

# Desigualdades socioeconômicas na baixa estatura infantil: a experiência brasileira, 1974-2007

CARLOS AUGUSTO MONTEIRO, MARIA HELENA D'AQUINO BENICIO, WOLNEY LISBOA CONDE, SILVIA CRISTINA KONNO, ANA LUCIA LOVADINO DE LIMA, ALUÍSIO JARDIM DORNELLAS DE BARROS e CESAR GOMES VICTORA

## Introdução

O CRESCIMENTO infantil ótimo requer ingestão de nutrientes e consumo de energia adequados, ausência de doenças e cuidados médicos apropriados. Condições desfavoráveis de vida, incluindo insegurança alimentar nos domicílios, baixa escolaridade dos pais, falta de acesso a assistência médica de qualidade e ambientes não saudáveis são alguns dos principais determinantes do retardo de crescimento. A pobreza prejudica mais o crescimento linear do que o peso corporal (Black et al., 2008). A baixa estatura infantil está associada a elevada morbidade e mortalidade, baixa estatura na idade adulta, menor grau de escolaridade e produtividade reduzida na idade adulta. Os padrões de crescimento infantil são, portanto, fortes preditores do futuro capital humano e do progresso social, assim como da saúde das gerações futuras (Black et al., 2008; Victora et al., 2008; Physical status..., 1995; Tanner, 1981).

Estimativas indicam que, em 2005, um terço de todas as crianças menores de cinco anos (aproximadamente 178 milhões de crianças) em países de baixa e média renda apresentava baixa estatura (De Onis, 2008). As projeções das tendências atuais para 2015 apontam para declínios tanto na prevalência da baixa estatura (De Onis et al., 2004) como do baixo peso (De Onis, 2008) em crianças, embora tais declínios ainda estejam aquém dos 50% de redução da desnutrição estabelecidos para cumprir a primeira das Metas de Desenvolvimento do Milênio (MDM-1) (United Nations, 2008) para erradicação da fome. Dos setenta países de baixa e média renda que conduziram duas ou mais pesquisas entre 1971 e 1999, 42 apresentaram redução da baixa estatura infantil, dezessete não apresentaram nenhuma mudança significativa no período e onze (nove deles na África) tiveram um aumento (De Onis et al., 2000). No Brasil, três pesquisas nacionais sobre saúde e nutrição realizadas entre 1974-1975 e 1996 mostraram tendências decrescentes na prevalência da baixa estatura infantil (Monteiro et al., 1992; 2002).

Uma análise dos dados de 47 países de baixa e média rendas mostrou pronunciadas desigualdades socioeconômicas na baixa estatura infantil dentro de cada país, particularmente na América Latina e no Caribe (Van de Poel et al., 2008). O Brasil ocupou a quinta posição dentre os 47 países em termos dessa desigualdade (ibidem). Não temos conhecimento de estudos realizados em países de baixa ou média renda a respeito de como as desigualdades sociais na baixa estatura infantil estão evoluindo ao longo do tempo.

Utilizamos a Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde realizada no Brasil em 2006-2007 para atualizar tendências da baixa estatura infantil e das disparidades socioeconômicas a ela relacionadas durante as três últimas décadas. O governo brasileiro tem priorizado a eliminação da fome e da pobreza (Ananias, 2008) desde 2003, e relatórios recentes (Néri, 2007) sugerem que as políticas redistributivas têm corrigido com sucesso uma das mais assimétricas distribuições de renda do mundo (Skidmore, 2004). Como a baixa estatura infantil é um indicador sensível das condições de vida, acreditamos que a efetividade das políticas redistributivas pode ser avaliada através do estudo da distribuição social da baixa estatura infantil ao longo do tempo.

## **Métodos**

### *Fontes de dados*

Quatro pesquisas domiciliares nacionais foram realizadas no Brasil ao longo de um período de 33 anos: o Estudo Nacional de Despesa Familiar em 1974-1975; a Pesquisa Nacional de Saúde e Nutrição em 1989; e duas pesquisas sobre Demografia e Saúde, em 1996 e 2006-2007, respectivamente. Amostras probabilísticas domiciliares com abrangência nacional foram obtidas em cada pesquisa utilizando-se procedimentos semelhantes, baseados em dados censitários e com amostragem estratificada por conglomerados em múltiplos estágios. Os esquemas de amostragem, as variáveis e os procedimentos de coleta de dados foram descritos em outras publicações (IBGE, 1982; 1989; Brasil, 2006).

