

Carlos Augusto Monteiro^{1,II}

Maria Helena D'Aquino Benicio^{1,II}

Silvia Cristina Konno^{1,II}

Ana Carolina Feldenheimer da Silva^{II}

Ana Lucia Lovadino de Lima^{II}

Wolney Lisboa Conde^{1,II}

Causas do declínio da desnutrição infantil no Brasil, 1996-2007

Causes for the decline in child under-nutrition in Brazil, 1996-2007

RESUMO

OBJETIVO: Estabelecer a evolução da prevalência de desnutrição na população brasileira de crianças menores de cinco anos de idade entre 1996 e 2007 e identificar os principais fatores responsáveis por essa evolução.

MÉTODOS: Os dados analisados procedem de inquéritos “*Demographic Health Surveys*” realizados no Brasil em 1996 e 2006/7 em amostras probabilísticas de cerca de 4 mil crianças menores de cinco anos. A identificação dos fatores responsáveis pela variação temporal da prevalência da desnutrição (altura-para-idade inferior a -2 escores z; padrão OMS 2006) considerou mudanças na distribuição de quatro determinantes potenciais do estado nutricional. Modelagem estatística da associação independente entre determinante e risco de desnutrição em cada inquérito e cálculo de “frações atribuíveis parciais” foram utilizados para avaliar a importância relativa de cada fator na evolução da desnutrição infantil.

RESULTADOS: A prevalência da desnutrição foi reduzida em cerca de 50%: de 13,5% (IC 95%: 12,1%;14,8%) em 1996 para 6,8% (5,4%;8,3%) em 2006/7. Dois terços dessa redução poderiam ser atribuídos à evolução favorável dos quatro fatores estudados: 25,7% ao aumento da escolaridade materna; 21,7% ao crescimento do poder aquisitivo das famílias; 11,6% à expansão da assistência à saúde e 4,3% à melhoria nas condições de saneamento.

CONCLUSÕES: A taxa anual de declínio de 6,3% na proporção de crianças com déficits de altura-para-idade indica que em cerca de mais dez anos a desnutrição infantil poderia deixar de ser um problema de saúde pública no Brasil. A conquista desse resultado dependerá da manutenção das políticas econômicas e sociais que têm favorecido o aumento do poder aquisitivo dos mais pobres e de investimentos públicos que permitam completar a universalização do acesso da população brasileira aos serviços essenciais de educação, saúde e saneamento.

DESCRITORES: Criança. Desnutrição, epidemiologia. Transtornos da Nutrição Infantil. Inquéritos Nutricionais. Fatores Socioeconômicos. Saúde da Criança.

¹ Departamento de Nutrição, Faculdade de Saúde Pública, Universidade de São Paulo (USP). São Paulo, SP, Brasil

^{II} Núcleo de Pesquisas Epidemiológicas em Nutrição e Saúde. (USP). São Paulo, SP, Brasil

Correspondência | Correspondence:

Carlos Augusto Monteiro
Departamento de Nutrição
Faculdade de Saúde Pública da USP
01246-904 São Paulo, SP, Brasil
E-mail: carlosam@usp.br

ABSTRACT

OBJECTIVE: To describe the evolution of prevalence of under-nutrition among Brazilian underfives between 1996 and 2007, and to identify major factors responsible for this evolution.

METHODS: Data analyzed are from two Demographic Health Surveys carried out in Brazil in 1996 and 2006/7 based on probabilistic samples of roughly 4 thousand children under five years of age. Identification of factors responsible for temporal variation in prevalence of under-nutrition (height-for-age below -2 Z-scores; WHO 2006 standard) took into account changes in the distribution of four potential determinants of nutritional status. Statistical modeling of the independent association between these determinants and risk of under-nutrition, and calculation of "partial attributable fractions" were used to determine the relative importance of each factor in the evolution of infant under-nutrition.

RESULTS: Prevalence of under-nutrition fell by approximately 50%, from 13.5% (95%CI: 12.1%; 14.8%) in 1996 to 6.8% (5.4%; 8.3%) in 2006/7. Two-thirds of this reduction could be attributed to favorable evolution in the four factors studied: 25.7% to increased maternal schooling; 21.7% to increased purchasing power of families; 11.6% to expansion of healthcare; and 4.3% to improvements in sanitation.

CONCLUSIONS: The 6.3% annual rate of decline in the proportion of children with height-for-age deficits indicates that, in another ten years, child malnutrition in Brazil may no longer be a public health issue. Achieving this will depend on the maintenance of economic and social policies that have favored an increase in purchasing power among the poor, and on public investments aimed at completing the universalization of access to essential services such as education, health, and sanitation among the Brazilian population.

DESCRIPTORS: Child. Malnutrition, epidemiology. Child Nutrition Disorders. Nutrition Surveys. Socioeconomic Factors. Child Health (Public Health).

