

## Evolução intergeracional da estatura no Estado de Pernambuco, Brasil, entre 1945 e 2006. 2 – aspectos analíticos

Intergenerational evolution of stature in Pernambuco State, Brazil (1945-2006). 2 – analytical aspects

José Natal Figueiroa <sup>1</sup>  
João Guilherme Bezerra Alves <sup>1</sup>  
Pedro Israel Cabral de Lira <sup>2</sup>  
Malaquias Batista Filho <sup>1</sup>

<sup>1</sup> Instituto de Medicina  
Integral Professor Fernando  
Figueira, Recife, Brasil.

<sup>2</sup> Universidade Federal de  
Pernambuco, Recife, Brasil.

### Correspondência

J. N. Figueiroa  
Instituto de Medicina  
Integral Professor Fernando  
Figueira.  
Rua dos Coelhos 300, Recife,  
PE 50070-550, Brasil.  
natal@imip.org.br

### Abstract

*This study used multivariate regression models to identify factors associated with the height trend in residents of Pernambuco State, Brazil, in 2006, born from 1945 onward. The data were from two population-based statewide surveys. In the final model for each age bracket, year of birth, gender, schooling, and residence in urban areas were positively associated with stature in adults, as well as in children and adolescents 5 to 19 years of age. In children under five years, in addition to these variables, birth weight and prenatal care were also positively associated, while diarrhea in the two weeks prior to the interview showed a negative association. The findings show that stature was favored by settings with better socioeconomic and environmental conditions.*

*Anthropometry; Growth and Development; Stature by Age*

### Introdução

O crescimento linear dos seres humanos, expresso caracteristicamente na sua estatura, é um processo que se desenvolve desde a vida intrauterina até a conclusão da adolescência, quando, finalizado, delimita o advento da vida adulta. Na realidade, suas diferentes manifestações (retardo, aceleração, disritmias, até sua expressão final) representam uma interação contínua de múltiplos fatores, que podem ser agrupados em duas grandes vertentes: de um lado, o patrimônio genético, contendo a programação potencial (ou genotípica) do crescimento, de acordo com princípios da hereditariedade biológica; de outro, a sucessão de variáveis ambientais que restringem, como fatores de risco, ou que facilitam, como fatores de proteção, desfechos transitórios ou finais do crescimento somatométrico <sup>1,2,3</sup>.

Nesta compreensão dual simplificada, a altura dos indivíduos e, mais propriamente, das médias populacionais representa, em escala temporal (tendências históricas ou seculares) a expressão fenotípica do jogo sequencial de fatores favoráveis e desfavoráveis que operaram no ciclo de crescimento até os 19 anos de vida <sup>4</sup>. Como os fatores genéticos praticamente não mudam no curso de sucessivas gerações, a variabilidade do crescimento linear se deve, quase exclusivamente, à própria variabilidade das condições ambientais, essencialmente mutá-

veis para melhor ou para pior, ao longo da vida das pessoas, famílias, gerações, sociedades e até civilizações<sup>5</sup>.

Esta abordagem conceitual delinea, portanto, uma perspectiva de estudo que extrapola a visão reducionista da biologia do crescimento em si, para compreender, em termos holísticos, a história social das pessoas e populações, notadamente suas condições de saúde e nutrição<sup>6,7</sup>.

Ao representar, como marcador biológico, uma *proxy* do estado de saúde e nutrição durante o processo de crescimento físico, a estatura passa a compreender o ecossistema maior da realidade política, cultural, a dinâmica interna e externa das relações econômicas e a própria ética do desenvolvimento humano. É o que propõem Amartya Sen<sup>8</sup>, Ignacy Sachs<sup>9</sup>, Josué de Castro<sup>10</sup>, entre outros, e instituições internacionais, como o Fundo das Nações Unidas para a Infância (UNICEF)<sup>11</sup>, o Centro Internacional de Desenvolvimento na França<sup>12,13</sup> ou, no Brasil, o Departamento de Economia Ambiental da Universidade de São Paulo<sup>14</sup>. Figura na mesma perspectiva a linha editorial de algumas revistas, como o periódico *Economics and Human Biology* (<http://www.elsevier.com/locate/ehb>).

Por tais antecedentes e pressupostos, evidencia-se que a estatura, como um dos indicadores holísticos da saúde, nutrição e condição de bem-estar da população, assume relevância singular, para além de seu significado mais restrito no nível clínico (sobretudo em pediatria) ou epidemiológico.

O crescimento humano é uma expressão do seu próprio desenvolvimento, em seus diferentes aspectos. Estatura é *status*. Assim entendida, a comparação de seus indicadores entre agrupamentos de pessoas, classes sociais, países, regiões, gerações e tendências temporais torna-se um descritor de reconhecida acurácia para a análise sociométrica da própria saúde da economia ou da sociedade<sup>8,9</sup>. Dentro das perspectivas conceituais desta abordagem, justifica-se o presente estudo.

Com o objetivo de focar a situação do crescimento estatural de crianças, adolescentes e adultos, conforme um conjunto diversificado de variáveis que contextualizam a ocorrência do desfecho considerado, são utilizados dados de dois inquéritos simultâneos de base populacional. Definidos dentro de uma concepção holística de saúde, esses inquéritos reúnem elementos informativos que facultam um inventário interessante e pioneiro da situação de saúde e nutrição no Estado de Pernambuco, Brasil.

