

# Tendência secular da desnutrição e da obesidade na infância na cidade de São Paulo (1974-1996)\*

## Secular trends in malnutrition and obesity among children in S. Paulo city, Brazil (1974-1996)

Carlos Augusto Monteiro e Wolney Lisboa Conde

*Departamento de Nutrição da Faculdade de Saúde Pública da Universidade de São Paulo. São Paulo, SP, Brasil*

### Descritores

Desnutrição-protéico-energética, epidemiologia#. Obesidade, epidemiologia. Inquéritos nutricionais. Fatores socioeconômicos. Peso-estatura. Acesso aos serviços de saúde. Séries de tempo. Criança.

### Resumo

#### Objetivo

Estimar a prevalência e a distribuição social da desnutrição e da obesidade na infância, estabelecer a tendência secular dessas enfermidades e analisar sua determinação, com base nos dados coletados por três inquéritos domiciliares, realizados na cidade de São Paulo em 1974/75, 1984/85 e 1995/96.

#### Métodos

Os três inquéritos estudaram amostras probabilísticas da população residente na cidade com idades entre zero e 59 meses (1.008 crianças em 1973/74; 1.016 em 1984/85 e 1.280 em 1995/96). O diagnóstico da desnutrição foi feito com base nos índices altura/idade e peso/altura adotando-se, como nível de corte, dois desvios-padrão da média esperada para idade e sexo segundo a referência internacional de crescimento. O diagnóstico da obesidade correspondeu a índices peso/altura, além de dois desvios-padrão da média esperada segundo a mesma referência. O estudo da distribuição social dos eventos de interesse levou em conta tercís da renda familiar *per capita* em cada um dos inquéritos. A estratégia analítica, para estudar os determinantes da tendência secular dos eventos de interesse, empregou modelos hierárquicos de causalidade, análises multivariadas de regressão e procedimentos análogos aos utilizados para calcular riscos atribuíveis populacionais.

#### Resultados/Conclusões

No período de 22 anos coberto pelos três inquéritos, a desnutrição na infância foi controlada na cidade de São Paulo, tornando-se relativamente rara mesmo entre as famílias mais pobres. O risco de obesidade permaneceu baixo e restrito às crianças pertencentes às famílias mais ricas. Mudanças positivas em determinantes distais (renda familiar e escolaridade materna) e intermediários (saneamento do meio, acesso a serviços de saúde e antecedentes reprodutivos) do estado nutricional justificaram parte substancial do declínio da desnutrição observado entre meados das décadas de 80 e 90.

### Keywords

*Protein-energy malnutrition, epidemiology#. Obesity, epidemiology. Nutrition surveys. Socioeconomic factors. Height weight. Health services accessibility. Time series. Child.*

### Abstract

#### Objective

*Data from three household surveys undertaken in the city of S. Paulo, Brazil, from mid-80s to mid-90s allow to characterize and analyse secular trends in malnutrition and obesity among infants and children.*

#### Methods

*The three surveys included random population samples aged from zero to 59 months (1,008 children in the period of 1974-75; 1,016 in 1984-85 and 1,280 in 1995-96). The*

### Correspondência para/Correspondence to:

Carlos Augusto Monteiro  
Av. Dr. Arnaldo, 715  
01246-904 São Paulo, SP, Brasil  
E-mail: carlosam@usp.br

\*Trabalho desenvolvido no Departamento de Nutrição da Faculdade de Saúde Pública da Universidade de São Paulo e no Núcleo de Pesquisas Epidemiológicas em Nutrição e Saúde da Universidade de São Paulo e baseado em pesquisas de campo financiadas pela Financiadora de Estudos e Projetos - Finep (Convênios 41.83.0698.00 e 66.96.0193.00) e pela Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo - Fapesp (Processos 84/2463-3 e 94/3493-5).

*malnourished status was diagnosed when height-for-age and/or weight-for-height indices were below two standard deviation of the mean values expected according to the international growth reference. The obesity status was determined when weight-for-height indices fell two standard deviations above the reference. The study of the social distribution of malnutrition and obesity in each survey took into account tertiles of the per capita family income. For the study of the determinants of secular trends, hierarchical causal models, multivariate regression analyses and calculations analogous to the ones used to assess population attributable risks were applied.*

#### **Results/Conclusions**

*In the period of 22 years covered by the three surveys, child malnutrition was controlled in the city and became relatively rare even among the poorest families. The risk of obesity remained low and restricted to the richest families. Positive changes in distal (family income and maternal schooling) and intermediate determinants (sanitation, access to health services and reproductive past history) of child nutritional status substantially explained part of the decline in the prevalence of malnutrition seen in the mid-80s to mid-90s.*

## INTRODUÇÃO

A desnutrição na infância, indicada pelo comprometimento severo do crescimento linear e/ou pelo emagrecimento extremo da criança, constitui um dos maiores problemas enfrentados por sociedades em desenvolvimento, seja por sua elevada frequência, seja pelo amplo espectro de danos que se associam àquelas condições. Estima-se que 38,1% das crianças menores de cinco anos que vivem em países em desenvolvimento padeçam de comprometimento severo do crescimento (“stunting”) e que 9,0% apresentem emagrecimento extremo (“wasting”).<sup>24</sup> A essas condições associam-se, entre outros danos, o aumento na incidência e na severidade de enfermidades infecciosas, a elevação das taxas da mortalidade na infância, o retardo do desenvolvimento psicomotor, dificuldades no aproveitamento escolar e diminuição da altura e da capacidade produtiva na idade adulta.<sup>10,20-22</sup> No caso do sexo feminino, o retardo do crescimento na infância determina mulheres adultas de baixa estatura sujeitas a um risco maior de gerar crianças com baixo peso ao nascer.<sup>9</sup> Estas, por sua vez, terão um maior risco de apresentar retardo de crescimento<sup>3</sup> e de produzir recém-nascidos de baixo peso,<sup>8</sup> o que caracteriza o efeito intergerações da desnutrição.