Nas quatro pesquisas, mediu-se a altura de todas as crianças com idade 0-59 meses que residiam nos domicílios da amostra. As crianças que residiam nas áreas rurais escassamente povoadas da região Norte, que totalizam 3% da população infantil do país, foram incluídas somente na pesquisa mais recente. As análises foram realizadas novamente depois que essas crianças foram removidas da amostra de 2006-2007, mas os resultados foram praticamente idênticos aos apresentados a seguir, os quais se aplicam à amostra completa das crianças estudadas em cada pesquisa.

Nas quatro pesquisas, profissionais treinados mediram o comprimento deitado de crianças de até 23 meses e a altura em pé de crianças mais velhas. As datas de nascimento foram obtidas a partir de certidões de nascimento ou de outros documentos oficiais. Os questionários utilizados em 1974-1975, 1989 e 2006-2007 – mas não o questionário usado em 1996 – avaliaram a renda familiar diretamente, através de perguntas sobre todas as fontes de renda domiciliar du-

rante o mês anterior. Os questionários utilizados em 1996 e 2006-2007 também avaliaram as características dos domicílios, incluindo o número e o tipo de bens, o nível de escolaridade dos pais, fornecimento de água e serviços de saneamento, assistência à saúde materna no período pré-natal e vários indicadores de saúde reprodutiva, tais como intervalo entre nascimentos e uso materno de contraceptivos modernos.

### *Análise estatística*

Utilizamos os Padrões de Crescimento Infantil da Organização Mundial da Saúde (OMS) (WHO, 2006) para calcular os escores z de comprimento para a idade e altura para a idade (doravante designados simplesmente como “escores z de altura para a idade”). Classificamos uma criança como tendo baixa estatura se o valor de seu escore z de altura para a idade foi menor do que -2 (Physical status..., 1995). Calculamos a prevalência da baixa estatura e seu intervalo de confiança (IC) de 95%.

Para avaliar as tendências da desigualdade socioeconômica, dividimos as crianças em quintos com base na renda domiciliar *per capita*. Na pesquisa de 1996, a renda foi medida indiretamente, a partir dos bens existentes nos domicílios e de acordo com uma equação preditiva baseada em uma pesquisa econômica realizada em 2005, que investigou tanto bens quanto a renda (Associação Brasileira..., 2007). Para os dados da amostra de 2006-2007, criamos quintos socioeconômicos utilizando ambos os critérios, para os quais tanto a renda como os bens domiciliares estavam disponíveis.

Empregamos o coeficiente angular de desigualdade (CAD) para quantificar as disparidades socioeconômicas absolutas na baixa estatura infantil. O CAD se baseia em uma regressão linear ponderada da prevalência de baixa estatura observada nos quintos e expressa a diferença absoluta no desfecho entre os quintos mais baixos e os mais altos (Shaw et al., 2007). Definimos os quintos utilizando pesos amostrais e usamos o número absoluto de crianças nos quintos como os pesos das frequências para o modelo de regressão. No modelo, a variável dependente foi a prevalência de baixa estatura em cada quinto.

Utilizamos duas versões do índice de concentração para medir a desigualdade na baixa estatura infantil: o índice original (O'Donnell et al., 2008) e um índice modificado sugerido por Erreygers (2008). O índice de concentração mede a desigualdade relativa e sua principal vantagem em relação a usar a razão entre o último e o primeiro quintos é que ele se baseia em dados sobre todos os grupos. O índice de concentração é semelhante ao coeficiente de Gini – varia de -1 a +1 e o valor 0 indica igualdade total na distribuição do desfecho. Valores negativos indicam que o desfecho se concentra nos pobres, e valores positivos indicam que o desfecho se concentra nos ricos. Calculamos os índices correspondentes e seus IC usando a abordagem de regressão recomendada para casos em que microdados estão disponíveis (O'Donnell et al., 2008). Utilizamos tanto o CAD como os índices de concentração para descrever tendências.

