianças menores de 2 anos) foi realizada em antropômetros portáteis de madeira, construídos segundo recomendações da OMS e a estatura (crianças maiores de 2 anos) medida com estadiômetro. Essas medidas foram tomadas com aproximação ao milímetro.

A avaliação antropométrica foi realizada através dos índices antropométricos comprimento/idade; estatura/idade e peso/idade. Com a finalidade de diagnosticar baixo peso e déficit de crescimento, foi usado o ponto de corte de -2 unidades de desvio padrão (-2 escore-z) abaixo da mediana da população de referência do National Center for Health Statistics (NCHS) (14). Os índices foram calculados pelo programa EPI-INFO Versão 6.04 (15).

No presente trabalho optamos por excluir da análise aqueles

casos cujos valores de escore-z de estatura/idade eram menores que -5 ou maiores que +3 e valores de escore-z de peso/idade menores que -5 e maiores que +5, assim como aqueles que apresentaram registros incompletos das variáveis de interesse para o estudo. Segundo estes critérios 42 crianças foram excluídas. Desta forma, a amostra final totalizou 673 crianças. Cabe ressaltar, no entanto, que as taxas de não resposta foram diferentes para cada uma das variáveis analisadas, e consequentemente, a amostra utilizada nas análises bivariadas diferiu quanto ao tamanho. Sendo assim, a variável número de pessoas/cama foi a que apresentou a maior taxa de não resposta, ou seja, 11,7% (N=72). Para as demais variáveis, as perdas de informação foram sempre inferiores a 10%, variando de 7% (N=46) para a variável baixo peso ao nascer a 1,2% (N=8) para a variável água conectada à rede. Desta forma, não acredita-se que esta pequena variabilidade tenha exercido influência sobre os resultados encontrados.

Para análise dos dados foram calculadas as médias e desvios-padrão dos valores dos escore-z para cada índice antropométrico e também calculada a prevalência de crianças com déficit de crescimento. Foram realizados testes de comparação entre as médias dos valores de escore-z (teste t-student) e as associações entre variáveis categóricas através do teste do qui-quadrado. As variáveis predictoras (variáveis independentes), potencialmente associadas ao déficit estatural (variável dependente), foram selecionadas de um amplo banco de dados, atribuindo-se valores 1 e 0 para a categoria de exposição e não exposição, respectivamente. O modelo multivariado foi realizado a partir das associações bivariadas que apresentaram maior significância estatística. Para a construção dos modelos e a seleção do melhor, foi usada a técnica de regressão logística incondicional que estima os odds ratios com intervalos de confiança de 95% e ajuste para variáveis de confusão. Este procedimento foi realizado com o programa MULTLR (16). Para todos os testes estatísticos realizados utilizou-se um nível descritivo de  $p < 0,05$ .

## RESULTADOS

O perfil de crescimento das crianças peruanas nascidas em Iquitos e Punchana foi analisado utilizando-se apenas os índices antropométricos estatura/idade e peso/idade, na medida que os valores para o índice peso/estatura estão dentro do esperado pela referência do NCHS, ou seja, as prevalências segundo este índice não apresentaram relevância epidemiológica.

A Tabela 1 apresenta valores de prevalência para baixa estatura/idade (escore-z < -2) em conjunto com médias e desvios-padrão segundo sexo e faixa etária. A prevalência global foi de 28,3% e não foram identificadas diferenças estatisticamente significativas entre os sexos, cujas prevalências foram de 30,1% e 26,1% para o sexo masculino e feminino, respectivamente. Quanto a faixa etária, o que mais chamou atenção foi o abrupto aumento nas prevalências de baixa

estatura/idade do primeiro para o segundo ano de vida. Observou-se ainda uma tendência monotônica de aumento da prevalência de baixa estatura/idade em função da idade ( $X^2=54,9$ ,  $p<0,000$ ). As prevalências variaram de 7,4% no primeiro a 41,5% no quarto ano de vida, o que já é esperado, na medida que déficits estaturais são cumulativos e tendem a aumentar com a idade em ambientes desfavoráveis. Verificou-se esta tendência para ambos os sexos. As médias de escore-z, por sua vez, apresentaram valores coerentes com as prevalências observadas. Estas foram sistematicamente negativas. Tanto as médias como as prevalências de baixa estatura/idade não diferiram entre os sexos em nenhuma faixa etária, com exceção dos menores de 1 ano. É curioso que para esta faixa etária as médias de escore-z diferiram entre os sexos ( $p=0,0455$ ), enquanto que as prevalências de baixa estatura/idade não ( $p=0,26$ ).