INTRODUÇÃO

A desnutrição nos primeiros anos de vida, refletida por indicadores antropométricos do estado nutricional, é um dos maiores problemas de saúde enfrentados por países em desenvolvimento. Há evidências exaustivas de que déficits de crescimento na infância estão associados a maior mortalidade, excesso de doenças infecciosas, prejuízo para o desenvolvimento psico-motor, menor aproveitamento escolar e menor capacidade produtiva na idade adulta.^{3,16} Por essas razões, e por sua íntima relação com a pobreza, a redução à metade da prevalência de déficits de crescimento em crianças menores de cinco anos é uma das metas de desenvolvimento do milênio, assumidas em 2000 pelas Nações Unidas.¹⁵

A tendência secular da desnutrição na população brasileira de crianças menores de cinco anos tem sido objeto de estudos e análises graças à disponibilidade de inquéritos antropométricos nacionais realizados no País desde meados da década de 1970. Com bases inquéritos, tendências declinantes na prevalência

de desnutrição na infância foram identificadas entre 1975 e 1989 e entre 1989 e 1996, atribuindo-se tais tendências mais ao aumento da escolaridade materna e à expansão da cobertura de serviços de saúde e de saneamento do que a variações no poder aquisitivo da população.⁸⁻¹⁰ A realização de um novo inquérito antropométrico nacional em 2006/7 permite atualizar a tendência temporal da desnutrição infantil no Brasil e possibilita um estudo detalhado dos fatores que influenciaram essa tendência no período 1996-2007, o que se fará neste artigo.

MÉTODOS

Todos os dados utilizados neste estudo procedem de duas pesquisas, realizadas no Brasil, como parte do programa internacional *Demographic Health Surveys* (DHS). A primeira dessas pesquisas foi realizada entre março e junho de 1996 (Pesquisa Nacional sobre Demografia e Saúde, doravante denominada PNDS 1996^a)

e a segunda entre novembro de 2006 e maio de 2007 (Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde da Criança e da Mulher, doravante denominada PNDS 2007).^b

Amostragem e coleta de dados

Os procedimentos empregados pelas duas pesquisas com relação à amostragem e à coleta de dados são descritos em detalhe em outras publicações.^{a,b}

As duas pesquisas empregaram procedimentos complexos de amostragem envolvendo estratificação do conjunto de setores censitários do País, sorteio de conglomerados de setores dentro de estratos e sorteio de domicílios dentro dos setores. Nas duas pesquisas, dentro dos domicílios sorteados, foram elegíveis para estudo todas as mulheres entre 15 e 49 anos de idade e todos os filhos biológicos dessas mulheres que tivessem idades entre zero e 59 meses. A diferença principal entre os procedimentos de amostragem empregados pelas duas pesquisas foi a exclusão, na PNDS 1996, dos escassamente povoados setores rurais da região Norte.

A amostra de crianças entre zero e 59 meses de idade estudadas pelas duas pesquisas, já excluídas aquelas residentes no Norte rural, foi de 4.801 crianças em 1996 e de 4.424 crianças em 2007. Cerca de 14% das crianças em 1996 e cerca de 9% em 2007 não foram submetidas ao exame antropométrico (em geral, por não se encontrarem em casa no dia da entrevista) e, portanto, foram excluídas deste estudo. Além das crianças não examinadas, foram também excluídas crianças com valores biologicamente implausíveis de peso ou altura,⁷ as quais representaram menos de 1% do total de crianças examinadas. A amostra final de crianças com valores válidos de altura (a variável antropométrica central deste estudo) foi de 4.132 em 1996 e de 4.034 em 2007. A amostra com valores válidos de altura e peso correspondeu a 4.061 crianças em 1996 e 4.002 crianças em 2007.

Em ambas as pesquisas, o peso e o comprimento (até 23 meses de idade) ou altura (a partir de 24 meses) foram obtidos por duplas de entrevistadores previamente treinados e padronizados, empregando balanças eletrônicas com precisão de 100 g e estadiômetros com precisão de 1 mm. As demais informações de interesse para este estudo foram obtidas por meio de questionários adaptados do modelo DHS.^c

Análise de dados

Variação temporal da prevalência da desnutrição

O estado nutricional das crianças foi classificado a partir dos índices antropométricos altura-para-idade e peso-para-altura.¹⁷ Esses índices, expressos em escores z, foram calculados com o emprego de um padrão de referência que reproduz a distribuição dos índices quando são ótimas as condições de alimentação e saúde da criança.¹⁸ Foram classificadas como desnutridas as crianças com valores do índice antropométrico inferiores a -2.¹⁷ A variação temporal no risco de desnutrição infantil no Brasil foi estabelecida por meio da comparação de estimativas de prevalências (e correspondentes intervalo de confiança de 95%).

Seleção e definição de variáveis explanatórias

Considerando um modelo tradicional de causalidade da desnutrição na infância¹⁴ e o conjunto de informações coletadas pelas PNDS 1996 e 2007, selecionamos quatro determinantes do estado nutricional infantil como potenciais variáveis explanatórias da variação temporal do risco de desnutrição no período 1996-2007: poder aquisitivo familiar, escolaridade materna, acesso à assistência à saúde e condições do saneamento do meio.