## Métodos

### Amostra e coleta dos dados

Estudo do tipo observacional, de base populacional, quantitativo, temporalmente caracterizado como tendência secular. Os dados analisados provêm de duas pesquisas estaduais, realizadas simultaneamente entre maio e outubro de 2006: *III Pesquisa Estadual de Saúde e Nutrição: Saúde, Nutrição, Alimentação, Condições Socioeconômicas e Atenção à Saúde no Estado de Pernambuco* (III PESN-PE/2006) e *I Inquérito Estadual sobre Doenças Crônicas e Agravos não Transmissíveis: Prevalência e Fatores de Risco* (I DANT-PE/2006). Em relação à III PESN, o objetivo principal foi a atualização e a ampliação do diagnóstico da situação alimentar, nutricional, de saúde e condições socioeconômicas do Estado de Pernambuco. O inquérito sobre as DANT foi pioneiro e representativo da população pernambucana com 25 anos e mais; teve como objetivo avaliar a prevalência e possíveis fatores de risco para doenças e agravos não transmissíveis, além de analisar as condições estruturais e funcionais dos serviços públicos de saúde em relação à prevenção e ao tratamento dessas doenças.

Na III PESN, o tamanho amostral foi definido para estimar dois parâmetros populacionais: as prevalências de desnutrição energético-proteica (DEP), segundo o critério peso/idade, em crianças menores de cinco anos, residentes nos estratos urbano e rural do Estado de Pernambuco. Em relação ao inquérito DANT, o tamanho amostral foi definido com o objetivo de estimar sete parâmetros populacionais de interesse para o projeto: prevalências de sobrepeso/obesidade, hipertensão arterial sistêmica (HAS), hipercolesterolemia, hipertrigliceridemia, diabetes, tabagismo e sedentarismo. Detalhes sobre o procedimento amostral, cálculo de tamanhos de amostras, coleta de dados e trabalho de campo encontram-se em Figueiroa et al.<sup>15</sup>. Ao final do processo amostral, haviam sido sorteados 1.314 domicílios, com o total de 6.471 moradores. A altura foi sistematicamente registrada entre as pessoas que nasceram a partir de 1945, perfazendo um total de 5.319 indivíduos, com a seguinte distribuição etária: 1.611 menores de cinco anos, 1.391 crianças e adolescentes (5 a 19 anos) e 2.317 adultos.

Foi esse conjunto amostral que possibilitou a elaboração do presente estudo, descrevendo, numa perspectiva diacrônica, o comportamento intergeracional do crescimento estatural no Estado de Pernambuco, desde a metade do anos 1940 até 2006.

### Análise estatística

Para identificar possíveis preditores da estatura, foram ajustados modelos de regressão linear multinível. A escolha desse tipo de modelo justifica-se por este representar a estrutura hierárquica dos dados, com pessoas (nível 1) aninhadas em domicílios (nível 2), o que favoreceu a possibilidade de correlação intradomicílio, invalidando a independência estatística dos dados, um dos pressupostos dos modelos clássicos de regressão. Além disso, houve interesse em avaliar possíveis efeitos de algumas variáveis do segundo nível (domicílios) sobre o crescimento estatural.

Para crianças e adolescentes, a variável resposta escolhida foi o *score-z* do índice altura/idade (ZAI), seguindo-se o procedimento usual de adotar essa escala para expressar o desenvolvimento estatural desses grupos etários. Os *scores* ZAI foram obtidos com o emprego do programa Anthro Plus da OMS, versão 1.0.2 (Organização Mundial da Saúde; <http://www.who.int/growthref/tools/en/>). Três sujeitos com valores de ZAI menores que -5 e outros 10 com valores maiores que +3 foram excluídos da análise por serem considerados implausíveis ou excepcionais<sup>16</sup>. Para os adultos, a variável resposta foi a estatura, segundo processo de registro já mencionado.

Com base em revisão da literatura e considerando as informações coletadas nas pesquisas DANT e III PESN, foram selecionados dezesseis possíveis preditores do crescimento estatural: sexo, realização de pré-natal, peso ao nascer (variável numérica, expressa em unidades de 0,5 kg), área de residência, escolaridade, escolaridade materna (variáveis numéricas: última série concluída), renda familiar *per capita* (expressa em reais, mas analisada após transformação logarítmica), aleitamento materno (independente do tempo ou regime), internamento prévio, diarreia nas últimas duas semanas, raça branca, esquema vacinal, nascimento em hospital/maternidade, parto normal, idade materna (anos completos) e ano de nascimento (variável numérica, entendida como a data de nascimento registrada na forma decimal, após a conversão do dia e mês de nascimento em fração do ano; por exemplo, ano de nascimento igual a 2003.5 significa nascimento ocorrido em 30/Jun/2003). A classificação dessas variáveis por nível hierárquico é apresentada nas tabelas que mostram os resultados dos modelos ajustados.

Para cada grupo etário, foram ajustados sequencialmente três modelos lineares de regressão multinível, seguindo o processo *bottom-up*<sup>17</sup>. Primeiro, ajustou-se o modelo nulo (modelo 1), o qual, sem variáveis explanatórias, permite esti-

mar as parcelas da variância da variável resposta e também o coeficiente de correlação intraclasse, que expressa o grau de correlação entre os valores da variável resposta dentro de cada domicílio. Além disso, o modelo nulo constituiu a linha de base para a comparação dos modelos subsequentes. Com o segundo modelo (modelo 2), avaliou-se a relação da estatura com o ano de nascimento. No terceiro modelo (modelo 3), foram adicionadas as demais variáveis explanatórias do nível 1 e do nível 2, com o propósito de avaliar seus efeitos parciais sobre a estatura. Finalmente, foram testadas as interações entre os pares de variáveis significantes no modelo 3.

Os efeitos fixos foram testados através do teste *t* de Student. A significância estatística dos efeitos aleatórios e a comparação entre modelos foram avaliadas por meio de testes da razão de verossimilhanças. O nível de significância de 0,05 foi adotado para todos os testes. As análises estatísticas foram realizadas com os *softwares* R 2.13.0 (The R Foundation for Statistical Computing, Viena, Áustria; <http://www.r-project.org>) e Stata SE 10.1 (Stata Corp., College Station, Estados Unidos).