Dados antropométricos segundo o índice peso/idade são apresentados na Tabela 2. Observou-se que a prevalência global segundo este indicador foi de 12,5%, o que configurou

uma diferença de mais de 100% em relação ao indicador estatura/idade. Também verificou-se um abrupto aumento nas prevalências de baixo peso/idade do primeiro para o segundo ano, no entanto, estes aumentos foram um pouco menores no sexo feminino. Contrário ao indicador estatura/idade, observou-se uma tendência de diminuição nas prevalências de baixo peso/idade a partir do segundo ano de vida. As prevalências de baixo peso/idade não diferiram segundo faixa etária para as crianças do sexo feminino, o que ocorreu entre os meninos ( $X^2=10,44$ ,  $p=0,015$ ) e na população total ( $X^2=11,55$ ,  $p=0,0091$ ). Chamou atenção nesta tabela, o fato de que uma prevalência de baixo peso/idade de 3,3% para o sexo masculino correspondeu a uma média de escore-z de -0,15, enquanto que para uma prevalência de 7,9% no sexo feminino, a correspondente média foi de 0,12.

Em função das elevadas prevalências verificadas para o indicador estatura/idade, optou-se por realizar análises complementares segundo variáveis sócio-econômicas e de morbidade apenas para este índice.

TABELA 1  
Prevalência de baixa estatura/idade (escore-z < -2), média e desvio-padrão segundo sexo e faixa etária em crianças menores de 5 anos. Iquitos e Punchana, 1989

Sexo Faixa etária	Masculino				Feminino				Total			
	N	P	X	D.P.	N	P	X	D.P.	N	P	X	D.P.
1 ano	95	9,5	-0,43 <sup>1</sup>	1,164	80	5,0	-0,05 <sup>1</sup>	1,367	175	7,4	-0,2	1,271
2 anos	94	35,1	-1,46	1,265	60	26,7	-1,35	1,333	154	31,8	-1,42	1,289
3 anos	91	34,1	-1,42	1,241	88	33,0	-1,49	1,428	179	33,5	-1,46	1,333
4 anos	86	43,0	-1,65	1,140	78	39,7	-1,68	1,255	164	41,5	-1,67	1,192
Total	366	30,1	-1,20	1,290	306	26,1	-1,10	1,500	672	28,3	-1,20	1,390

<sup>1</sup>  $p<0,04$

TABELA 2  
Prevalência de baixo peso/idade (escore-z < -2), média e desvio-padrão segundo sexo e faixa etária em crianças menores de 5 anos. Iquitos e Punchana, 1989

Sexo Faixa etária	Masculino				Feminino				Total			
	N	P	X	D.P.	N	P	X	D.P.	N	P	X	D.P.
1 ano	92	3,3	-0,15	1,104	76	7,9	0,12	1,499	168	5,4	-0,03	1,342
2 anos	100	18,0	-0,99	1,279	59	15,3	-0,99	1,083	159	17,0	-1,02	1,277
3 anos	91	13,2	-0,88	0,942	87	16,1	-1,03	1,208	178	14,6	-0,96	1,080
4 anos	87	11,5	-0,85	0,840	81	14,8	-0,92	1,098	168	13,1	-0,89	0,970
Total	370	11,6	-0,70	1,110	303	13,5	-0,70	1,320	673	12,5	-0,70	1,240