O poder aquisitivo familiar foi classificado de acordo com critérios estabelecidos pela Associação Brasileira de Empresas de Pesquisas (ABEP) a partir de levantamento socioeconômico realizado em 2005 com cerca de 11 mil famílias brasileiras.^d Tais critérios levam em conta a pontuação total que uma família alcança em uma escala de nove itens (tipo e número de bens no domicílio, características da residência e escolaridade do chefe da família), construída para maximizar a correlação da pontuação total com a renda familiar. No caso de ausência de informação para um ou mais itens da escala, utilizamos valores imputados a partir de regressões dos demais itens sobre o item faltante. A Classificação ABEP prevê originalmente oito classes decrescentes de poder aquisitivo (A1, A2, B1, B2, C1, C2, D e E). Para efeito deste estudo, dada a reduzida proporção de crianças nas classes mais altas de poder aquisitivo, as cinco primeiras classes foram agrupadas em uma única classe. Classificamos a escolaridade materna em quatro categorias correspondentes a 0-3 anos de escolaridade, 4-7 anos, 8-11 anos e 12 ou mais anos.

O acesso à assistência à saúde foi avaliado a partir da assistência pré-natal e ao parto. Diante da alta

^a BEMFAM. Pesquisa nacional sobre demografia e saúde 1996: relatório da pesquisa. Rio de Janeiro, 1997.

^b CEBRAP / Ministério da Saúde. Departamento de Ciência e Tecnologia. Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde da Criança e da Mulher: PNDS 2006. Brasília/DF, 2008. (Relatório de pesquisa).

^c Macro International. Measure DHS: Methodology. [citado 2008 nov 30] Disponível em: <http://www.measuredhs.com/aboutsurveys/dhs/methodology.cfm>

^d Associação Brasileira de Empresas de Pesquisas. Adoção do CCEB 2008: Critério de Classificação Econômica Brasil. [citado 2008 nov 30] Disponível em: <http://www.abep.org/codigosguias/AdocaoCCEB2008.pdf>

correlação entre esses dois componentes, eles foram combinados em uma única variável comportando três categorias: 6 ou mais consultas de pré-natal e parto em hospital, presença de um desses dois atributos e ausência dos dois atributos.

As condições do saneamento foram avaliadas a partir da conexão do domicílio da criança com a rede pública de abastecimento de água e de esgotamento sanitário. Também neste caso, construímos uma única variável com três categorias: conexão do domicílio com as duas redes, conexão com uma das redes (na prática, conexão com a rede de água) e ausência de conexão com as redes de água e esgoto.

Informações válidas para poder aquisitivo, escolaridade, assistência à saúde e saneamento foram obtidas para cerca de 98% das crianças examinadas em 1996 e para cerca de 93% das crianças examinadas em 2007 (4.052 e 3.741 crianças, respectivamente).

Causas da variação temporal da prevalência da desnutrição

Dada a reduzida frequência de déficits de peso-para-altura encontrada nas duas pesquisas, a análise das causas da variação temporal na prevalência da desnutrição restringiu-se aos déficits de altura-para-idade.

O estudo dos fatores que influenciaram a variação temporal da prevalência de déficit de altura-para-idade (doravante referida como prevalência de desnutrição) em menores de cinco anos foi realizado em quatro etapas. Na primeira etapa, estudamos a evolução de cada um dos quatro determinantes da desnutrição, por comparação da sua distribuição em 1996 e em 2007.

Na segunda etapa examinamos, ao início e final do período, a associação existente entre determinantes do estado nutricional e ocorrência de desnutrição. Esse exame foi feito por meio de modelos de regressão múltipla de Poisson¹ para cada pesquisa. Tais modelos, doravante denominados modelo 1996 e modelo 2007, produziram riscos relativos ajustados de desnutrição que estimam, em cada pesquisa, a intensidade e o sentido da associação independente entre cada variável explanatória do modelo (determinante do estado nutricional) e a presença de desnutrição na criança.

Na terceira etapa estimamos o efeito que as mudanças detectadas na distribuição dos quatro determinantes poderiam ter exercido sobre a evolução da prevalência da desnutrição no período 1996-2007. Em princípio, este efeito poderia ser estimado de modo relativamente simples comparando-se os valores preditos para a

probabilidade média de desnutrição quando o modelo de riscos 1996 é aplicado, sucessivamente, ao próprio banco de dados da PNDS 1996 e ao banco de dados da PNDS 2007. O resultado da subtração do primeiro valor pelo segundo estimaria a variação temporal absoluta no risco de desnutrição no período 1996-2007 e a divisão desse resultado pelo primeiro valor estimaria a variação relativa. A premissa necessária para a validade dessas estimativas é a de que a associação entre as variáveis explanatórias e o estado nutricional tenha permanecido constante entre 1996 e 2007.

Uma segunda alternativa para se estimar o efeito conjunto das mudanças na distribuição dos determinantes, análoga à anterior, seria comparar os valores preditos para a probabilidade média de desnutrição quando o modelo de riscos 2007 é aplicado, sucessivamente, ao próprio banco de dados da PNDS 2007 e ao banco de dados da PNDS 1996. Haveria aqui também a premissa implícita de não-modificação da associação entre as variáveis explanatórias e o risco de desnutrição nos dois momentos. Há duas opções para se fugir dessa premissa.⁶ A mais simples e adotada neste trabalho consiste em se adotar a média dos efeitos estimados a partir de cada um dos modelos. A outra opção, não considerada por ser mais complexa, consistiria em se estimar o efeito das mudanças na distribuição dos determinantes empregando-se um modelo único de regressão múltipla construído a partir da junção dos bancos de dados das duas pesquisas e admitindo-se interações entre cada determinante e o ano da pesquisa.