Estudos epidemiológicos sobre indicadores da obesidade na infância são ainda muito escassos, e quase sempre restritos a países desenvolvidos, para que se tenha idéia da real importância dessa condição em sociedades em desenvolvimento.<sup>25</sup> Ainda assim, a importância crescente da obesidade em adultos, demonstrada em todos os países onde o tema vem sendo investigado,<sup>14,25</sup> incluindo o Brasil,<sup>12,15,18</sup> justifica que indicadores dessa enfermidade sejam monitorados em outros grupos etários, como crianças e adolescentes.

O presente estudo descreve indicadores antropométricos da desnutrição e da obesidade relativos à

população de crianças menores de cinco anos de idade que vivia na cidade de São Paulo em meados da década de 90, mostra como a ocorrência dessas duas enfermidades varia em distintos estratos sociais, resgata sua evolução desde meados da década de 70 e considera as causas subjacentes às variações temporais encontradas.

## MÉTODOS

### Amostragem

As estimativas quanto a indicadores da desnutrição e da obesidade em meados da década de 90 serão calculadas com base na amostra de crianças menores de cinco anos de idade no inquérito “Saúde e nutrição das crianças de São Paulo II”. Esse inquérito foi realizado pelo Núcleo de Pesquisas Epidemiológicas em Nutrição e Saúde da Universidade de São Paulo (Nupens/USP), de setembro de 1995 a agosto de 1996, em uma amostra probabilística de 4.560 domicílios da cidade de São Paulo.

O processo de amostragem do inquérito de 1995/96 encontra-se detalhado alhures.<sup>17</sup> Em essência, tratou-se de uma amostragem estratificada em múltiplas etapas, envolvendo o sorteio de setores censitários, conglomerados de domicílios e domicílios individuais. A visita aos 4.560 domicílios sorteados identificou um total de 1.390 crianças menores de cinco anos. Dessas crianças, 54 (3,9%) deixaram de ser estudadas por não serem encontradas no domicílio após um número mínimo de três visitas (sendo pelo menos uma em sábados ou domingos) ou por não-concordância dos pais em participar do estudo; outras 56 crianças (4,0%) foram estudadas apenas parcialmente porque mudaram de residência antes que o estudo fosse completado. Assim, foram integralmente estudadas 1.280 crianças com idades entre zero e 59 meses de idade. A cada uma dessas crianças foi associado um fator que representa

o peso da mesma na amostra (peso amostral). Esse fator é dado pelo inverso da fração amostral do domicílio onde vive a criança (quantos domicílios da cidade estão sendo representados por aquele domicílio) multiplicado pelo inverso da taxa de sucesso da pesquisa no setor onde se encontra o domicílio. Com a aplicação desses pesos, o conjunto das 1.280 crianças estudadas deve representar adequadamente o conjunto das crianças menores de cinco anos que vivia na cidade de São Paulo em 1995/96.

A evolução da desnutrição e da obesidade na cidade de São Paulo será identificada comparando-se os resultados do inquérito de 1995/96 com resultados de inquéritos anteriores realizados em 1974/75 e em 1984/85. No primeiro caso, considerou-se a amostra das crianças menores de cinco anos de São Paulo (n=1.008) estudadas pelo Endef (Estudo Nacional sobre Despesas Familiares), pesquisa nacional realizada pelo IBGE em 1974/75. No segundo caso, considerou-se a amostra de crianças menores de cinco anos (n=1.016) do inquérito "Saúde e nutrição das crianças de São Paulo I", realizado pelo Nupens/USP em 1984/85. O processo de amostragem desses dois inquéritos,<sup>5,11</sup> foi, em essência, semelhante ao descrito para o inquérito de 1995/96.

Nos inquéritos de 1984/85 e de 1995/96, a cobertura do exame antropométrico foi virtualmente universal em todos os grupos etários. No primeiro desses inquéritos, foram pesadas e medidas 1.011 das 1.016 crianças estudadas; no segundo inquérito, foram pesadas e medidas 1.277 das 1.280 crianças estudadas. No inquérito de 1974/75, foram sistematicamente pesadas e medidas apenas as crianças com pelo menos 12 meses de idade, motivo pelo qual as análises desse inquérito se restringem às crianças com idades entre 12 e 59 meses (767 crianças medidas em um total de 807 crianças estudadas).

### Coleta de dados

Procedimentos semelhantes para mensuração da altura das crianças foram empregados nos inquéritos realizados pelo Nupens/USP.<sup>1</sup> Crianças até 23 meses de idade foram medidas na posição deitada em estadiômetros horizontais especialmente construídos para a pesquisa segundo modelo recomendado pelo Arthag.<sup>1,2</sup> Crianças entre 24 e 59 meses de idade foram medidas na posição em pé, descalças, com o auxílio de esquadro e fita métrica inextensível afixada à parede (1984/85) ou de um estadiômetro vertical desmontável construído pelos autores a partir de um microestadiômetro da marca "Stanley" (1995/96). Em 1984/85, as crianças foram pesadas com o emprego de balanças mecânicas portáteis tipo "Salter" com capacidade para 25 kg e divisões correspondentes a

100 g. Em 1995/96, foram empregadas balanças microeletrônicas portáteis da marca "Sohenne" com capacidade para 150 kg e divisões também correspondentes a 100 g (crianças pequenas foram pesadas no colo das mães e o peso total deduzido do peso materno). Nos dois inquéritos, as medidas de altura e de peso foram registradas sem qualquer arredondamento, em milímetros no primeiro caso e em décimos de quilograma no segundo caso.