A Tabela 3 apresenta dados de prevalência, média e desvios-padrão segundo algumas variáveis selecionadas. Os valores das prevalências de baixa estatura/idade foram sempre superiores a 15%, enquanto que as médias de escore-z, como

esperado, foram sistematicamente negativas nas moradias mais precárias. A maior prevalência de baixo E/I foi verificada entre crianças cujas casas não possuíam serviço algum de higiene ( $P=55,6\%$ ,  $N=27$ ). Com relação as outras variáveis

mostradas na Tabela 3, o teste t-Student demonstrou que as médias de escore-z do índice E/I foram sempre mais negativas ( $p < 0,0001$ ) para as categorias menos favorecidas. Observou-se para todas as variáveis estudadas importantes diferenças quando comparadas as categorias menos favorecidas em relação a categoria referência (melhor situação). Essas diferenças puderam ser corroboradas através da razão de prevalências e seus respectivos intervalos de confiança. Os valores mais relevantes foram verificados para as variáveis: sem serviços de higiene (RP=2,93, IC 95%=1,96-4,37), número de pessoas/cama (RP=2,46, IC 95%=1,61-3,76) e escolaridade da mãe (RP=0,20, IC 95%=0,04-0,94). Por fim, cabe ressaltar que os estreitos intervalos de confiança indicam uma elevada precisão das estimativas.

TABELA 3

Prevalência de baixa estatura/idade (escore  $< -2$ ), média, desvio-padrão e razão de prevalência segundo variáveis sócio-econômicas e relacionadas à morbidade em crianças menores de 5 anos. Iquitos e Punchana, 1989

	N	P	X	D.P.	RR	IC (95%)
Água conectada a rede						
Sim	541	25,7	-1,086	1,398		
Não	124	41,1	-1,662	1,259	1,60	1,24/2,07
Esgoto conectado a rede						
Sim	346	21,1	-0,929	1,338		
Não	318	36,5	-1,479	1,395	1,73	1,35/2,22
Nº de pessoas/cama						
1 (uma)	189	15,9	-0,733	1,346		
2 (duas)	340	32,6	-1,309	1,411		
3 (três)	82	39,0	-1,637	1,291	2,46	1,61/3,76
Serviços de higiene						
Banheiro	353	19,0	-0,895	1,297		
Latrina	272	37,9	-1,516	1,409		
Não existe	27	55,6	-1,587	1,692	2,93	1,96/4,37
Escolaridade da mãe						
Nenhuma	15	33,3	-1,647	0,917		
Primária	329	37,1	-1,399	1,373		
Secundário	287	20,2	-1,004	1,370		
Superior	29	6,9	-0,413	1,088	0,20	0,04/0,94
Ocupação do pai						
Sem trabalho	22	22,7	-0,947	1,263		
Operário	184	34,8	-1,505	1,435		
Empregado	196	21,9	-0,918	1,381		
Independente	200	29,0	-1,274	1,205		
Profissional	44	27,3	-0,858	1,662	0,62	0,45/0,87
Baixo Peso ao Nascer						
Sim	551	35,5	-1,092	1,361		
Não	76	26,1	-1,552	1,472	0,73	0,97/1,90
Diarréia último 15 dias						
Sim	243	32,9	-1,494	1,283		
Não	413	25,4	-1,004	1,420	0,77	1,01/1,65

Percebeu-se que o peso ao nascer não constituiu-se em variável associada. Acredita-se que sua relação seja mais estreita com o índice peso/idade, o que pôde ser evidenciado neste trabalho. Observou-se, portanto, importantes diferenças nas médias de escore-z de peso/idade em favor das crianças

nascidas com peso normal ( $p=0,00001$ ). O valor da razão de prevalência revelou que recém-nascidos de baixo peso possuem 2,73 (IC 95%=1,76/4,21) vezes mais chance de apresentar baixo peso/idade (análises não mostradas). Cabe ressaltar ainda, que a presença de diarreia nos últimos 15 dias representou um excesso de risco para baixa estatura/idade de apenas 29%. A relação desta variável com o indicador peso/idade, no entanto, foi bem mais relevante, o que significou uma razão de prevalência de 2,07 (IC 95%=1,38/3,11) (análises não mostradas).