A quarta e mais complexa etapa do estudo das causas da variação temporal na prevalência da desnutrição envolveu a decomposição do efeito conjunto em componentes atribuíveis à evolução individual de cada determinante, com base no cálculo da “fração atribuível generalizada”. Esta medida, que corresponde à redução proporcional de uma doença que resultaria da modificação na distribuição de um ou mais dos seus fatores determinantes, consiste, essencialmente, em uma extensão do conceito de “fração atribuível populacional” para situações onde há mudanças na distribuição, e não necessariamente eliminação, do fator ou fatores de risco. Em face de que os determinantes que estudamos são altamente correlacionados entre si, utilizamos estimadores ajustados da fração atribuível generalizada.²

A equação apresentada a seguir estima a fração atribuível generalizada (F_{ag}), associada à mudança na distribuição de cada um dos determinantes do estado nutricional considerados:

$$F_{ag} = \frac{((\sum_{i=1}^I P96 \times RR96_i - \sum_{i=1}^I P07 \times RR96_i) + (\sum_{i=1}^I P96 \times RR07_i - \sum_{i=1}^I P07 \times RR07_i)) : 2}{\sum_{i=1}^I P96 \times RR96_i}$$

onde $RR96_i$ e $RR07_i$ representam, respectivamente, os riscos relativos ajustados de desnutrição estimados para cada *i-ésima* combinação possível entre as categorias dos quatro determinantes do estado nutricional em 1996 e em 2007 e $P96_i$ e $P06_i$ representam a proporção de crianças encontradas em cada *i-ésima* combinação, respectivamente, na PNDS 1996 e em uma distribuição hipotética construída fixando-se a distribuição marginal do determinante de interesse tal como observada na PNDS 2007 e a distribuição marginal dos demais determinantes tal como observada na PNDS 1996. Note-se que são 144 as combinações possíveis (I) entre as categorias dos quatro determinantes estudados e que a equação acima se vale, novamente, do recurso de considerar a média dos efeitos obtidos considerando-se, sucessivamente, os modelos de riscos 1996 e 2007.

A fração atribuível generalizada calculada por essa equação permite estimar o efeito sobre a prevalência da desnutrição que seria esperado com a mudança na distribuição de cada um dos quatro determinantes considerados. Todavia os efeitos assim calculados para cada determinante não são aditivos, tendendo a somar mais do que o efeito conjunto calculado anteriormente para mudanças simultâneas nos quatro determinantes. Essa situação, que impede a decomposição perfeita do efeito conjunto das mudanças nos quatro determinantes, decorre de se assumir, artificialmente, que a mudança em cada determinante precede a mudança nos demais. Para contornar essa limitação, é necessário recorrer-se aos conceitos de “fração atribuível seqüencial” e “fração atribuível parcial”.⁵ O conceito de “fração atribuível seqüencial” assume que, na vigência de múltiplos fatores de risco, cada fator comporta 2^{n-1} diferentes valores de fração atribuível, sendo n o número de variáveis de exposição (os diferentes valores da fração atribuível são função do número possível de combinações quanto à ordem de remoção de cada fator de risco). A média dos 2^{n-1} valores de fração atribuível calculados para cada fator de risco fornece a “fração atribuível parcial” de cada fator, cuja soma coincidirá com a fração atribuível calculada para o conjunto dos fatores de risco.⁵

Para cada uma das quatro variáveis de exposição desse estudo, calculamos os valores da fração atribuível seqüencial obtidos com a modificação da distribuição marginal da variável (de 1996 para 2007) feita em quatro situações: 1) antes da modificação na distribuição das outras três variáveis; 2) após a modificação, uma a uma, na distribuição das outras três variáveis; 3) após a modificação em combinações, duas a duas, das outras três variáveis; e 4) após a modificação na distribuição marginal das outras três variáveis. A média dos valores obtidos nessas quatro situações para cada variável fornece a “fração atribuível parcial” de cada variável ou seu efeito parcial sobre a variação temporal na prevalência da desnutrição.

Todas as análises estatísticas deste estudo, realizadas com o auxílio do aplicativo Stata, versão 10, levaram em conta os fatores individuais de ponderação de cada pesquisa e o efeito do delineamento complexo da amostragem sobre o erro padrão das estimativas.

RESULTADOS

A Tabela 1 apresenta estimativas para a prevalência de déficits antropométricos na população brasileira de crianças menores de cinco anos em 1996 e em 2007. A prevalência de déficits de altura-para-idade foi reduzida à metade no período (de 13,5% para 6,8%), o que corresponderia a uma taxa média de declínio de 6,3% ao ano. A proporção de crianças com déficits de peso-para-altura, já bastante reduzida ao início, teve ligeira redução no período: de 2,1% para 1,6%.

A Tabela 2 descreve a evolução da distribuição da população infantil segundo quatro potenciais determinantes do estado nutricional. Em todos os casos, as distribuições observadas em 2007 são mais favoráveis do que as encontradas em 1996. Por exemplo, as proporções de crianças nas classes de maior poder aquisitivo (A, B ou C1) e de filhos de mães com pelo menos oito anos de escolaridade praticamente dobraram no período (de 19,1% para 37,4% e de 32% para 61,2%, respectivamente). Ainda que de forma mais modesta, também aumentam a proporção de crianças que tiveram acesso à assistência pré-natal e ao parto (de 62,3% para 82,3%) e a proporção de crianças vivendo em domicílios conectados às redes públicas de abastecimento de água e esgotamento sanitário (de 32% para 43,4%).