Procedimentos aparentemente menos rigorosos e equipamentos menos adequados foram empregados pelo Endef para obtenção da altura e do peso das crianças estudadas. O manual de instruções desse inquérito determinava que todas as medidas de altura fossem obtidas com os indivíduos descalços, em posição ereta e encostados a um portal ou parede do domicílio, sendo essa a razão provável para a não tomada sistemática da altura no caso de crianças menores de um ano. O mesmo manual determinava que a distância entre o piso e a caixa craniana dos indivíduos fosse marcada no portal ou parede e, a seguir, medida com uma fita métrica metálica graduada em milímetros. Frações inferiores a 5 mm eram desprezadas e frações iguais ou superiores a 5 mm eram arredondadas para a unidade seguinte. As balanças empregadas pelo Endef eram balanças mecânicas portáteis do tipo plataforma ("balanças de banheiro") com capacidade de até 150 kg e com divisões de 1,0 kg, o que determinou o registro do peso em kg sem decimais.<sup>4</sup>

Crianças com valores aberrantes de peso e/ou altura foram excluídas das análises nos três inquéritos. Para tanto, de acordo com recomendações de comitê de especialistas da Organização Mundial da Saúde (OMS)<sup>23</sup> e empregando a distribuição de referência NCHS,<sup>6</sup> foram excluídas as crianças classificáveis em pelo menos uma das seguintes condições: peso inferior ou superior a 5 desvios-padrão da mediana esperada para idade e sexo, altura inferior a 5 desvios-padrão ou superior a 3 desvios-padrão da mediana esperada para idade e sexo e peso inferior a 4 desvios-padrão ou superior a 5 desvios-padrão da mediana esperada para a altura e sexo. Dessa maneira, foram excluídas 11 das 1.277 crianças medidas em 1995/96 (0,9%), 12 das 1.011 crianças medidas em 1984/85 (1,2%) e 11 das 767 crianças estudadas em 1974/75 (1,4%).

A menor qualidade das medições no inquérito de 1974/75 – inferida a partir do equipamento e dos procedimentos utilizados e da maior proporção de valores aberrantes – e a não consideração das crianças menores de um ano recomendam que as estimativas deste inquérito devam ser vistas como mera aproximação do quadro epidemiológico da desnutrição e da obesidade na cidade em meados da década de 70.

## Procedimentos analíticos

Foram consideradas como desnutridas ou em risco de desnutrição todas as crianças que apresentassem déficits de altura (“stunting”) ou da relação peso/altura (“wasting”) ou, mais especificamente, todas as crianças cuja altura estivesse dois desvios-padrão aquém da altura mediana esperada para a idade e sexo ou cujo peso estivesse dois desvios-padrão aquém do peso mediano esperado para a altura e sexo. Em ambos os casos foi adotado, como distribuição de referência, o padrão NCHS.<sup>6</sup> Foram consideradas obesas ou em risco de obesidade todas as crianças com sobrepeso ou, mais especificamente, todas as crianças cujo peso estivesse dois desvios-padrão além do peso mediano esperado para a altura e sexo, de acordo com o mesmo padrão NCHS.

O nível de corte adotado para identificar tanto déficits de altura e peso/altura quanto o sobrepeso – dois desvios-padrão aquém ou além da mediana do índice antropométrico na população de referência – pressupõe que prevalências em torno de 2,3% devam ser interpretadas como evidência de virtual ausência da desnutrição ou da obesidade na população, uma vez que, por definição, esse é o percentual esperado de índices antropométricos extremos em populações bem nutridas.

A distribuição social da desnutrição e da obesidade será apreciada a partir da comparação das prevalências alcançadas por essas duas condições em estratos da população de menores de cinco anos constituídos a partir da renda familiar e da escolaridade materna. As categorias de renda familiar serão estabelecidas com base na renda familiar *per capita* deflacionada e expressa em unidades de salários mínimos de outubro de 1996 (0-0,5; 0,5-1,0; 1,0-2,0 e 2,0 salários-mínimos *per capita*), adotando-se como deflator o Índice Nacional de Preços ao Consumidor – INPC, acumulado, calculado pelo IBGE. As categorias de escolaridade levarão em conta os anos de estudo concluídos pela mãe da criança (0-3, 4-7, 8-10 e 11 ou mais anos).

A tendência secular dos indicadores da desnutrição e da obesidade será determinada pela comparação da frequência dessas duas condições nos inquéritos realizados na cidade em meados das décadas de 70, 80 e 90. Para avaliar o comportamento de desigualdades sociais, a comparação será feita para a população como um todo e para três estratos, os quais representarão o terço mais pobre das crianças da cidade (o primeiro tercil da renda familiar *per capita* – RFPC – em cada inquérito), o terço intermediário (o tercil intermediário da RFPC em cada inquérito) e o terço das crianças mais ricas da cidade (o tercil superior da RFPC em cada inquérito).

O significado estatístico das diferenças sociais na distribuição dos riscos de desnutrição e de obesidade e das variações temporais evidenciadas quanto a essas duas condições será apreciado com o emprego de testes baseados na distribuição do qui-quadrado para verificação de heterogeneidade ou de tendência linear.<sup>7</sup> Os procedimentos empregados para investigar as causas subjacentes às variações temporais, na prevalência dessas duas condições, serão explicitados na seção de resultados.

## RESULTADOS

### A situação da desnutrição e da obesidade em 1995/96

Na Tabela 1, considerando-se o conjunto das crianças da cidade, vê-se que déficits de altura e de peso/altura alcançam frequência próxima ou mesmo inferior aos 2,3% esperados na distribuição de referência – 2,4% e 0,6%, respectivamente – o que, conforme já salientado, apontaria para o virtual “controle” da desnutrição na população. Ainda para o conjunto das crianças, verifica-se que a frequência do sobrepeso – 3,8% – ultrapassa apenas ligeiramente o percentual de 2,3% esperado pela distribuição de referência, o que, nesse caso, indicaria risco reduzido de obesidade na população.