A Tabela 4 apresenta os resultados da análise de regressão logística incondicional, tendo como variável dependente a baixa estatura/idade. Observou-se que as variáveis que permaneceram estatisticamente associadas ao déficit de estatura/idade no modelo após ajuste para variáveis de confusão foram: idade da criança (RP=1,05, IC 95%:1,03-1,07), escolaridade materna de 5 a 10 anos (RP=0,48, IC 95%:0,32-0,73), escolaridade materna > 10 anos (RP=0,11, IC 95%:0,01-0,89) e serviços de higiene com latrina (RR=2,22, IC 95%:1,46-3,37) e sem serviços de higiene (RR=4,15, IC 95%:1,56-10,99). Por fim, a análise do modelo final demonstrou que o mesmo foi altamente significativo ( $p < 0,0000$ ).

TABELA 4

Odds ratio ajustado e intervalo de confiança (IC 95%) de fatores associados a déficit de estatura/idade em crianças menores de 5 anos segundo regressão logística. Iquitos e Punchana, 1989

Variáveis independentes	OR	IC (95%)	P
Idade da criança	1,05	1,03/1,07	0,000
Escolaridade Materna			
5 a 10 anos	0,48	0,32/0,73	0,0006
> 10 anos	0,11	0,01/0,89	0,0384
Serviços de higiene			
Latrina	2,22	1,46/3,37	0,0002
Sem serviços	4,15	1,56/10,99	0,0042

## DISCUSSÃO

Inúmeros estudos (6,8,17) já foram realizados na tentativa de identificar os principais determinantes da baixa estatura/idade. Esses estudos sugerem, que variáveis ambientais, principalmente aquelas relacionadas a saúde e ao acesso a bens e serviços, apresentam importante influência na baixa estatura/idade. Por outro lado, é incontestável a hipótese de que a estatura de um indivíduo é determinada pela interação de variáveis ambientais e genéticas.

No presente estudo, a análise dos determinantes da baixa estatura/idade restringiu-se a variáveis ecológicas. Estas podem ser subdivididas em variáveis relacionadas a habitação, sócio-econômicas e de morbidade.

Os principais resultados obtidos nesta investigação demonstraram que foi alta a prevalência de baixa estatura/idade nesta população, o que é característico de populações expostas a condições sócio-econômicas desfavoráveis. Alguns estudos apontam que estas prevalências podem ser comparadas a de países africanos e asiáticos (4,7,9). Cabe ressaltar, no entanto, que em países da América Latina, entre eles o Peru, o principal problema epidemiológico no que diz respeito ao estado nutricional, é o déficit de crescimento linear, contrário ao observado em países africanos e asiáticos, onde verifica-se além deste problema, elevadas prevalências de baixo peso/estatura (9,18). Segundo dados compilados por De Onis et al. (1993), a prevalência de 28,3% de baixo E/I verificada no presente estudo foi superior a média de 22,2% observada para a América Latina, inferior a verificada para países como Bolívia (40,5%) e Equador (34,0%) e similar as observadas em El Salvador (29,9%) e México (27,0%).

Foram registradas importantes diferenças nas prevalências de baixa estatura/idade entre o primeiro e segundo ano de idade. Esse aumento ocorreu sobretudo, a partir do sexto mês de vida e já foi constatado em diversos estudos de base populacional, em países em desenvolvimento (7). No presente estudo, evidenciou-se importante associação com fatores ecológicos e biológicos na ocorrência deste fenômeno. Por outro lado, acredita-se que uma questão de ordem técnica, denominada disjunção, também exerceu influência nos resultados encontrados (19,20). Desta forma, a avaliação das prevalências de baixa estatura/idade específicas para idade estão impregnadas de uma questão metodológica importante, a de não ser possível identificar se as mudanças que ocorrem no estado nutricional aos 2 anos são decorrentes de características biológicas, sociológicas e comportamentais, ou seja, mudanças verdadeiras, ou se decorrem da disjunção existente na população de referência (4,5,19,20).