### Aspectos éticos

Os projetos de pesquisa da III PESN-PE/2006 e do I DANT-PE/2006 foram aprovados, em 2004 (processo n°. 1321) e 2006 (processo n°. 709), respectivamente, pelo Comitê de Ética em Pesquisa do Instituto de Medicina Integral Professor Fernando Figueira (IMIP).

### **Resultados**

As Tabelas 1 e 2 apresentam a descrição estatística das amostras estudadas. Para os adultos, os resultados dos ajustes de modelos de regressão linear multinível estão na Tabela 3; para os menores de 19 anos, os resultados correspondentes estão na Tabela 4.

No grupo de adultos, os resultados dos ajustes dos modelos nulos são apresentados na Tabela 3 (modelos 1A e 1B). Os valores estimados dos coeficientes de correlação intraclasse foram 0,324 para os homens e 0,269 para as mulheres, evidência suficiente da presença de correlação nos valores da estatura, em virtude do agrupamento domiciliar. Além disso, os resultados dos modelos nulos forneceram estimativas das médias populacionais da estatura de homens, 168,0 cm (IC95%: 167,5; 168,5), e de mulheres, 156,3cm (IC95%: 156,0; 156,7).

Adicionado ao modelo nulo como variável preditora (modelos 2A e 2B; Tabela 3), o ano de

Tabela 1

Descrição de características amostrais de crianças com mais de cinco anos, adolescentes e adultos. Pernambuco, Brasil, 2006.

Características	n	Escolares e adolescentes	n	Adultos
		(5-19 anos)		(> 19 anos)
Nível 1				
Sexo masculino [n (%)]	1.391	621 (44,6)	2.319	822 (35,4)
Idade (anos) [média ± DP]	1.391	10,6 ± 4,0	2.319	32,8 ± 9,9
Peso (kg) [média ± DP]	1.391	33,6 ± 14,8	2.319	64,8 ± 13,8
Altura (cm) [média ± DP]	1.391	135,6 ± 19,1	2.319	160,5 ± 8,6
Escolaridade (anos) [média ± DP]	1.080	3,2 ± 2,6	2.299	5,4 ± 3,7
Raça branca [n (%)]	1.375	356 (25,9)	2.302	626 (27,2)
Nível 2				
Renda familiar <i>per capita</i> (R\$) [mediana (variação)]	1.374	50,00 (0,00-910,00)	2.282	79,8 (0,00-1.125,00)
Residência: área urbana [n (%)]	1.391	553 (39,8)	2.319	1.220 (52,6)

Tabela 2

Descrição de características amostrais das crianças até cinco anos. Pernambuco, Brasil, 2006.

Características	n	Crianças até 5 anos
Nível 1		
Idade (anos) [média ± DP]	1.600	2,5 ± 1,4
Pré-natal: sim [n (%)]	1.579	1.507 (95,4)
Sexo masculino [n (%)]	1.600	819 (51,2)
Peso ao nascer (g) [média ± DP]	1.545	3.245 ± 557
Diarreia (últimas duas semanas) [n (%)]	1.597	290 (18,2)
Raça branca [n (%)]	1.574	574 (36,5)
Idade materna (anos) [média ± DP]	1.599	29,1 ± 8,4
Local de nascimento: hospital/maternidade [n (%)]	1.593	1.534 (96,3)
Tipo de parto: normal [n (%)]	1.592	1.110 (69,7)
Nível 2		
Renda familiar <i>per capita</i> [mediana (variação)]	1.570	81,00 (0,00-1.500,00)
Escolaridade da mãe [média ± DP]	1.591	5,4 ± 3,5
Área de residência urbana [n (%)]	1.600	822 (51,4)

nascimento mostrou efeitos (fixos) significantes ( $p < 0,001$ ). Por outro lado, nos dois grupos de adultos, o ano de nascimento não teve efeitos aleatórios significantes, uma vez que, em cada um dos grupos de adultos, a taxa de crescimento anual da estatura não apresentou variação significativa entre os domicílios (a variância do efeito do ano de nascimento,  $\sigma^2_{u1}$ , não foi significativamente diferente de 0,  $p = 0,428$ ). Diante disso, pode-se concluir que a estatura dos adultos masculinos apresentou um aumento de 0,24cm por ano (IC95%: 0,19; 0,28), e a dos adultos femininos, 0,15cm por ano (IC95%: 0,12; 0,18).

Aos modelos 2A e 2B, foram acrescentadas as variáveis escolaridade, raça, renda familiar *per capita* e área de residência urbana (modelos 3A e 3B; Tabela 3). No grupo dos adultos masculinos, os resultados mostram que, excetuando a raça, os efeitos parciais das demais variáveis foram significantes. Os efeitos da escolaridade, do logaritmo da renda familiar *per capita* e da residência em área urbana estiveram associados a aumentos de 0,26cm por ano (IC95%: 0,11; 0,41), 0,68cm por ano (IC95%: 0,12; 1,23) e 1,35cm por ano (IC95%: 0,30; 2,40), respectivamente. No grupo das mulheres adultas, além da raça, a renda

Tabela 3

Estimativas dos coeficientes dos modelos de regressão linear multinível ajustados aos dados de estatura e outras variáveis sociodemográficas dos adultos do estudo. Pernambuco, Brasil.