A estratificação das crianças da cidade, segundo a renda familiar *per capita*, evidencia que o poder aqui-

**Tabela 1** – Prevalência (%) de déficits de altura, déficits de peso para altura e sobrepeso segundo estratos sociais. Crianças entre zero e 59 meses de idade da cidade de São Paulo, SP, 1995/96.

Estratos	n	Altura/idade < -2 z (Padrão NCHS)	Peso/altura < -2 z (Padrão NCHS)	Peso/altura > +2 z (Padrão NCHS)
Renda familiar <i>per capita</i> (em salários-mínimos de outubro/1996)		p = 0,04*	p = 0,16*	p = 0,07**
0-0,5	131	3,9	0,0	1,9
0,5-1,0	331	3,4	0,3	3,7
1,0-2,0	400	2,3	0,6	2,8
2,0-+	404	1,5	1,0	5,1
Escolaridade materna (anos)		p = 0,14**	p = 0,20*	p = 0,60**
0-3	204	3,3	0,0	3,5
4-7	512	3,3	0,5	3,3
8-10	259	0,9	0,9	3,3
11 e +	291	1,8	0,9	5,0
Município de São Paulo	1.266	2,4	0,6	3,8

\*Teste do qui-quadrado para tendência linear.

\*\*Teste do qui-quadrado para heterogeneidade.

sitivo das famílias está inversamente relacionado à frequência de déficits de altura e diretamente relacionado à frequência do sobrepeso. Ainda assim, crianças com déficits de altura não ultrapassam 3,9%, no caso da menor renda, e crianças com sobrepeso não excedem 5,1%, no caso da maior renda, níveis compatíveis com riscos reduzidos da desnutrição e da obesidade, respectivamente. A relação dos déficits de altura e do sobrepeso com a escolaridade das mães é menos clara, notando-se, entretanto, que as frequências máximas de déficits de altura e de sobrepeso, observadas, respectivamente, nas categorias de maior e menor escolaridade, ficam também entre 3% e 5%.

Déficits na relação peso/altura não ultrapassam 1,0% em nenhum dos estratos de renda ou de escolaridade, o que vem confirmar que, em meados da década de 90, formas de desnutrição indicadas pelo emagrecimento extremo das crianças eram raras em São Paulo.

### A tendência secular da desnutrição e da obesidade

A Tabela 2 compara a frequência de índices antropométricos extremos encontrada por inquéritos realizados em São Paulo em meados das décadas de 70, 80 e 90. Déficits de altura declinam vigorosamente do primeiro para o terceiro inquérito: 19,5%, 10,1% e 2,4%, respectivamente. Tendência semelhante de declínio é também observada quanto aos déficits da relação peso/altura, embora, nesse caso, as prevalências estimadas sejam menores – 5,5%, 1,7% e 0,6% – e o virtual “con-

trole” dos quadros de emagrecimento extremo, evidenciados pelo indicador, tenha sido alcançado já em meados da década de 80. A prevalência do sobrepeso mantém-se entre 3% e 4% ao longo dos três inquéritos.

A Tabela 3 apresenta variações temporais em indicadores de desnutrição e de obesidade vistas em estratos sociais “equivalentes” nos três inquéritos – estratos que correspondem a tercís da renda familiar *per capita* em cada inquérito.

A estabilidade na prevalência do sobrepeso, antes evidenciada para o conjunto das crianças da cidade, repete-se nos três estratos de renda. Embora a estratificação, segundo tercís, indique que a frequência do sobrepeso aumenta com a renda nos três inquéritos, as prevalências encontradas no terço mais rico da população (entre 5% e 6%) são apenas compatíveis com um risco modesto e estável da obesidade na infância.

Reduções substanciais e contínuas na prevalência de déficits de altura são observadas em todos os estratos de renda. Tais reduções, da ordem de 90% entre o primeiro e o terceiro inquérito, determinam a virtual eliminação do risco de desnutrição (prevalências de déficits de altura inferiores a 2,3%) para dois terços das crianças da cidade (o terço intermediário e o terço mais rico) e a atenuação substancial desse risco (prevalência de déficits de altura de 3,6%) para o terço restante (o terço mais pobre). Reduções expressivas nos déficits de peso para altura, são observadas para todos os estratos de renda

**Tabela 2** – Tendência secular da prevalência (%) de déficits de altura, déficits de peso para altura e sobrepeso. Crianças entre zero e 59 meses de idade da cidade de São Paulo, SP, 1974/75, 1984/85 e 1995/96.

Ano do inquérito	n	Altura/idade <-2 z (Padrão NCHS)	Peso/altura <-2 z (Padrão NCHS)	Peso/altura >+2 z (Padrão NCHS)
1974/75	756	19,5	5,5	3,2
1984/85	999	10,1	1,7	4,0
1995/96	1.266	2,4	0,6	3,8
p	-	<0,0001*	<0,0001*	0,64**

\*Teste do qui-quadrado para tendência linear.

\*\*Teste do qui-quadrado para heterogeneidade.

**Tabela 3** – Tendência secular da prevalência (%) de déficits de altura, déficits de peso para altura e sobrepeso segundo tercís da renda familiar per capita (RFPC). Crianças entre zero e 59 meses de idade da cidade de São Paulo, SP, 1974/75, 1984/85 e 1995/96.

Estratos da RFPC	Ano do inquérito	Altura/idade <-2 z (Padrão NCHS)	Peso/altura <-2 z (Padrão NCHS)	Peso/altura >+2 z (Padrão NCHS)
33,3% mais pobres	1974/75	30,5	5,1	1,6
	1984/85	13,8	1,2	3,3
	1995/96	3,6	0,2	2,8
	p	<0,0001*	<0,0001*	0,42**
33,3% intermediários	1974/75	18,0	8,4	2,0
	1984/85	10,8	2,7	3,6
	1995/96	0,6	3,1	
	p	<0,0001*	<0,0001*	0,47**
33,3% mais ricos	1974/75	10,1	3,1	6,1
	1984/85	5,7	1,2	5,1
	1995/96	1,5	1,1	5,4
	p	<0,0001*	0,04*	0,86**

\*Teste do qui-quadrado para tendência linear.