Neste estudo verificou-se em contraposição ao aumento monotônico de baixa estatura/idade, uma diminuição nas prevalências de baixo peso/idade segundo idade. Uma possível explicação pode ser decorrente de um maior ganho de peso em relação ao ganho estatural a partir do primeiro ano de vida, na medida que o ganho em estatura mantém-se pouco alterado. Já observou-se que em crianças recuperando-se de desnutrição severa, o peso corporal aumenta rapidamente, no entanto, o crescimento linear somente volta ao normal quando o peso corporal está adequado (21).

Quanto as variáveis relacionadas às condições de habitação, todas sem exceção estiveram associadas de forma significativa a baixa estatura/idade. Considerando-se que estas variáveis são na realidade, reflexo da inserção de uma população na estrutura social de produção, estes resultados já são esperados. Assim, crianças provenientes de famílias de baixa renda apresentam maior frequência de déficit estatural (6,8).

Entre as variáveis sócio-econômicas estudadas, observamos importante associação inversa entre escolaridade da mãe (RP=0,20, IC 95%:0,04/0,94) e o déficit em estatura/idade.

Este tipo de associação já foi constatado em outros estudos (22,23), sendo que o argumento frequentemente utilizado diz respeito a uma melhor qualidade no cuidado infantil prestado pelas mães de maior escolaridade, incluindo desde uma maior preocupação com aspectos relacionados a higiene, seja pessoal ou dos alimentos, assim como uma maior atenção acerca de questões de saúde, como por exemplo, a imunização e a monitorização do crescimento físico. No presente estudo, filhos de mães com 3º grau completo apresentaram quase 80% menos déficit de estatura/idade quando comparados a filhos de mães sem escolaridade.

Não observou-se associação significativa da variável ocupação materna com o déficit em estatura. Esta ausência de associação também foi verificada no estudo desenvolvido por Engle (22) com crianças guatemaltecas. Por outro lado, alguns estudos (24,25) evidenciaram relação entre trabalho materno e déficit em estatura. Quanto a ocupação paterna, verificou-se um risco ligeiramente aumentado quando comparados filhos de pais desempregados com aqueles cuja ocupação inseria-se na categoria profissional. Relação semelhante foi observada no estudo conduzido por Rona & Chinn (26).

Em relação ao peso ao nascer, esta variável não constituiu-se em fator determinante para a baixa estatura/idade nesta amostra, o que está em desacordo com alguns estudos da literatura (24,25,27). Verificou-se, no entanto, uma importante associação do peso ao nascer com o indicador peso/idade.

Com relação a presença de diarreia nos últimos 15 dias anteriores a pesquisa, acredita-se que o pequeno risco evidenciado (RP=1,29, IC 95%:1,01/1,65) deva-se ao caráter agudo deste tipo de evento, na medida que a relação entre diarreia e baixo peso/idade foi bem mais importante. Os dados reportados por Mata (28) demonstraram que a cada episódio de diarreia segue-se uma completa paralisação do crescimento linear, o que leva a aumentos nas diferenças da estatura atingida em relação aos valores da referência. Considerando-se que a cada episódio de diarreia ocorre uma redução aguda de peso, logo recuperada, pode-se estabelecer uma analogia direta com as observações feitas em relação a recuperação de crianças com baixos valores de peso/idade (desnutrição severa). Desta forma, segundo o autor, existem evidências de que repetidos episódios de diarreia podem levar a déficits no crescimento linear.

Em nosso estudo, entre as múltiplas variáveis potencialmente explicativas para a baixa estatura/idade, apenas a idade da criança, a escolaridade materna e os serviços de higiene intra domiciliares, mantiveram-se estatisticamente associadas dentro do modelo multivariado. Os resultados reportados por Desai & Alva (29) baseados em dados de 22 estudos realizados em países em desenvolvimento demonstraram que déficits de estatura para idade estavam fortemente associados à educação materna. Entre os diversos países latino-americanos analisados, o coeficiente para educação materna foi positivo e estatisticamente significativo para a Guatemala, República Dominicana, Colômbia, Brasil e Bolívia. A introdução de

variáveis sócio-econômicas (escolaridade do marido e água e esgoto conectado à rede) no modelo atenuou os valores dos coeficientes e quando procedeu-se o controle para área de residência, a educação materna permaneceu estatisticamente associada à deficits de estatura para idade apenas para a Bolívia, Colômbia e Guatemala.