Variáveis	Homens		
	Modelo 1A b ± ep (valor de p)	Modelo 2A b ± ep (valor de p)	Modelo 3A b ± ep (valor de p)
Efeitos fixos			
Intercepto	168,0 ± 0,25 (< 0,001)	168,3 ± 0,24 (< 0,001)	168,5 ± 0,24 (< 0,001)
Ano de nascimento		0,24 ± 0,02 (< 0,001)	0,21 ± 0,02 (< 0,001)
Escolaridade (série concluída)			0,26 ± 0,07 (< 0,001)
Raça branca			0,85 ± 0,53 (0,105)
Renda familiar <i>per capita</i> (logaritmo)			0,68 ± 0,28 (< 0,016)
Área de residência: urbana			1,4 0 ± 0,53 (0,011)
Efeitos aleatórios			
Nível 2			
Intercepto ( $\sigma^2_{u0}$ )	16,0 ± 4,6	23,5 ± 3,8	20,2 ± 3,7
Ano de nascimento ( $\sigma^2_{u1}$ )		0,0 ± 0,0	-
Nível 1			
Resíduos ( $\sigma^2_e$ )	33,4 ± 4,6	20,8 ± 3,4	20,8 ± 3,4
Deviance	5.518	5.417	5.112
Variáveis	Mulheres		
	Modelo 1B b ± ep (valor de p)	Modelo 2B b ± ep (valor de p)	Modelo 3B b ± ep (valor de p)
Efeitos fixos			
Intercepto	156,3 ± 0,17 (< 0,001)	156,2 ± 0,17 (< 0,001)	156,4 ± 0,17 (< 0,001)
Ano de nascimento		0,15 ± 0,01 (< 0,001)	0,13 ± 0,02 (< 0,001)
Escolaridade (série concluída)			0,22 ± 0,05 (< 0,001)
Raça branca			0,27 ± 0,36 (0,457)
Renda familiar <i>per capita</i> (logaritmo)			0,35 ± 0,20 (0,083)
Área de residência: urbana			0,88 ± 0,37 (< 0,001)
Efeitos aleatórios			
Nível 2			
Intercepto ( $\sigma^2_{u0}$ )	10,6 ± 2,0	15,0 ± 1,9	13,9 ± 1,9
Ano de nascimento ( $\sigma^2_{u1}$ )		0,0 ± 0,0	-
Nível 1			
Resíduos ( $\sigma^2_e$ )	28,9 ± 2,0	22,6 ± 1,8	22,4 ± 1,8
Deviance	9.729	9.628	9.228

b: coeficiente de regressão estimado; ep: erro padrão

*per capita* familiar também não foi significante no nível de 5%, mas os efeitos da escolaridade e da residência em área urbana estiveram associados a aumentos de 0,23cm por ano (IC95%: 0,13; 0,33) e 0,88cm por ano (IC95%: 0,16; 1,60), respectivamente. Ademais, o ano de nascimento continuou significativamente associado à estatura, sem mudanças marcantes em seus efeitos: 0,21cm por ano (IC95%: 0,16; 0,25), no grupo de adultos masculinos, e 0,13cm por ano (IC95%: 0,10; 0,16), no grupo de adultos femininos.

No grupo de crianças e adolescentes (idade de 60 meses a 19 anos), os resultados do ajuste do modelo nulo são apresentados na Tabela 4 (modelo 1A). O valor estimado do coeficiente de correlação intraclasse foi 0,404, evidenciando a presença de correlação nos escores-z devido ao agrupamento domiciliar. Em adição, a média populacional do escore-z foi estimada em -0,56 (IC95%: -0,63; -0,49). Adicionada ao modelo nulo como variável preditora, a idade mostrou um efeito (fixo) significativo ( $p < 0,001$ ), indicando

Tabela 4

Estimativas dos coeficientes dos modelos de regressão linear multinível ajustados aos dados da altura e outras variáveis sociodemográficas de crianças e adolescentes. Pernambuco, Brasil.

Variáveis	Crianças e adolescentes (5-19 anos)		
	Modelo 1A b ± ep (valor de p)	Modelo 2A b ± ep (valor de p)	Modelo 3A b ± ep (valor de p)
Efeitos fixos			
Intercepto	-0,56 ± 0,03 (< 0,001)	-0,56 ± 0,03 (< 0,001)	-0,54 ± 0,04 (< 0,001)
Idade (anos)		-0,03 ± 0,01 (< 0,001)	-0,08 ± 0,01 (< 0,001)
Sexo feminino			0,11 ± 0,06 (0,060)
Escolaridade (série concluída)			0,09 ± 0,02 (< 0,001)
Raça branca			0,10 ± 0,07 (0,196)
Renda familiar <i>per capita</i> (logaritmo)			0,16 ± 0,04 (< 0,001)
Área de residência: urbana			0,24 ± 0,08 (< 0,001)
Efeitos aleatórios			
Nível 2			
Intercepto ( $\sigma^2_{u0}$ )	0,67 ± 0,03	0,44 ± 0,04	0,35 ± 0,05
Idade (anos) ( $\sigma^2_{u1}$ )		0,004 ± 0,001	-
Nível 1			
Resíduos ( $\sigma^2_e$ )	0,81 ± 0,02	0,58 ± 0,04	0,61 ± 0,04
Deviance	3.955	3.911	2.889
Variáveis	Crianças até cinco anos		
	Modelo 1B b ± ep (valor de p)	Modelo 2B b ± ep (valor de p)	Modelo 3B b ± ep (valor de p)
Efeitos fixos			
Intercepto	-0,47 ± 0,03 (< 0,001)	-0,47 ± 0,03 (0,001)	-0,50 ± 0,03 (< 0,001)
Idade (semestres)		-0,03 ± 0,01 (0,001)	-0,02 ± 0,01 (< 0,103)
Pré-natal: sim			0,40 ± 0,14 (< 0,001)
Sexo feminino			0,21 ± 0,05 (< 0,001)
Peso ao nascer (em unidades de 0,5 kg)			0,29 ± 0,02 (< 0,001)
Diarreia prévia (últimas duas semanas)			-0,15 ± 0,07 (0,027)
Raça branca			0,01 ± 0,06 (0,865)
Idade materna (anos)			-0,001 ± 0,004 (0,783)
Local de nascimento: hospital/maternidade			0,09 ± 0,15 (0,568)
Tipo de parto: normal			-0,06 ± 0,06 (0,309)
Renda familiar <i>per capita</i> (logaritmo)			0,20 ± 0,04 (< 0,001)
Escolaridade da mãe			0,03 ± 0,001 (< 0,001)
Área de residência urbana			0,21 ± 0,06 (0,001)
Efeitos aleatórios			
Nível 2			
Intercepto ( $\sigma^2_{u0}$ )	0,55 ± 0,06	0,56 ± 0,06	0,43 ± 0,06
Ano de nascimento ( $\sigma^2_{u1}$ )		0,0 ± 0,0	-
Nível 1			
Resíduos ( $\sigma^2_e$ )	0,74 ± 0,05	0,71 ± 0,07	0,64 ± 0,05
Deviance	4.875	4.864	4.403

b: coeficiente de regressão estimado; ep: erro padrão

decréscimo de 0,03 no ZAI médio, associado a cada ano adicional na idade.