\*\*Teste do qui-quadrado para heterogeneidade.

entre o primeiro e o segundo inquérito, quando, então, as frequências alcançadas já se tornam compatíveis com o “controle” das formas de desnutrição indicadas por esse indicador em toda a população.

### Causas do declínio da desnutrição na infância

O estudo das causas responsáveis pela tendência secular de qualquer enfermidade requer a adoção de um modelo teórico que relacione e articule os fatores potenciais que contribuem para sua determinação. O modelo de determinação da desnutrição na infância adotado no presente trabalho postula que, em primeira instância, o risco de desnutrição dependa da adequação do consumo alimentar e do nível de exposição da criança a doenças (*determinantes proximais* da desnutrição). Consumo alimentar e exposição a doenças, a sua vez, seriam condicionados por uma série de fatores, onde se destacam disponibilidade de alimentos, cuidados alimentares e de saúde, saneamento do meio e antecedentes reprodutivos (*determinantes intermediários* da desnutrição). Antecedentes reprodutivos, saneamento, cuidados e disponibilidade de alimentos seriam condicionados, de um lado, pelo montante da renda familiar e, de outro, pela capacidade da família em alocar racionalmente essa renda, capacidade que poderia ser operacionalmente identificada pela escolaridade materna (renda e escolaridade materna seriam, nesse caso, *determinantes distais* da desnutrição). Finalmente, renda familiar, escolaridade e, indiretamente, todas as demais variáveis mencionadas no modelo acham-se condicionadas, em última instância, pela forma de inserção das famílias no processo social de produção, ou seja, pela classe ou fração de classe social a que pertença a criança e sua família.

A análise das causas responsáveis pelo declínio da desnutrição na cidade de São Paulo teve que se restringir ao período mais recente (1984/85-1995/96) devido à limitada disponibilidade de informações sobre determinantes do estado nutricional no inquérito

de 1974/75. Em face de que, no período mais recente, o declínio da desnutrição expressou-se sobretudo pela redução da prevalência de déficits de altura, foi esse o indicador cuja evolução buscou-se entender.

Procurando identificar, dentre os componentes do modelo de determinação da desnutrição, aqueles que, no período, estiveram efetivamente associados ao índice altura/idade das crianças, procedeu-se ao acoplamento dos bancos de dados dos inquéritos de 1984/85 e de 1995/96. Sobre essa base combinada de dados, foram realizadas sucessivas análises multivariadas de regressão logística que identificaram, nos diferentes níveis hierárquicos do modelo, os determinantes significativamente associados à ocorrência de déficits de altura. As mesmas análises forneceram estimativas quanto ao risco relativo (nesse caso, “odds ratio”) de ocorrência de déficits em cada categoria da variável determinante. A partir desses riscos e das variações temporais (1984/85-1995/96) na distribuição dos determinantes, calculou-se o impacto, ou o risco atribuível populacional,<sup>7</sup> das referidas variações sobre a prevalência de déficits de altura. Em face das informações disponíveis nos inquéritos de 1984/85 e de 1995/96 e do delineamento transversal dos mesmos, que não permite aferir o sentido de associações entre variáveis (exposição a doenças – estado nutricional, por exemplo), a análise das causas responsáveis pelo declínio da desnutrição em São Paulo restringiu-se a examinar o papel de determinantes distais e intermediários do estado nutricional: renda e escolaridade materna, no primeiro caso, e antecedentes reprodutivos e acesso a serviços de saneamento e de saúde, no segundo.

### O papel dos determinantes distais

O papel que mudanças na renda familiar e na escolaridade materna tiveram na redução da prevalência de déficits de altura observada entre 1984/85 e 1995/96 (de 10,1% para 2,4%, ou declínio relativo de 76,2%) é examinado na Tabela 4.

**Tabela 4** – Variações temporais na renda familiar e na escolaridade materna e estimativa de seu impacto sobre a prevalência de déficits de altura. Crianças entre zero e 59 meses de idade da cidade de São Paulo, SP, 1984/85 e 1995/96.

Variável explanatória	Distribuição (%) em		Risco relativo de déficits de altura no período* (n=2.281)	Variação esperada na prevalência de déficits de altura entre os inquéritos**
	1984/85 (n=1.016)	1995/96 (n=1.280)		
Renda familiar <i>per capita</i> (em salários-mínimos de outubro/1996)			p<0,01	
0 – 0,5	22,9	9,4	1,00	-17,1%
0,5 – 1,0	37,9	24,4	1,61	
1,0 – 2,0	24,7	31,2	2,16	
2,0 – +	14,6	35,1	2,62	
Escolaridade materna (anos)			p<0,01	
0 – 3	33,5	15,0	1,00	-13,2%
4 – 7	37,8	38,6	1,45	
8 e +	28,7	46,4	2,12	

\*Os riscos relativos de déficits de altura correspondem aos “odds ratios” estimados por um modelo de regressão logística que tem o índice altura/idade como variável dependente (-2 z = 0; < -2 z = 1), renda e escolaridade como variáveis explanatórias e a idade das crianças e o ano do inquérito como variáveis de controle, sendo o modelo aplicado ao conjunto das crianças estudadas em 1984/85 e 1995/96.

\*\*Resultado da comparação entre os resultados que se obtêm ao se ponderar os riscos relativos de déficits de altura segundo a distribuição da variável “explanatória” (renda ou escolaridade) no primeiro e no segundo inquérito.