Na medida que a idade constitui-se em fator biológico com limitada possibilidade de intervenção, é mister que esforços sejam feitos na tentativa de melhorar e ampliar a qualidade da educação, já que a escolaridade materna constituiu-se em fator de proteção para a baixa estatura/idade. É fundamental ainda, que as condições de higiene sofram melhorias, como forma de diminuir a prevalência de baixa estatura/idade.

Desta forma, do ponto de vista concreto de intervenções, uma interessante possibilidade seria a efetiva implementação do Sistema de Vigilância Nutricional enfocando prioritariamente, o grupo de crianças menores de 5 anos, rompendo com o exemplo da grande maioria dos países latino-americanos, onde o sistema funciona de forma burocrática e pouco eficaz (30). Esta estratégia, é no entanto demorada no que diz respeito a seus resultados, de forma que uma outra possibilidade são os programas de renda mínima, que garantem à cada família que mantenha todas as crianças na escola, um salário mínimo mensal. Quanto a educação materna, é fundamental que esforços sejam envidados, no sentido de estimular as mães de baixa escolaridade a retornarem à escola, ou mesmo iniciar os estudos, utilizando para tal, programas educacionais voltados para adultos, sobretudo de baixa renda (31). Em relação as condições de higiene, programas governamentais de saneamento se fazem urgentes, no entanto, face ao reduzido investimento social na última década, esta se constitui em possibilidade de mais difícil operacionalização. Por último, são necessários investimentos na área de saúde, aumentando, por exemplo, o reduzido número de unidades básicas de saúde na região da Amazônia Peruana, em especial em Iquitos e Punchana, bem como estimulando a prática do aleitamento materno e a educação em saúde.

Cabe ressaltar por fim, que no que tange as causas da baixa estatura/idade, até hoje não foi possível identificar um fator único responsável pela inibição do crescimento linear, mas acredita-se em uma combinação de fatores que incluem hábitos dietéticos desfavoráveis e outras condições ambientais que ocorrem de forma diferenciada entre as diversas populações. Desta forma, conclui-se que a totalidade das variáveis explicativas sugeridas até o momento pela literatura, são na realidade, proxis para causas desconhecidas, o que implica a necessidade de estudos mais complexos sobre os determinantes da baixa estatura/idade.