Ao modelo 2A, foram acrescentadas as variáveis sexo, escolaridade, raça, renda familiar *per capita* e área de residência urbana (modelo 3A; Tabela 4). Os resultados mostram que, excetuando a raça, os efeitos parciais das demais variáveis foram significantes. Os efeitos da escolaridade, da renda familiar *per capita* e da residência em área urbana estiveram associados a aumentos médios de 0,09, 0,16 e 0,24, respectivamente, no escore z de A/I.

Com relação ao grupo de crianças menores de cinco anos, o coeficiente de correlação intraclasses estimado com o ajuste de modelo nulo (modelo 1B; Tabela 4) foi 0,423, igualmente evidenciando a presença de correlação nos valores de ZAI por causa do agrupamento domiciliar. A média populacional do escore ZAI foi estimada em -0,47 (IC95%: -0,53; -0,41). Ampliando o modelo nulo com a inclusão da idade (modelo 2B; Tabela 4), verificou-se que essa variável apresentou um efeito significativo ( $p < 0,001$ ), indicando decréscimo de 0,03 no ZAI médio, associado a cada ano adicional de idade. Entretanto, a idade não teve um efeito aleatório significativo, ou seja, a taxa de declínio anual do ZAI não apresentou variação significativa entre os domicílios ( $p = 0,153$ ).

Ao modelo 2B foram acrescentadas as variáveis realização de pré-natal, sexo feminino, peso ao nascer, diarreia nas últimas duas semanas, raça branca, idade materna, local de nascimento, parto normal, renda familiar *per capita* escolaridade materna e área de residência urbana (modelo 3A; Tabela 4). Os resultados mostram que, excetuando a idade da criança, a raça, local de nascimento, a idade materna e o tipo de parto, os efeitos parciais das demais variáveis foram significantes. Os efeitos da escolaridade, do logaritmo da renda familiar *per capita* e da residência em área urbana estiveram associados a aumentos de 0,09, 0,16 e 0,24 na média de ZAI, respectivamente.

## Discussão

Sabe-se que, no Brasil e em suas diferentes macrorregiões, principalmente nas menos desenvolvidas, a desnutrição, como processo patogênico ativo, apresenta seu maior risco de exposição entre os seis meses e dois anos de idade<sup>18</sup>. Como decorrência, o retardo estatural praticamente se instala neste período crítico do crescimento.

É oportuno observar que, nesta fase crucial, quando se conjuga a transição entre a alimentação da criança e a da família, a aquisição da imu-

nocompetência contra as doenças infecciosas mais comuns nas áreas de pobreza e a redução relativa das demandas de nutrientes conforme a massa corporal se instalam progressivamente. Logo, o período crítico do crescimento (a chamada “brecha” nutricional) se abrevia tanto mais rapidamente, quanto mais se caracteriza a transição epidemiológica<sup>19</sup>. Na realidade, a brecha nutricional, uma expressão alegórica do fechamento do ciclo da desnutrição, já foi bem maior no Brasil e em outros países do Terceiro Mundo, iniciando-se na vida intrauterina (recém-nascidos pequenos para a idade gestacional), chegando aos três/quatro anos de vida, quando a criança retomava uma linha de crescimento praticamente equivalente ao ritmo de crianças normais<sup>20,21</sup>.

Concretamente, o prejuízo do crescimento linear representa, ao longo da vida de indivíduos e de gerações, a manifestação tardia e residual de um processo relativamente breve no ciclo do crescimento. Em outros termos, o retardo da estatura da idade escolar, da adolescência e da vida adulta seria a seqüela de um processo patogênico instalado e muitas vezes concluído nos primeiros meses de vida, estendendo-se prospectivamente até a vida adulta, incluindo a senectude. Tal lógica conceitual tem várias implicações para um estudo que envolve gerações sucessivas, como é o caso aqui analisado. São indivíduos diferentes, que cresceram em tempos e, provavelmente, em contextos diversos, atravessando estruturas e conjunturas socioambientais e sanitárias distintas, constituindo, assim, segmentos populacionais diversificados. É evidente, portanto, que a compreensão do estado nutricional, tendo a relação estatura/idade como variável *proxy*, seja consideravelmente difícil, tanto em seus aspectos descritivos, quanto, sobretudo, em sua abordagem analítica.

Em relação às crianças menores de cinco anos, considera-se que o inventário de fatores proximais, isto é, individuais, seja menos comprometido em sua validade, dado que as variáveis estariam mais próximas à ocorrência do desfecho, o retardo estatural. Em decorrência, foram testadas 12 variáveis explanatórias para os menores de cinco anos, das quais oito (idade pré-natal, sexo feminino, peso ao nascer, diarreia nas duas últimas semanas, renda familiar *per capita*, escolaridade materna e área de residência urbana) permaneceram significativamente associadas à estatura, após o ajuste, na análise multivariada.