Tanto a renda familiar (deflacionada e expressa em salários-mínimos de outubro de 1996) quanto a escolaridade materna apresentaram substancial progresso entre os inquéritos realizados em 1984/85 e 1995/96: por exemplo, quase duplica a proporção de crianças de mães com pelo menos oito anos de escolaridade e mais do que duplica a proporção de crianças de famílias com renda de pelo menos dois salários-mínimos *per capita*. Conforme já referido, o impacto que essas melhorias poderiam ter exercido sobre o declínio dos déficits de altura é calculado considerando-se os riscos relativos que indicam o efeito independente da renda familiar e da escolaridade materna sobre a ocorrência de déficits de altura. Esses riscos são estimados por um modelo multivariado de regressão logística construído a partir das bases de dados combinadas dos dois inquéritos. Nesse modelo, o índice altura/idade das crianças é a variável dependente ( $\geq -2 z=0$ ;  $< -2 z=1$ ), a renda familiar *per capita* e a escolaridade materna (expressas em categorias crescentes) são as variáveis potencialmente explanatórias e a idade da criança (em anos completos) e o ano do inquérito (1984/85=0; 1995/96=1) são as variáveis de controle. O não controle de determinantes pertencentes a níveis hierárquicos inferiores à renda familiar e à escolaridade materna, como antecedentes reprodutivos e acesso a serviços, atende às especificações do modelo hierárquico e implica que essas variáveis poderão tomar parte nos mecanismos através dos quais a renda e a escolaridade interferem com o risco de desnutrição.

Considerando o progresso da renda entre os inquéritos e a relação entre renda e déficits de altura fornecida pelo modelo de regressão, calcula-se que a melhoria no poder aquisitivo das famílias levaria a prevalência de déficits de altura a se reduzir em 17,1%,

o que “explicaria”, de *per si*, quase um quarto da redução efetivamente observada no período (76,2%). Da mesma forma, calcula-se que o progresso da escolaridade das mães reduziria a prevalência de déficits de altura em 13,2%, ou quase um quinto da redução efetivamente observada.

### O papel dos determinantes intermediários

O papel que mudanças em antecedentes reprodutivos e no acesso a serviços de saneamento e de saúde exerceram sobre o declínio dos déficits de altura é avaliado de forma semelhante ao efetuado para renda e escolaridade, exceto pelo fato de que essas últimas são incluídas, dessa vez, como variáveis controle no modelo de regressão. Ou seja, os riscos relativos associados a antecedentes reprodutivos e acesso a serviços de saneamento e de saúde indicam o efeito independente dessas variáveis sobre a ocorrência de déficits de altura – independente entre si e independente com relação à renda familiar e à escolaridade materna (Tabela 5).

Na Tabela 6 são apresentados os critérios empregados para classificar antecedentes reprodutivos, condições de moradia e acesso a serviços de saneamento e de saúde.

Antecedentes reprodutivos e acesso a serviços de saneamento e de saúde também evoluíram favoravelmente entre os inquéritos de 1984/85 e de 1995/96. Antecedentes reprodutivos favoráveis, que antes caracterizavam 56,1% das crianças, passam a ser encontrados em 70,7% das crianças. O acesso à rede de água e de esgoto passa de 43,2% a 69,1%, enquanto o acesso a serviços básicos de saúde (indiretamente identificado pela cobertura completa das vacinas injetáveis ministradas, regra geral, no

**Tabela 5** – Variações temporais em antecedentes reprodutivos e no acesso a serviços de saneamento e de saúde e estimativa de seu impacto sobre a prevalência de déficits de altura. Crianças entre zero e 59 meses de idade da cidade de São Paulo, SP, 1984/85 e 1995/96.

Variável explanatória	Distribuição (%) em		Risco relativo de déficits de altura no período* (n=2.281)	Variação esperada na prevalência de déficits de altura entre os inquéritos**
	1984/85 (n=1.016)	1995/96 (n=1.280)		
Antecedentes reprodutivos			p<0,001	
Muito desfavoráveis	10,3	3,4	2,69	-11,5%
Desfavoráveis	33,6	25,9	1,47	
Favoráveis	56,1	70,7	1,00	
Acesso a saneamento			p=0,03	
Muito desfavorável	11,3	3,0	1,82	-11,8%
Desfavorável	45,5	27,8	1,49	
Favorável	43,2	69,1	1,00	
Acesso a serviços de saúde			p=0,04	
Desfavorável	23,2	6,0	1,58	-8,8%
Favorável	76,8	94,0	1,00	

\*Riscos relativos estimados como na Tabela 4, acrescentando-se às variáveis de controle a renda familiar, a escolaridade materna e as variáveis explanatórias da presente tabela.

\*\*Resulta da comparação entre os resultados que se obtêm ao se ponderar os riscos relativos de déficits de altura segundo a distribuição de cada variável no primeiro e no segundo inquérito.

**Tabela 6** – Critérios para classificação do acesso a saneamento e serviços de saúde e de antecedentes reprodutivos.

Classificação	Acesso a saneamento	Acesso a serviços de saúde	Antecedentes reprodutivos
Favorável	Domicílios conectados à rede de água e de esgoto	Cobertura completa de vacinas injetáveis*	Criança de ordem 1 ou 2 e intervalo interpartal $\geq$ 24 meses**
Desfavorável	Domicílios conectados apenas à rede de água	Cobertura incompleta ou ausente de vacinas injetáveis	Criança de ordem 3 ou 4 e/ou intervalo interpartal entre 18 e 23 meses
Muito desfavorável	Domicílios sem conexão com as redes de água e de esgoto	-	Criança de ordem 5 ou + e/ou intervalo interpartal <18 meses

\*Crianças maiores de 9 meses que já haviam recebido as vacinas BCG, DPT (3 doses) e anti-sarampo ou crianças até 9 meses que, na data da entrevista, haviam recebido as vacinas e as doses previstas no calendário de vacinação do primeiro ano de vida.  
\*\*Primogênitos foram classificados, sempre, na categoria de situação favorável de antecedentes reprodutivos.

atendimento de rotina de unidades básicas de saúde) passa de 76,8% para 94,0%.