A Tabela 3 descreve a associação, observada ao início e final do período 1996-2007, entre desnutrição na criança (déficits de altura-para-idade) e determinantes do estado nutricional infantil. Conforme o esperado, nos dois momentos, a frequência de crianças desnutridas tendeu a aumentar, tanto com a diminuição do poder aquisitivo e da escolaridade materna, quanto com o menor acesso à assistência à saúde e ao saneamento.

Tabela 1. Prevalência (%) de desnutrição entre crianças menores de cinco anos de idade segundo dois indicadores antropométricos. Brasil, * 1996 e 2006/7.

Indicador	1996		2006/7	
	n	% (IC 95%)	n	% (IC 95%)
antropométrico				
ZAI < -2	4.132	13,5 (12,1;14,8)	4.034	6,8 (5,4;8,3)
ZPA < -2	4.061	2,1 (1,6;2,6)	4.002	1,6 (0,9;2,3)

ZAI e ZPA: Escores z dos índices, respectivamente, altura-para-idade e peso-para-altura, calculados com base no padrão de referência da Organização Mundial de Saúde.¹⁹
* Excluído o Norte rural.

Tabela 2. Distribuição de crianças menores de cinco anos de idade conforme poder aquisitivo familiar, escolaridade materna, acesso à assistência à saúde e condições do saneamento do meio. Brasil, * 1996 e 2006/7.

Variável	1996 (n=4.052) %	2006/7 (n=3.741) %	p
Classes de poder aquisitivo**			0,000
A, B ou C1	19,1	37,4	
C2	15,1	23,5	
D	32,1	28,9	
E	33,7	10,3	
Escolaridade materna (anos)			0,000
12 ou mais	4,6	7,4	
8 – 11	27,4	53,8	
4 – 7	40,4	27,7	
0 – 3	27,6	11,0	
Assistência à saúde			0,000
≥ 6 consultas de pré-natal e parto hospitalar	62,3	82,3	
Uma das condições acima	32,1	17,0	
Nenhuma das condições acima	5,6	0,7	
Saneamento			0,000
Rede pública de água e rede de esgoto	32,0	43,4	
Uma das condições acima	42,1	38,1	
Nenhuma das condições acima	25,9	18,6	

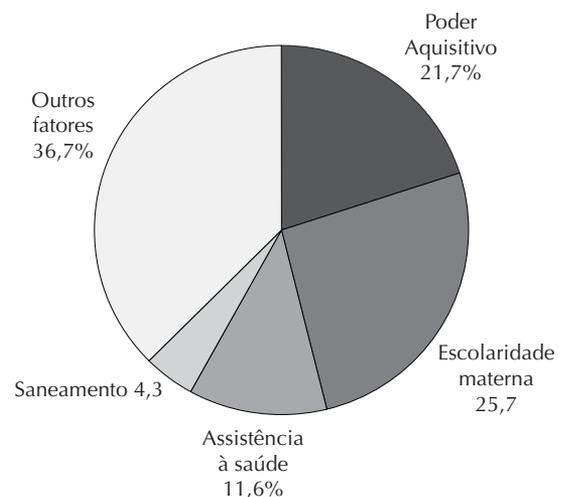
* Excluído o Norte rural.

** Conforme critério da Associação Brasileira de Empresas de Pesquisas. Adoção do CCEB 2008: Critério de Classificação Econômica Brasil. [citado 2008 nov 30] Disponível em: <http://www.abep.org/codigosguias/AdocaoCCEB2008.pdf>

A análise ajustada indica, nos dois anos, forte relação inversa, com efeito dose-resposta, entre escolaridade materna e desnutrição infantil. A mesma análise confirma a relação inversa da desnutrição com o poder aquisitivo familiar e com o acesso a assistência à saúde e saneamento em 1996, denotando, entretanto, enfraquecimento da associação em 2007.

A Tabela 4 compara valores preditos para a probabilidade média de desnutrição quando os modelos de regressão múltipla ajustados para cada uma das pesquisas são aplicados, sucessivamente, ao banco de dados da própria pesquisa e da outra pesquisa. Como esperado, as probabilidades preditas a partir de modelo de riscos e distribuição considerados para o mesmo ano são muito próximas da prevalência da desnutrição observada no ano. As pequenas diferenças se devem à exclusão, nas duas pesquisas, das crianças para as quais não se dispunha de todos os dados necessários para a modelagem. Por outro lado, e o que de fato importa, é que a troca da distribuição (banco de dados) de 1996 pela distribuição (banco de dados) de 2007 determina reduções absolutas consideráveis na probabilidade média de desnutrição: $0,134 - 0,074 = 0,060$, caso se considere o modelo de riscos 1996, ou $0,092 - 0,065 = 0,027$, caso se considere o modelo de riscos 2007. A média dessas reduções na prevalência da desnutrição, $0,0435$, tomada neste trabalho como indicativa do efeito conjunto da evolução favorável dos

quatro determinantes do estado nutricional, representa cerca de um terço (32,4%) da probabilidade média de desnutrição em 1996 (0,134) ou quase dois terços (63,0%) da redução efetivamente observada no período 1996-2006 ($0,134 - 0,065 = 0,069$).