Já nos grupos de idade escolar (6-11 anos) e adolescentes, apenas seis variáveis foram consideradas na fase preliminar da análise estatística, descartando-se, portanto, várias outras que não seriam pertinentes e/ou relevantes para esta

etapa de avaliação. No modelo final, quatro permaneceram significantes após o ajuste, e todas (idade, sexo feminino, renda familiar *per capita* e residência em área urbana) também figuravam no modelo das crianças menores de cinco anos.

Por fim, entre os adultos dos dois sexos, o ano de nascimento (em última instância, uma variável *proxy* da idade) aparece na análise bruta e se mantém após o ajuste da análise multivariada. Outras três (renda, escolaridade e área de residência), que já haviam aparecido como significantes nos outros grupos biológicos, mantêm-se no modelo explicativo final, com exceção da renda familiar no sexo feminino.

Embora repetitivas, essas observações são pertinentes para que se compreendam os fatores que participam na determinação de riscos de déficit estatural. Verifica-se que a idade atravessa os três grupos de hospedeiros, dos adultos mais velhos às crianças mais novas, constatação que encontra suporte no próprio objetivo e hipótese básica deste estudo: a tendência temporal ou intergeracional da estatura. São observações que se explicitam na transição nutricional, bem evidenciada nas últimas quatro ou cinco décadas<sup>20,21</sup>. Por outro lado, também foram detectados fatores que se estendem por todos os grupos biológicos, como a área de residência, a renda (exceção das mulheres adultas) e escolaridade. A divisão sexual prevalece como fator de diferenciação nas crianças e adolescentes, indivíduos ainda em crescimento. Nos adultos, por uma opção de tratamento analítico, homens e mulheres foram considerados de forma separada e autônoma, como campos de desfechos, e não como variáveis independentes.

Em um estudo de caráter temporal, cabe fazer um retrospecto da situação socioeconômica de Pernambuco, estabelecendo laços de correspondência com o contexto nacional e internacional.

Desde os tempos coloniais, a economia de Pernambuco tem apresentado ciclos de expansão e de retração, como resultado do próprio contexto historicamente prevalente na região e no Brasil. No passado, duas situações se delinearam estruturalmente: a zona litoral/mata, onde se desenvolveu a agroindústria açucareira, e a chamada *hinterlândia*, compreendendo o agreste e o sertão. A agroindústria da cana era (e ainda é) essencialmente latifundiária e monocultorista, produzindo grandes assimetrias sociais. Os ciclos de emprego/desemprego, bem típicos da economia canavieira do Nordeste e de toda a América Latina (Argentina, América Central), fizeram deste espaço superpovoado um território de fome endêmica, segundo o livro clássico de Josué de Castro<sup>10</sup>. Já no agreste e sertão predominam as

pequenas e médias extensões de terra sob o domínio tradicional de famílias rurais dedicadas à bovinocaprinocultura e à prática de policultura alimentar (feijão, milho, mandioca), destinada basicamente à subsistência familiar<sup>22</sup>.

A partir dos anos 60, com as políticas de desenvolvimento regional, ocorreram grandes mudanças na estrutura e nos processos econômicos, sociais e políticos da região<sup>22</sup> principalmente no Estado de Pernambuco, que se tornou um polo de atração de empresas industriais, sob estímulos fiscais da Superintendência de Desenvolvimento do Nordeste (SUDENE). Assim, entre 1963 e 1969, 36,9% das liberações de recursos foram destinados a Pernambuco, decaindo nas décadas seguintes. Vale destacar que o Brasil viveu duas “décadas perdidas” entre 1980 e 2000, num ciclo adverso que se estendeu aos países da África e das Américas, afetando duramente o Estado de Pernambuco.

Já na primeira década do século XXI, com a implantação da nova zona portuária do Recife, o desenvolvimento do polo de gesso (o maior das Américas) no interior, a implantação do polo petroquímico, o aproveitamento da cana de açúcar para a produção de álcool combustível em grande escala e a irrigação nas margens do Rio São Francisco, o estado passou a crescer em “ritmo chinês”, com o PIB mais elevado do Brasil. Ainda assim, a renda *per capita* de Pernambuco, em torno de US\$ 4.000, está bem abaixo da média nacional de US\$ 7.000. É uma situação que equivale aos valores medianos dos países em desenvolvimento, segundo classificação da Organização das Nações Unidas<sup>23</sup>.

Em relação a estudos internacionais, tratando especificamente de aspectos antropométricos, é interessante sumarizar os resultados de situações bem diversas, tanto entre si, quanto do estudo realizado em Pernambuco. São os casos do Sri Lanka<sup>24</sup>, na Ásia, do Irã, no Oriente Próximo<sup>5</sup>, de Porto Rico, nas Américas<sup>25</sup>, e da Suíça, na Europa<sup>26</sup>. Tendo em comum a avaliação do crescimento secular e a utilização da análise multivariada para investigar a participação de fatores condicionantes, estas pesquisas oferecem distintos e importantes subsídios para a discussão do tema aqui estudado.

No Sri Lanka, um estudo de base populacional de 4.477 pessoas maiores de 18 anos, realizado entre 2005 e 2006, mostrou correlação negativa com a idade ( $r = -0,207$ ), observada, sobretudo, entre homens e entre os nascidos após 1977. As mulheres rurais eram significativamente mais altas que as urbanas. A altura foi significativamente correlacionada com a renda familiar e com o nível de educação. Nos dois sexos, os preditores mais importantes da estatura foram o



ano de nascimento, a renda familiar e o nível de educação<sup>24</sup>.