Reduções equivalentes na prevalência de déficits de altura seriam esperadas da melhoria havida com relação a antecedentes reprodutivos e ao acesso a serviços de saneamento: cerca de 12% de redução ou quase um sexto da redução efetivamente observada entre 1984/85 e 1995/96 (76,2%). Impacto mais modesto – redução na prevalência de déficits de cerca de 9% ou quase um oitavo da redução observada no período – seria esperado pela melhoria do acesso a serviços básicos de saúde. Nesse caso, o indicador utilizado poderia estar subestimando a real melhoria da “variável explanatória” entre os inquéritos, uma vez que a cobertura vacinal (único marcador do acesso a serviços básicos de saúde disponível para todas as crianças nos dois inquéritos) já era bastante elevada na cidade em 1984/85.

## DISCUSSÃO

A disponibilidade de três inquéritos antropométricos comparáveis, realizados com intervalos de cerca de dez anos em amostras representativas da população de crianças menores de cinco anos, permitiu conhecer a evolução de indicadores da desnutrição e da obesidade na infância na cidade de São Paulo.

No período coberto pelos inquéritos (1974-1996), a desnutrição na infância deixou de ser endêmica na cidade, tornando-se relativamente rara mesmo entre as famílias mais pobres, enquanto o risco da obesidade manteve-se reduzido e restrito às crianças pertencentes às famílias mais ricas.

O declínio da desnutrição infantil na cidade de São Paulo mostra-se excepcional, qualquer que seja a referência que se tome. Por exemplo, a Cúpula Mundial pela Infância, realizada em 1990, acordou que a prevalência de formas moderadas e severas de desnutrição infantil deveria ser reduzida à metade em todos os países até o

ano 2000. Avaliações preliminares dão conta de que muito poucos países cumprirão plenamente essa meta.<sup>24</sup> Como se viu, entre 1984/85 e 1995/96, a prevalência de déficits de altura (indicador de formas moderadas e severas de desnutrição) em São Paulo declinou em 76,2% (de 10,1% para 2,4%), superando largamente, portanto, a meta internacional. De fato, a trajetória da prevalência de déficits de altura na infância documentada na cidade de São Paulo entre 1984/85 e 1995/96 apenas tem paralelo com a trajetória do mesmo indicador reportado para o Chile: 9,6% em 1985 e 2,4% em 1995.<sup>24</sup>

Declínios expressivos na prevalência de déficits de altura na população brasileira de menores de cinco anos foram por nós demonstrados a partir de inquéritos nacionais realizados em 1974/75, 1989 e 1996.<sup>13</sup> No período 1974-1996, o mesmo focado em São Paulo, a prevalência de déficits de altura no País reduziu-se de 32,9% para 10,4%. Note-se que, no mesmo período, no terço das crianças mais pobres de São Paulo, a prevalência de déficits de altura foi reduzida de 30,5% (próxima portanto à média nacional) para 3,6% (valor que corresponde a apenas um terço da média nacional). Ainda entre 1974 e 1996, a prevalência de déficits de altura para o conjunto das áreas urbanas do País evoluiu de 26,6% (valor 1,3 vezes superior ao encontrado em São Paulo – 19,5%) para 7,7% (valor 3,2 vezes superior ao encontrado em São Paulo – 2,4%). As evidências acima indicam que a melhoria registrada na cidade de São Paulo foi superior à registrada no País como um todo e no conjunto das áreas urbanas do Brasil.

A ausência de estudos epidemiológicos sobre a tendência secular do sobrepeso infantil em outros países em desenvolvimento torna difícil a comparação dos resultados obtidos em São Paulo.<sup>24</sup> Inquéritos probabilísticos realizados nos Estados Unidos indicam aumento da prevalência da obesidade apenas em pré-escolares do sexo feminino.<sup>19</sup>

A análise dos inquéritos nacionais realizados no Brasil em 1974/75, 1989 e 1996 indica situação semelhan-



te a observada em São Paulo, ou seja, riscos reduzidos e estáveis da obesidade.<sup>16</sup> Vale notar que, entre 1974/75 e 1989, o sobrepeso na população brasileira adulta mostrou-se em franca ascensão em todas as regiões do país e em distintos estratos de renda,<sup>12</sup> o que parece indicar que fatores distintos estão envolvidos com o risco da obesidade em adultos e em crianças.

A investigação sobre fatores responsáveis pela tendência secular de enfermidades tipicamente multicausais, como a desnutrição na infância, é tarefa das mais complexas. Quando executada, ela usualmente se atém à identificação da tendência que potenciais determinantes da doença tiveram no período. Determinantes cuja evolução tenha sido coerente com a evolução da enfermidade são considerados como fatores explicativos potenciais da tendência secular, enquanto determinantes que tenham se comportado de modo distinto são, em princípio, descartados. No presente estudo, o desenvolvimento de uma estratégia analítica, baseada em modelos hierárquicos de determinação e no conceito do risco atribuível populacional, aplicada a informações sequenciais, comparáveis e individuais (não agregadas) sobre a nutrição infantil e seus determinantes, permitiu que se investigasse de modo mais preciso a causalidade subjacente ao declínio recente da desnutrição na cidade de São Paulo.

Demonstrou-se que mudanças positivas em determinantes distais da nutrição infantil – poder aquisitivo das famílias e nível de escolaridade das mães – exerceram

influência decisiva sobre o declínio dos déficits de altura documentado entre 1984/85 e 1995/96. O aumento na renda familiar *per capita*, independentemente da melhoria na escolaridade materna, justificaria quase um quarto do declínio dos déficits de altura no período, enquanto quase um quinto desse declínio poderia ser atribuído à melhoria da escolaridade materna, independentemente da renda. Frações ainda relevantes da redução dos déficits de altura puderam ser creditadas a melhorias em antecedentes reprodutivos e no acesso da população a serviços de saneamento e de saúde.