* Excluído o Norte rural.

Figura. Participação relativa (%) de diferentes fatores no declínio da prevalência da desnutrição infantil entre 1996 e 2007. Brasil.*

Tabela 3. Prevalência (%) e risco relativo de desnutrição (déficit de altura-para-idade) em crianças menores de cinco anos de idade segundo classes de poder aquisitivo familiar, escolaridade materna, acesso à assistência à saúde e condições do saneamento do meio. Brasil,* 1996 e 2006/7.

Variável	1996			2006/7		
	n	%	RR**	n	%	RR**
Classes ABEP de poder aquisitivo			p=0,000***			p=0,065***
A, B ou C1	619	4,3	1,00	1.269	3,8	1,00
C2	512	6,4	1,10	949	6,1	1,30
D	1.334	9,5	1,26	1.081	8,8	1,66
E	1.587	25,5	2,24	442	10,9	1,68
Escolaridade materna (anos)			p=0,000***			p=0,012***
12 ou mais	149	2,2	1,00	245	2,0	1,00
8 – 11	1.052	5,9	1,81	1.807	5,2	2,05
4 – 7	1.589	12,0	2,61	1.181	6,8	2,27
0 – 3	1.262	24,9	3,47	508	12,5	4,66
Assistência à saúde			p=0,000***			p=0,654***
≥ 6 consultas de pré-natal e parto hospitalar	2.303	8,2	1,00	2.948	5,9	1,00
Uma das condições acima	1.471	19,0	1,38	747	8,8	1,08
Nenhuma das condições acima	278	39,7	2,00	46	13,8	1,29
Saneamento			p=0,000***			p=0,666***
Rede pública de água e rede de esgoto	923	5,6	1,00	1.069	4,9	1,00
Uma das condições acima	1.935	13,8	1,56	1.564	7,9	1,28
Nenhuma das condições acima	1.194	22,6	1,65	1.108	7,1	1,09

* Excluído o Norte rural.

** RR: Risco relativo de desnutrição ajustado para as demais variáveis da tabela por modelo de regressão múltipla de Poisson.

*** Tendência linear no teste de Wald.

A decomposição do efeito conjunto em efeitos parciais, feita com base no cálculo de “frações atribuíveis parciais”, revelou que as melhorias no poder aquisitivo, na escolaridade materna, na assistência à saúde e no saneamento, levariam a reduções relativas na prevalência da desnutrição de 11,1%, 13,2%, 5,9% e 2,2%, respectivamente. Note-se que, somadas, essas reduções correspondem exatamente aos 32,8% de redução estimados anteriormente para o efeito conjunto associado à evolução favorável dos quatro determinantes, ou cerca de dois terços da redução efetivamente observada no período. A Figura descreve a participação relativa de cada determinante no declínio total da prevalência da desnutrição observado no Brasil entre 1996 e 2007, indicando que a melhoria na escolaridade das mães (25,7%) e no poder aquisitivo das famílias (21,7%) justificariam quase metade do declínio, cabendo outros 15% de redução à expansão da assistência à saúde (11,6%) e do saneamento (4,3%).

DISCUSSÃO

A partir da comparação de dois inquéritos probabilísticos de abrangência nacional realizados em um intervalo de cerca de 11 anos (1996 e 2006/7), o presente estudo evidenciou redução de cerca de 50% na prevalência da

desnutrição infantil no Brasil. Levando em conta a associação existente, em cada momento, entre determinantes do estado nutricional e déficits de altura-para-idade e, ainda, considerando a evolução daqueles determinantes no período, o estudo pôde atribuir cerca de dois terços

Tabela 4. Probabilidade de desnutrição (déficit de altura-para-idade) predita a partir de dois modelos de regressão múltipla e de dois “cenários” para a distribuição da população de menores de cinco anos segundo as variáveis explanatórias presentes nos modelos.* Brasil,** 1996 e 2006/7.

Modelo	Distribuição da população	Probabilidade de desnutrição (IC 95%)
1996	1996	0,134 (0,128;0,141)
1996	2007	0,074 (0,070;0,078)
2007	2007	0,065 (0,062;0,068)
2007	1996	0,092 (0,090;0,096)

* Modelos de regressão de Poisson tendo como variável dependente a presença de déficit de altura-para-idade (0=não; 1=sim) e como variáveis explanatórias o poder aquisitivo familiar, a escolaridade materna, o acesso à assistência à saúde e condições do saneamento (tal como expressas nas Tabelas 2 e 3). As denominações 1996 e 2007 referem-se ao ano do inquérito a partir do qual foram desenvolvidos os modelos e foram extraídas as distribuições.

** Excluído o Norte rural.

do declínio da desnutrição a melhorias, por ordem de importância: na escolaridade das mães, no poder aquisitivo das famílias (sobretudo das mais pobres), no acesso à assistência à saúde e nas condições do saneamento.