Para explorar os fatores subjacentes associados às mudanças recentes apresentadas pelas desigualdades sociais na baixa estatura infantil, examinamos as mudanças em cada quinto no período de 1996 a 2006-2007, em relação a bens domiciliares, educação materna e assistência à saúde materna no período pré-natal, fornecimento de água e serviços de saneamento, e indicadores de saúde reprodutiva. Testamos a significância estatística dessas mudanças ajustando um termo de interação entre o ano da pesquisa e os quintos socioeconômicos. Essas análises não foram conduzidas para as pesquisas de 1974-1975 e 1989 devido à ausência de um conjunto comparável de variáveis. Todas as análises foram realizadas utilizando-se os comandos com prefixo *svy* do software Stata versão 10 (Stata Corporation, College Station, TX, EUA), que levam em consideração o desenho amostral complexo utilizado em cada pesquisa.

Não foi necessário obter a aprovação de Comitês de Ética nesse estudo. Os autores tiveram acesso completo a todos os dados do estudo.

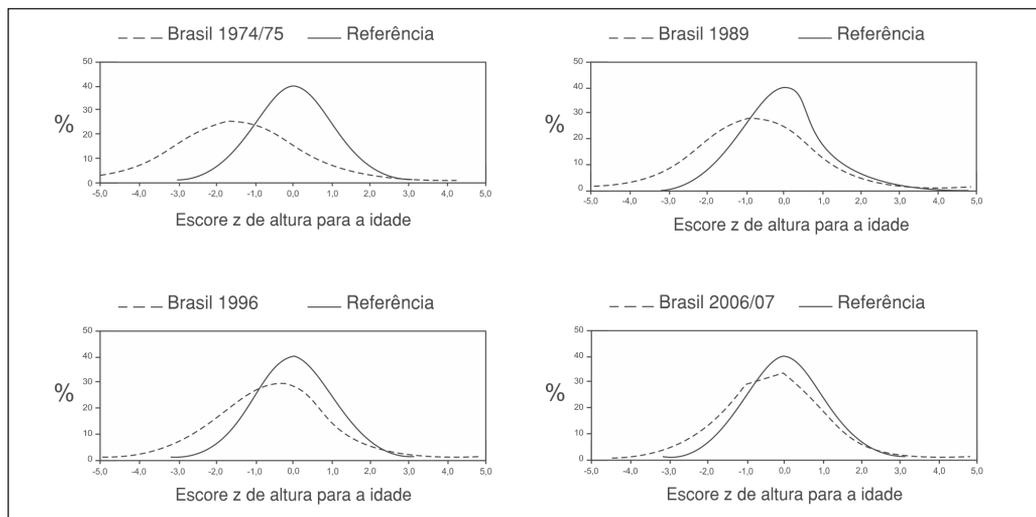
## Resultados

A amostra foi composta por 55 mil domicílios em 1974-1975, 14.455 em 1989, 13.283 em 1996 e 13.056 em 2006-2007. O número correspondente de crianças menores de cinco anos foi 37.181, 7.525, 4.818 e 4.820, respectivamente. As taxas de não respostas para altura foram 6,2% em 1974-1975, 1,8% em 1989, 13,2% em 1996 e 8,0% em 2006-2007. Crianças com valores de altura implausíveis (escore *z* de altura para a idade abaixo de -6 ou acima de +6) representaram 1,3% da amostra em 1974-1975 e menos de 1% nas três outras pesquisas. As amostras finais com valores válidos para a altura foram compostas por 34.409 crianças em 1974-1975, 7.374 em 1989, 4.149 em 1996 e 4.414 em 2006-2007.

A Figura 1 apresenta uma comparação entre a distribuição da altura para a idade das crianças em cada uma das quatro pesquisas e a distribuição prevista pelos Padrões de Crescimento Infantil da OMS. Pode-se observar que o escore *z* de altura para a idade das crianças brasileiras se deslocou continuamente em direção ao crescimento normal ao longo das três décadas até a pesquisa mais recente, realizada em 2006-2007. A prevalência total de baixa estatura em crianças nas quatro pesquisas foi a seguinte: 1974-1975, 37,1% (IC 95%: 34,6–39,6); 1989, 19,9% (IC 95%: 17,8–21,9); 1996, 13,5% (IC 95%: 12,1–14,8) e 2006-2007, 7,1% (IC 95%: 5,7–8,5). Assim, a prevalência total de baixa estatura nas crianças brasileiras diminuiu mais de 80% entre 1974-1975 e 2006-2007, e o valor dessa diminuição foi crescendo ao longo do tempo: 4,2% por ano de 1974-1975 a 1989; 5,4% de 1989 a 1996, e 6,0% de 1996 a 2006-2007.