Em conclusão, apesar das melhorias registradas em diversos determinantes da nutrição infantil, proporções consideráveis das crianças da cidade de São Paulo ainda vivem em condições que as expõem a risco de desnutrição. Assim, em 1995/96, um terço das crianças da cidade viviam em domicílios onde a renda familiar era menor que um salário-mínimo por pessoa, mais da metade era cuidada por mães que não tinham completado o curso de primeiro grau e 30% residiam em domicílios não servidos por rede de esgoto. Ainda em 1995/96, 6,0% das crianças da cidade aparentavam não ter acesso a cuidados básicos de saúde e cerca de um terço tinham antecedentes reprodutivos desfavoráveis. Do combate a essas condições adversas – a partir de políticas públicas que promovam o crescimento econômico, melhor distribuição da renda e universalização do acesso à educação e a cuidados de saúde – dependerá a erradicação da desnutrição infantil na cidade de São Paulo.

## REFERÊNCIAS

1. American Public Health Association. *Growth monitoring*. Washington (DC): American Public Health Association; 1981. (Primary Health Care Issues, Series I, 3).
2. Barros FC, Victora CG. *Epidemiologia da saúde infantil. Um manual para diagnósticos comunitários*. São Paulo: Hucitec/Unicef; 1994.
3. Binkin NJ, Yip R, Fleshood L, Trowbridge FL. Birthweight and childhood growth. *Pediatrics* 1988;82:828-34.
4. Fundação IBGE. *Estudo Nacional da Despesa Familiar - ENDEF. Manual de instruções*. Rio de Janeiro: IBGE; 1974. (Mimeo).
5. Fundação IBGE. *Metodologia do Estudo Nacional da Despesa Familiar - ENDEF. Objetivos, descrição e metodologia usada no ENDEF*. Rio de Janeiro: IBGE; 1983. (Mimeo).
6. Hamill PVV, Drizd TA, Johnson CL, Reed RB, Roche AF, Moore WM. Physical growth: NCHS percentiles. *Am J Clin Nutr* 1979;32:607-29.
7. Kirkwood BR. *Essentials of medical statistics*. London: Blackwell; 1988.
8. Klebanoff MA, Yip R. Influence of maternal birth weight on rate of fetal growth and duration of gestation. *J Pediatr* 1987;111:287-92.
9. Kramer MS. Determinants of low birth weight: methodological assessment and meta-analysis. *Bull World Health Organ* 1987;65:663-737.
10. Martorell R, Rivera J, Kaplowitz H, Pollitt E. Long-term consequences of growth retardation during early childhood. In: Hernandez M, Argente J, editors. *Human growth: basic and clinical aspects*. Amsterdam: Elsevier; 1992. p. 143-9.
11. Monteiro CA, Pino Z HP, Benicio MHD'A, Szarfarc SC. Estudo das condições de saúde das crianças do Município de São Paulo (1984/85). I. Aspectos metodológicos, características sócio-econômicas e ambiente físico. *Rev Saúde Pública* 1986;20:435-45.
12. Monteiro CA, Mondini L, Souza ALM, Popkin BM. The nutrition transition in Brazil. *Eur J Clin Nutr* 1995;49:105-13.

13. Monteiro CA, Benicio 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: NUPENS/USP; 1997. (A Trajetória do Desenvolvimento Social no Brasil, 1/97).
14. Monteiro CA. Epidemiologia da obesidade. In: Halpern A, Matos AFG, Suplicy HL, Mancini MC, Zanella MT, organizadores. *Obesidade*. São Paulo: Lemos; 1998. p. 15-30.
15. Monteiro CA, Conde WL. A tendência secular da obesidade segundo estratos sociais: Nordeste e Sudeste do Brasil, 1975-1989-1997. *Arq Bras Endocrinol Metabol* 1999;43:186-94.
16. Monteiro CA, Conde WL. Time trends in overweight prevalence in children, adolescents and adults from less and more developed regions of Brazil. In: Ailhaud G, Gy-Grand B, editors. *Progress in obesity research*. 8<sup>th</sup> International Congress on Obesity. London: John Libbey; 1999. p. 665-71.
17. Monteiro CA, Silva NN, Nazário CL. A pesquisa de campo de 1995/96. In: Monteiro CA, organizador. *Como e por que melhoram (ou pioram) os indicadores de saúde e nutrição na infância? O caso da cidade de São Paulo na segunda metade do século XX*. São Paulo: NUPENS/USP; 1999. (Relatório Técnico – FAPESP, julho/1999).
18. Monteiro CA, Benicio MHD'A, Conde WL, Popkin BM. Shifting obesity trends in Brazil. *Eur J Clin Nutr* 2000;54:1-5.
19. Ogden CL, Troiano RP, Briefel RR, Kuczmarski RJ, Flegal KM, Johnson CL. Prevalence of overweight among preschool children in the United States, 1971 through 1994. *Pediatrics* 1997;99:1-11.
20. Pelletier D, Frongillo Jr A, Habicht JP. Epidemiologic evidence for a potentiating effect of malnutrition on child mortality. *Am J Public Health* 1993;83:1130-3.
21. Pollitt E, Gorman KS, Engle PL, Martorell R, Rivera J. Early supplementary feeding and cognition. *Monogr Soc Res Child Dev* 1993;58:1-99.
22. Tomkins A, Watson F. *Malnutrition and infection: a review*. Geneva: Administrative Committee on Coordinator/Subcommittee on Nutrition; 1989. (ACC/SCN State-of-Art Series, Nutrition Policy Discussion, Paper 5).
23. World Health Organization. *Physical status: the use and interpretation of anthropometry*. Geneva: WHO; 1995. (WHO – Technical Report Series, 854).
24. World Health Organization. *WHO Global database on child growth and malnutrition*. Geneva: WHO; 1997.
25. World Health Organization. *Obesity: preventing and managing the global epidemic*. Report of a WHO Consultation on Obesity. Geneva: WHO; 1998.