Porto Rico, estado associado aos Estados Unidos, é a mais antiga colônia do mundo, representando, portanto, um caso singular em termos políticos, socioeconômicos, ecológicos e culturais. O estudo<sup>25</sup> compara o crescimento estatural de cidadãos nascidos entre 1886 e 1930, compreendendo homens entrevistados em Porto Rico em 1966 e brancos não hispânicos submetidos a inquéritos entre 1971-1975. Os homens adultos tinham uma estatura média de 164,8cm, enquanto os nascidos em território norte-americano eram 8,3cm mais altos. Como argumentos para explicar as diferenças, citam-se a marginalidade política, a estagnação da economia rural, alimentação deficiente, a disparidade de renda, os choques negativos dos ajustes econômicos e o conjunto de fatores que tenderiam a aumentar, temporalmente, a estatura física dos adultos (aumento da escolaridade, melhoria na saúde pública, redução das desigualdades econômicas e as possíveis mudanças culturais observadas, principalmente, na crescente unificação da linguagem: o inglês e o espanhol). Por outro lado, um estudo de base populacional (NHANES I) produziu informações que possibilitaram analisar as diferenças de estatura entre cidadãos americanos e nativos de Porto Rico. Comprovou-se um incremento estatisticamente significativo de quinquênios de idade, discriminando gerações sucessivas dos dois grupos. Em Porto Rico, a estatura praticamente não se elevou entre os nascidos no período 1886-1890 (pouco mais de 1cm), enquanto nos Estados Unidos aumentou 4,1cm entre 1890-1900. Na análise multivariada, as diferenças foram explicadas pelo grau de escolaridade, local de residência (rural x urbano) e diferenças de renda<sup>25</sup>.

No Irã, um estudo<sup>5</sup> representando diferentes regiões do país, em amostra de quase 90 mil pessoas de 15 a 64 anos, incluindo indivíduos nascidos entre 1940 e 1984, evidenciou que, acompanhando as mudanças ocorridas após 1940, a estatura média dos adultos elevou-se em 1,53cm por década para homens e 1,17cm para mulheres, com um aumento decenal médio de 1,28cm para os dois sexos tomados conjuntamente. Os picos de aumento ocorreram em torno de 1970. Na regressão multivariada apareceram como variáveis independentes, explicando as mudanças, o ano de nascimento, sexo, a área de residência (urbana/rural) e a escolaridade<sup>5</sup>.

Finalmente, o caso da Suíça, país considerado como padrão em termos de desenvolvimento material e social, demonstra que sua população adulta aumentou de estatura ao longo da série de anos de nascimentos compreendida entre 1955 e 1985, trinta anos, portanto. Assim, a coorte de

nascidos entre 1971-1975 tinha cerca de 2,2-2,3 cm a mais do que os nascidos nos 15 anos anteriores. O estudo<sup>26</sup> foi realizado em 2004 e sua análise revela que a Suíça faz parte do grupo de países que alcançou os padrões de estatura mais elevados do mundo (Suécia, Alemanha, Holanda e Dinamarca), com uma pequena vantagem sobre os homens adultos dos Estados Unidos, que eram, há duzentos anos, mais altos que os europeus. Também na Suíça, o aumento temporal da estatura relacionou-se estatisticamente com os níveis mais elevados de renda, de escolaridade, com o local de residência (1,0cm a mais no meio urbano) e com o estado civil, sendo a estatura mais baixa entre os solteiros<sup>26</sup>.

Num nível mais genérico, em escala mundial, o caso de Pernambuco se inclui no cenário de mudanças estruturais e epidemiológicas que estão modulando a nova situação de saúde e nutrição. Van de Poel et al.<sup>27</sup>, analisando a situação de 47 países em desenvolvimento, observaram uma questão crucial: pode-se dizer neste momento, como se dizia no passado, que as crianças do meio urbano são mais saudáveis que as do meio rural? É uma questão muito válida e atual para o caso do Brasil e, naturalmente, de Pernambuco.

Aspectos mais limitantes do presente estudo referem-se ao fato de que os dados primários do artigo derivam de um banco de dados de uma pesquisa sobre a situação de saúde e nutrição da população de Pernambuco. Portanto, não foi concebido e executado para atender exclusivamente aos objetivos específicos aqui analisados. Por outro lado, ao integrar uma série temporal de avaliações (1991, 1997 e 2006), foram necessários objetivos e procedimentos padronizados em face da comparabilidade diacrônica de seus resultados. Esse enfoque, que constitui uma limitação, representa, paradoxalmente, o foco mais interessante e apropriado para os fins desta pesquisa.

Vários estudos são concordantes em reconhecer que os ganhos mais recentes, mediante a elevação da renda, do nível educacional e do local de residência (urbano x rural) nos países mais desenvolvidos e até nas nações menos desenvolvidas, estão relacionados à cobertura e resolutividade dos cuidados de saúde, como parte importante do estado de bem-estar<sup>26</sup>. É provável que o platô desse processo seja a correspondência genótipo/fenótipo, como um evento histórico no desenvolvimento ontogenético do homem<sup>28</sup>. É muito expressivo que a evolução intergeracional da estatura da população de Pernambuco, como do Nordeste em seu conjunto, seja indicativa de um processo bem mais rápido do que aconteceu nos países mais desenvolvidos do mundo<sup>29</sup>.

Finalmente, como observação mais interessante, registra-se que as tendências temporais referentes ao segmento amostral mais jovem (menores de cinco anos) levaria à predição de que, já

no corrente ano de 2012, estaria corrigido o déficit estatural de crianças no Estado de Pernambuco. Este seria um evento de interesse histórico para a epidemiologia nutricional no Brasil.

## Resumo

*Utilizando-se modelos de regressão multinível, foram identificados fatores relacionados à evolução estatural de pessoas residentes em Pernambuco, Brasil, em 2006 e nascidas a partir de 1945. Os dados provêm de dois inquéritos estaduais de base populacional. No modelo final de cada grupo etário, ano de nascimento, sexo, escolaridade, renda e residência em área urbana ficaram positivamente associadas ao crescimento estatural dos adultos, bem como de crianças e adolescentes de 5 a 19 anos. Nos menores de cinco anos, além dessas variáveis, também ficaram positivamente associados o peso ao nascer e a realização de pré-natal, enquanto a ocorrência de diarreia nas últimas duas semanas anteriores à entrevista mostrou associação negativa. Os resultados do estudo mostram que o crescimento estatural foi mais favorecido em ambientes nos quais predominaram melhores condições socioeconômicas ambientais.*

*Antropometria; Crescimento e Desenvolvimento; Estatura-Idade*

## Colaboradores

J. N. Figueiroa participou da concepção do trabalho, da redação, revisão crítica e aprovação final do artigo. J. G. B. Alves contribuiu na elaboração, organização e revisão crítica do artigo. P. I. C. Lira contribuiu na análise dos dados, redação e revisão crítica do artigo. M. Batista Filho participou da concepção, da redação, revisão crítica e aprovação final do artigo.