A Tabela 1 mostra a prevalência de baixa estatura em cada quinto, nas quatro pesquisas, com base na renda *per capita* e/ou na renda estimada a partir dos bens. Em relação à última pesquisa, a análise detalhada dos quintos é apresentada para ambos os indicadores socioeconômicos e os resultados mostrados são muito semelhantes. As desigualdades socioeconômicas absolutas na baixa

Figura 1 – Distribuição da altura para a idade das crianças estudadas em cada uma das pesquisas *versus* a distribuição da altura para a idade prevista pelos Padrões de Crescimento Infantil da Organização Mundial da Saúde, 1975-2007



<sup>a</sup> 1974/75: Estudo Nacional de Despesa Familiar; 1989: Pesquisa Nacional de Saúde e Nutrição; 1996 e 2006/07: Pesquisa de Demografia e Saúde.

Tabela 1 – Prevalência de baixa estatura infantil por ano de pesquisa e quintos socioeconômicos, Brasil, 1974-2007

Ano de pesquisa <sup>a</sup>	Indicador socioeconômico	Prevalência de baixa estatura, % (n° de crianças), por quintos					CAD (IC 95%)	Índice de concentração (IC 95%)	
		Mais pobre	2°	3°	4°	Mais rico		Erreygers <sup>b</sup>	Tradicional
1974-75	<i>Renda per capita</i>	59,0 (5613)	50,8 (6477)	38,5 (6963)	25,7 (7551)	12,1 (7805)	-60,0 (-60,0 a -59,9)	-0,38 (-0,399 a -0,363)	-0,26 (-0,265 a -0,248)
1989	<i>Renda per capita</i>	39,1 (1468)	30,6 (1572)	16,6 (1563)	7,2 (1297)	5,1 (1234)	-46,1 (-46,3 a -45,9)	-0,27 (-0,301 a -0,233)	-0,34 (-0,371 a -0,303)
1996	<i>Baseado nos bens</i>	30,7 (910)	17,9 (1022)	9,6 (833)	5,7 (752)	4,9 (632)	-32,1 (-32,4 a -31,7)	-0,20 (-0,235 a -0,165)	-0,36 (-0,407 a -0,318)
2006-07	<i>Baseado nos bens</i>	11,0 (1205)	9,3 (854)	6,8 (829)	3,6 (833)	4,0 (693)	-10,3 (-10,3 a -10,2)	-0,07 (-0,089 a -0,041)	-0,22 (-0,313 a -0,129)
	<i>Renda per capita</i>	11,2 (1039)	9,3 (852)	5,2 (784)	5,9 (699)	3,3 (534)	-9,7 (-9,8 a -9,6)	-0,05 (-0,083 a -0,017)	-0,16 (-0,268 a -0,044)

IC, Intervalo de confiança; CAD, coeficiente angular de desigualdade.

<sup>a</sup> 1974-1975: Estudo Nacional de Despesa Familiar; 1989: Pesquisa Nacional de Saúde e Nutrição; 1996 e 2006-2007: Pesquisa de Demografia e Saúde.

<sup>b</sup> Calculado como sugerido por Erreygers (2008), cujo método tem sido criticado por levar a uma medida que reflete mais a mudança absoluta do que a relativa.

estatura infantil, refletidas pelo coeficiente angular, diminuíram ao longo do tempo, e a diminuição foi mais acentuada entre 1996 e 2006-2007. Os dois índices de concentração mostram tendências diferentes. O índice de Erreygers sugere que as desigualdades socioeconômicas relativas na baixa estatura infantil diminuíram ao longo do tempo, mais acentuadamente entre 1996 e 2006-2007, ao passo que o índice de concentração tradicional indica que as desigualdades aumentaram até 1996 e diminuíram acentuadamente até 2006-2007. A razão de prevalência comparando o quinto mais pobre ao mais rico, que totalizou 4,9 em 1974-1975, aumentou para 7,7 em 1989 e então decresceu para 6,3 em 1996 e para 2,6 em 2006-2007. Essa redução significativa das desigualdades socioeconômicas no período mais recente foi acompanhada de uma redução na diferença existente entre o quinto mais pobre e o mais rico em relação à distribuição da altura para a idade (Figura 2).