A natureza probabilística dos dois inquéritos, sua comparabilidade no que se refere aos procedimentos para coleta e análise dos dados antropométricos e o emprego de indicadores abrangentes para a avaliação do estado nutricional (déficits de altura-para-idade e de déficits de peso-para-altura) falam a favor da validade interna e externa dos resultados relativos à variação temporal da prevalência da desnutrição. No que se refere à identificação das causas dessa variação, consideramos pontos fortes do estudo: 1) o uso das mesmas bases de dados para quantificar o risco de desnutrição associado aos determinantes estudados e para estabelecer a evolução da distribuição desses determinantes no tempo; 2) o emprego de modelos de regressão múltipla que quantificam a associação independente entre cada determinante e o estado nutricional ao início e ao final do período; 3) o uso de estimadores não enviesados da fração do declínio da desnutrição atribuível ao conjunto dos determinantes estudados e a decomposição perfeita dessa fração em componentes específicos.

Declínios substanciais na prevalência da desnutrição infantil foram documentados anteriormente no Brasil a partir da comparação de inquéritos nacionais realizados na segunda metade do século XX.^{8,9} Tais declínios corresponderam a uma taxa média de redução na prevalência de déficits de altura-para-idade de 5,0% ao ano entre 1975 e 1989 e de 5,7% ao ano entre 1989 e 1996. A redução de cerca de 6,3% ao ano, evidenciada por este estudo para o período 1996-2007, representa, portanto, uma intensificação da tendência secular de declínio da desnutrição infantil no Brasil. A evolução recente do crescimento das crianças brasileiras indica que a meta do milênio das Nações Unidas relativa à desnutrição infantil (redução à metade no período 1990-2015) será largamente ultrapassada pelo Brasil.¹⁵

Os fatores responsáveis pelo declínio da desnutrição infantil nos intervalos de tempo delimitados pelos inquéritos realizados no Brasil desde 1975 não são imediatamente comparáveis em função das diferentes estratégias analíticas empregadas para sua identificação e da desigual disponibilidade de dados nos períodos correspondentes. De qualquer modo, o declínio da desnutrição no período 1975-1989 foi atribuído essencialmente a progressos moderados na renda familiar e à excepcional expansão da cobertura de serviços públicos de educação, saneamento e saúde.⁸ Melhoria na escolaridade das mães, maior acesso a cuidados básicos de saúde e expansão da rede pública de abastecimento

de água foram considerados os fatores mais relevantes para o declínio da desnutrição no período 1989-1996, cabendo, novamente, papel modesto ao aumento da renda familiar.⁹ Assim, o declínio da desnutrição infantil observado no período 1996-2007 aparenta distinguir-se do declínio observado em períodos anteriores por ter sido o resultado de uma combinação entre um forte aumento do poder aquisitivo das famílias e uma forte expansão do acesso da população a serviços públicos essenciais.

O aumento do poder aquisitivo familiar das crianças brasileiras entre 1996 e 2007, sobretudo nas classes de menor poder aquisitivo, é consistente com estimativas baseadas nas Pesquisas Nacionais sobre Amostragem de Domicílios (PNAD) que indicam melhoria na distribuição da renda nacional e redução da proporção de indivíduos vivendo com renda abaixo da linha da pobreza, particularmente a partir de 2003.¹¹ Para estudos do assunto, a tendência recente de melhoria na distribuição da renda e redução da pobreza no Brasil seria consequência da reativação do crescimento econômico e da consequente diminuição do desemprego, de reajustes do salário mínimo acima da inflação e da forte expansão da cobertura dos programas de transferência de renda.¹¹

A evolução favorável da escolaridade materna entre 1996 e 2007, o fator singular que mais contribuiu para o declínio da desnutrição no período encontra correspondência na virtual universalização do acesso ao ensino fundamental e na melhoria de indicadores do seu desempenho, observadas no Brasil ao longo da década de 1990.⁴ Note-se que a maioria das mães das crianças estudadas em 2007 cursou ou tinha idade para cursar o ensino fundamental na década de 1990 enquanto para a maioria das mães das crianças estudadas em 1996 o período de referência para o ensino fundamental foi a década de 1980. A expansão do acesso de mães e crianças à assistência à saúde, por sua vez, coincide com a expansão no País do Programa de Saúde da Família (PSF), cuja proposta enfatiza a prevenção e a educação em saúde e a promoção da equidade na oferta de serviços.¹³ Em 1998, 3.062 equipes do PSF estavam presentes em cerca de um quinto dos municípios brasileiros, cobrindo cerca de dez milhões de pessoas; em 2006, 26.729 equipes do PSF estavam presentes em mais de 90% dos municípios, cobrindo 86 milhões de pessoas.³ A melhoria discreta nas condições de saneamento dos domicílios onde vivem as crianças brasileiras é consistente com a relativamente lenta expansão da cobertura das redes públicas de coleta de esgoto e abastecimento de água no Brasil. Entre 2001 e 2006, a cobertura da rede de esgoto passou de 45,4% para 48,5%. No mesmo período, a cobertura da rede de água passou de 81,1% para 83,2%.^b Estudiosos das políticas sociais no Brasil têm chamado a atenção

^a Ministério da Saúde. Atenção básica e saúde da família. [citado 2008 dez 3] Disponível em: <http://dtr2004.saude.gov.br/dab/abnumeros.php>