## REFERÊNCIAS

1. Waterlow JC. Observations of the natural history of stunting. In: Waterlow JC editor. Linear growth retardation in less developed countries. New York: Raven Press, 1988:1-16.
2. Jelliffe DB, Jelliffe EF. Community nutritional assessment with special reference to less developed countries. Oxford: Oxford University Press, 1989.
3. Gibson R. The principles of nutritional assessment. Oxford: Oxford University Press, 1990.
4. World Health Organization Expert Committee. Physical Status: the use and interpretation of anthropometry. [Technical Report Series 854], Geneva, 1995.
5. Gorstein J, Sullivan K, Yip R, de Onis M, Trowbridge F, Fajans P, et al. Issues in the assessment of nutritional status using anthropometry. Bulletin of the World Health Organization 1994;72: 273-283.
6. Martorell R, Habicht JP. Growth in early childhood in developing countries. In: Tanner JM, Falkner F, editors. Human growth: a comprehensive treatise. Volume 3, Methodology, ecological and genetic effects on growth. New York, London: Plenum Press, 1986:241-262.
7. Keller W. The epidemiology of stunting. In: Waterlow JC editor. Linear growth retardation in less developed countries. New York: Raven Press, 1988:17-39.
8. Eveleth PH, Tanner JM. Worldwide variation in human growth. 2nd ed. Cambridge: Cambridge University Press, 1990.
9. de Onis M, Monteiro CM, Akre J, Clugston G. The worldwide magnitude of protein-energy malnutrition: an overview from the WHO global database on child growth. Bulletin of the World Health Organization 1993;71:713-12.
10. Benavente L, Benavente M, Campos M, 1986. Estado nutricional en menores de 6 años en el Peru Informe Exploratorio N° 2 ANNSA-PERU. Análisis del Sector Salud (Informe).
11. Instituto Nacional de Estadística y Ministerio de Salud Pública. Encuesta Nacional de Nutrición y Salud (ENNSA). Informe General, 1986.
12. Velásquez G, Benavente L, Casanova W. Crecimiento e estado nutricional de pre-escolares residentes na região Amazônica do Perú. Revista Brasileira de Crescimento e Desenvolvimento Humano 1993;3:39-49.
13. Lohman TG, Roche AF, Martorell R. Anthropometric Standardization Reference Manual. Champaign, Illinois: Human Kinetics, 1988.
14. Hamill PVV, Drizd TA, Jhonson CL, Reed RB, Roche AF, Moore WM. Physical growth: national center for health and statistics percentiles. American J Clin Nutr 1979;32:607-629.
15. Dean AG, Dean JA, Burton AH, Dicker RC. Epi Info, Version 6.02: a world processing, database, and statistics program for epidemiology on micro-computers. Center for Disease Control: Atlanta, Georgia, 1995.
16. Campos FE, Franco EL. Microcomputer program for multiple regression by conditional and unconditional likelihood methods. American Journal of Epidemiology 1989;129:439-44.
17. Goldstein H. Factors influencing the height of seven years old children results from the national child development study. Human Biology 1971;43:92-111.
18. Victora CG. The association between Wasting and Stunting: an international perspective. J Nutr 1992;122:1105-1110.
19. Dibley MJ, Goldsby JB, Staehling N, Trowbridge FL. Development of normalized curves for the international growth reference: historical and technical considerations. American J Clin Nutr 1987;46:736-748.
20. Dibley MJ, Goldsby JB, Nieburg P, Trowbridge FL. Interpretation of Z-score anthropometric indicators derived

- from the international growth reference. *Amer J Clin Nutr* 1987;46:749-762.
21. Ashworth A. Growth rates in children recovering from protein-calorie malnutrition. *Brit J Nutr* 1969;23:835-845.
  22. Engle PL. Maternal work and child care strategies in peri-urban Guatemala: nutritional effects. *Child Development* 1991;62:954-965.
  23. Bobák M, Bohumir K, Leon DA, Danová J, Marmot M. Socioeconomic factors on height of preschool children in the Czech republic. *Amer J Pub Health* 1994;84:1167-1170.
  24. Guilliford MC, Chinn S, Rona RJ. Social environment and height: England and Scotland 1987 and 1988. *Archives of Disease in Childhood* 1991;66:235-240.
  25. Olinto MTA, Victora CG, Barros FC, Tomasi E. Determinantes da desnutrição infantil em uma população de baixa renda: um modelo hierarquizado. *Cadernos de Saúde Pública* 1993;9 suppl 1:14-27.
  26. Rona RJ, Chinn S. Father's unemployment and height of primary school children in Britain. *Annals of Human Biology* 1991;18:441-48.
  27. Jhonson FC, Rogers BL. Children's nutritional status in female-headed households in the Dominican Republic. *Social Science Medicine* 1993;37:1293-1301.
  28. Mata L. Environmental factors affecting nutrition and growth. In: Gracey M, Falkner F, editors. *Nutritional needs and assessment of normal growth*. New York: Raven Press, 1985:165-182.
  29. Desai S, Alva S. Maternal education and child health: is there a strong causal relationship? *Demography* 1998;35:71-81.
  30. Castro IRR. *Vigilância alimentar e nutricional limites e interfaces com a rede de Saúde*. Rio de Janeiro: Editora Fundação Oswaldo Cruz, 1995.
  31. Schultz TP. Returns to Women's Education. In: *Women's Education in Developing Countries: Barriers, Benefits and Policies*. In: King E and Hill MA. Baltimore: The Jhon Hopkins University Press, 1993:51-99.

Recibido:22-05-1998

Aceptado:25-03-1999