## Agradecimentos

Os autores fazem um agradecimento especial à professora Tereza Cristina Miglioli pela enestimável ajuda prestada na finalização deste estudo.

## Referências

1. Jelliffe DB. Evaluación del estado de nutrición de la comunidad (con especial referencia a las encuestas en las regiones en desarrollo). Geneva: Organización Mundial de la Salud; 1968. (Série Monografias, 53).
2. Tanner JM. Foetus into man. Cambridge: Harvard University Press; 1990.
3. De Onis M, Onyango AW, Van den Broek J. Measurement and standardization protocols for anthropometry used in construction of a new international growth reference. *Food Nutr Bull* 2004; 25:S27-36.
4. Bezerra JG, Figueira F. Doenças do adulto com raízes na infância. Recife: Bagaço; 1998.
5. Haghdoost AA, Mirzazadeh A, Alikhani S. Secular trend of height variations in iranian population born between 1940 and 1984. *Iran J Public Health* 2008; 7:1-7.
6. Waterlow JC. Note on the assessment and classification of protein energy malnutrition in children. *Lancet* 1973; 2:97-9.
7. Morley D. Chart to help with malnutrition and overpopulation problems. *Lancet* 1974; 1:712-4.
8. Sen A. Desenvolvimento como liberdade. São Paulo: Companhia das Letras; 2001.
9. Sachs I. Caminhos para o desenvolvimento sustentável. 3ª Ed. Rio de Janeiro: Editora Garamond; 2008.
10. Castro J. Geografia da fome. O dilema brasileiro: pão ou aço. 11ª Ed. Rio de Janeiro: Editora Gryphus; 1992.
11. Fundo das Nações Unidas para a Infância. Situação mundial da infância. New York: Fundo das Nações Unidas para a Infância; 2011.
12. Fishler C, Masson E. Manger, Français, Européens, et Américains face à l'alimentation. Paris: Odile Jacob; 2008.
13. Poulain JP. Sociologie de l'obésité. Paris: PUF; 2009.
14. Abramovay R. Alimentos versus população: está ressurgindo o fantasma malthusiano? *Ciênc Cult* 2010; 62:38-42.
15. Figueiroa JN, Alves JGB, Lira PIC, Batista Filho M. Evolução intergeracional da estatura no Estado de Pernambuco, Brasil, entre 1945 e 2006. 1 – aspectos descritivos. *Cad Saúde Pública* 2012; 28:1285-96.
16. Grummer-Strawn LM, Cáceres JM, Herrera de Jaimes BP. Trends in the nutritional status of Salvadorian children: the post-war experience. *Bull World Health Organ* 1996; 74:369-74.
17. Hox JJ. Multilevel analysis – techniques and applications. 2<sup>nd</sup> Ed. New York: Routledge; 2010.
18. Batista Filho M, Miglioli TC, organizadores. Viabilização do semi-árido do Nordeste. Recife: Gráfica e Editore Linceu; 2010.
19. WHO Multicentre Growth Reference Study Group. Enrolment and baseline characteristics in the WHO Multicentre Growth Reference Study. *Acta Paediatr Suppl* 2006; 450:7-15.
20. Rissin A, Figueiroa JN, Benício MHD'A, Batista Filho M. Retardo estatural em menores de cinco anos: um estudo “baseline”. *Ciênc Saúde Coletiva* 2011; 16:4067-76.
21. Popkin BM. Nutritional pattern and transition. *Popul Dev Rev* 1993; 19:138-57.
22. Lima JPR, Sicsu AB, Padilha MFFG. Economia de Pernambuco: transformações recentes e perspectivas no contexto regional globalizado. *Revista Econômica do Nordeste* 2007; 38:525-35.
23. Fundo das Nações Unidas para a Infância. Situação mundial da infância. New York: Fundo das Nações Unidas para a Infância; 2007.
24. Ranasinghe P, Naveen MA, Jayawardana AAD, Constantine GR, Sheriff MHR, Matthews DR, et al. Patterns and correlates of adult height in Sri Lanka. *Econ Hum Biol* 2011; 9:23-9.
25. Godoy RA, Goodman E, Levins R, Caram M, Seyfried C. Adult male height in an American colony: Puerto Rico and the USA mainland compared, 1886 – 1955. *Econ Hum Biol* 2007; 5:82-99.
26. Kues AB. Taller – healthier – more equal? The biological standard of living in Switzerland in the second half of the 20th century. *Econ Hum Biol* 2010; 8:67-79.
27. Van de Poel E, O'Donnell O, Van Doorslaer E. Are urban children really healthier? Evidence from 47 developing countries. *Soc Sci Med* 2007; 65:1986-2003.
28. Batista Filho M, Vidal Batista L. Transição alimentar/nutricional ou mutação antropológica? *Ciênc Cult* 2010; 62:26-30.
29. Menezes RCE, Lira PIC, Leal VS, Oliveira JS, Santana SCS, Sequeira LAS, et al. Determinants of stunting in children under five in Pernambuco, Northeastern Brazil. *Rev Saúde Pública* 2011; 45: 1079-87.

Recebido em 24/Jun/2011

Versão final reapresentada em 09/Mar/2012

Aprovado em 27/Mar/2012