^b Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Sistema IBGE de Recuperação Automática. [citado 2008 dez 3] Disponível em: <http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/tabela/listabl.asp?z=pnad&o=3&i=P&c=1955>

para a menor visibilidade e menor atrativo político dos investimentos em saneamento básico e para a necessidade de priorizar este tema na agenda brasileira das políticas públicas.¹²

Para finalizar, cumpre notar que, mantida a taxa anual de declínio de 6,3% na prevalência de déficits de crescimento, a proporção de crianças brasileiras com déficits de altura-para-idade chegaria a menos de 3% em pouco mais de dez anos, o que significaria igualar a proporção (geneticamente) esperada de crianças

de baixa estatura quando são ótimas as condições de alimentação, saúde e nutrição de toda a população.¹⁸ Entretanto, para se chegar a este resultado em mais uma década ou, ainda melhor, em menos tempo, será preciso manter ou intensificar as ações que têm favorecido o aumento do poder aquisitivo dos mais pobres e, não menos importante, assegurar investimentos públicos que permitam completar a universalização do acesso da população brasileira aos serviços essenciais de educação, saúde e saneamento.

REFERÊNCIAS

- Barros AJ, Hirakata VN. Alternatives for logistic regression in cross-sectional studies: an empirical comparison of models that directly estimate the prevalence ratio. *BMC Med Res Methodol.* 2003;3:21. DOI: 10.1186/1471-2288-3-21
- Benichou J. A review of adjusted estimators of attributable risk. *Stat Methods Med Res.* 2001;10(3):195-216. DOI: 10.1191/096228001680195157
- Black RE, Allen LH, Bhutta ZA, Caulfield LE, de Onis M, Ezzati M, et al. Maternal and child undernutrition: global and regional exposures and health consequences. *Lancet.* 2008;371(9608):243-60. DOI: 10.1016/S0140-6736(07)61690-0
- Draibe S. A política social no período de FHC e o sistema de proteção social. *Tempo Social.* 2003;15(2):63-101. DOI: 10.1590/S0103-20702003000200004
- Eide GE, Gefeller O. Sequential and average attributable fractions as Aids in the selection of preventive strategies. *J Clin Epidemiol.* 1995;48(5):645-55. DOI: 10.1016/0895-4356(94)00161-1
- Grummer-Strawn LM. The effect of changes in population characteristics on breastfeeding trends in fifteen developing countries. *Int J Epidemiol.* 1996;25(1):94-102. DOI: 10.1093/ije/25.1.94
- Mei Z, Grummer-Strawn LM. Standard deviation of anthropometric Z-scores as a data quality assessment tool using the 2006 WHO growth standards: a cross country analysis. *Bull World Health Organ.* 2007;85(6):441-8. DOI: 10.2471/BLT.06.034421
- Monteiro CA, Benicio MHD'A, Lúnes RF, Gouveia NC, Taddei JA, Cardoso MA. Nutritional status of Brazilian children: trends from 1975 to 1989. *Bull World Health Organ.* 1992;70(5):657-66.
- Monteiro CA, Benicio MHD'A, Freitas ICM. Evolução da mortalidade infantil e do retardo de crescimento nos anos 90: causas e impacto sobre desigualdades regionais. In: Monteiro CA, organizador. Velhos e novos males da saúde no Brasil: a evolução do país e de suas doenças. 2. ed. São Paulo: Hucitec/Nupens-USP; 2000. p.393-420.
- Monteiro CA, Conde WL, Popkin BM. Is obesity replacing or adding to under-nutrition? Evidence from different social classes in Brazil. *Public Health Nutr.* 2002;5(1A):105-12. DOI: 10.1079/PHN2001281
- Neri MC, coordenador. Miséria, desigualdade e políticas de renda: o Real do Lula. Rio de Janeiro: FGV/IBRE/CPS; 2007.
- Neri MC, coordenador. Trata Brasil: saneamento e saúde. Rio de Janeiro: FGV/IBRE/CPS; 2007.
- Santana ML, Carmagnani MI. Programa de saúde da família no Brasil: um enfoque sobre seus pressupostos básicos, operacionalização e vantagens. *Saude Soc.* 2001;10(1):33-54.
- UNICEF Policy Review. Strategy for improved nutrition of children and women in developing countries. New York; 1990. (Policy review paper, E/CEF/1990/1.6).
- United Nations. The millennium development goals report 2007. New York; 2007.
- Victora CG, Adair L, Fall C, Hallal PC, Martorell R, Richter L, et al. Maternal and child undernutrition: consequences for adult health and human capital. *Lancet.* 2008;371(9609):340-57. DOI: 10.1016/S0140-6736(07)61692-4
- World Health Organization. Physical status: the use and interpretation of anthropometry. Geneva; 1995. (Report of a WHO Expert Committee. Technical report series, 854).
- World Health Organization. WHO child growth standards: length/height-for-age, weight-for-age, weight-for-length, weight-for-height and body mass index-for-age: methods and development. Geneva; 2006.

Pesquisa financiada pelo Ministério da Saúde (Convênio MS/CEAP nº 134/2006).

Lima ALL foi apoiada pela Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (FAPESP – bolsa de pós-doutorado; Processo FAPESP nº 06/55316-9).