Mudanças recentes (1996 a 2006-2007) nas desigualdades socioeconômicas em relação às variáveis que afetam a saúde e a nutrição infantis são consistentes com a redução das disparidades na baixa estatura. Os indicadores de poder aquisitivo familiar (Tabela 2), escolaridade materna, acesso a assistência médica (consultas de pré-natal e uso de contraceptivos modernos) e a serviços de fornecimento de água e saneamento, assim como os indicadores de saúde reprodutiva (ordem de nascimento, intervalos entre nascimentos e uso de métodos contraceptivos modernos) (Tabela 3) apresentaram uma melhora constante em todas as faixas de renda, particularmente entre os mais pobres.

Tabela 2 – Posse de bens no domicílio por ano de pesquisa e quintos socioeconômicos, Brasil, 1996-2007

Bem	Ano de pesquisa <sup>a</sup>	Domicílios (%) que possuem o bem, por quintos					Valor-p <sup>b</sup>
		Mais pobre	2º	3º	4º	Mais rico	
Televisão	1996	7,5	24,5	67,1	92,3	98,0	0,044
	2006-07	73,4	92,0	98,9	99,2	98,0	
Geladeira	1996	1,2	33,5	97,8	98,9	99,5	0,000
	2006-07	34,2	96,5	95,1	99,6	99,8	
Máquina de lavar roupa	1996	0,4	6,5	16,7	53,7	82,2	0,000
	2006-07	12,3	40,7	66,1	81,9	94,0	
VCR ou DVD	1996	0,0	0,7	2,1	20,2	71,2	0,000
	2006-07	9,1	29,0	68,1	80,8	95,7	
Automóvel	1996	0,3	1,1	2,0	27,5	81,9	0,000
	2006-07	2,2	1,5	8,1	42,8	89,1	

VCR, aparelho de videocassete; DVD, aparelho de disco de vídeo digital.

<sup>a</sup> Pesquisa de Demografia e Saúde.

<sup>b</sup> Para a interação entre ano de pesquisa e quintil.

Tabela 3 – Escolaridade materna, assistência pré-natal, acesso a serviços de fornecimento de água e saneamento e indicadores de saúde reprodutiva, por ano de pesquisa e quinto socioeconômico, Brasil, 1996-2007

Indicador	Ano de pesquisa <sup>a</sup>	Indicador (%) por quinto					Valor-p <sup>b</sup>
		Mais pobre	2º	3º	4º	Mais rico	
Escolaridade materna ≥ 8 anos	1996	5,6	13,2	24,7	44,7	73,5	0,000
	2006-07	29,4	44,5	62,2	71,5	92,5	
Quatro ou mais consultas de pré-natal	1996	37,5	60,9	79,8	89,0	93,7	0,000
	2006-07	80,0	87,6	88,9	94,9	97,7	
Domicílio servido por fornecimento público de água	1996	39,9	70,1	80,4	82,2	80,9	0,238
	2006-07	65,3	74,6	81,1	85,2	89,2	
Domicílio servido por sistema público de esgoto	1996	2,4	17,9	33,6	44,6	60,0	0,000
	2006-07	22,5	33,7	41,1	52,6	69,2	
Domicílio com banheiro	1996	14,0	83,9	98,5	99,6	100,0	0,001
	2006-07	67,0	96,5	99,5	100,0	100,0	
Ordem de nascimento < 5º	1996	69,5	80,8	91,3	95,3	98,4	0,004
	2006-07	91,3	94,8	96,6	97,7	99,7	
Intervalo entre nascimentos ≥ 24 meses	1996	69,2	75,1	83,6	88,7	91,3	0,787
	2006-07	82,5	90,0	90,1	96,1	93,5	
Uso de contraceptivos modernos <sup>c</sup>	1996	51,1	65,2	76,6	79,0	79,6	0,000
	2006-07	93,9	98,4	94,9	96,2	93,7	

<sup>a</sup> Pesquisa de Demografia e Saúde.

<sup>b</sup> Para a interação entre ano de pesquisa e quintil.

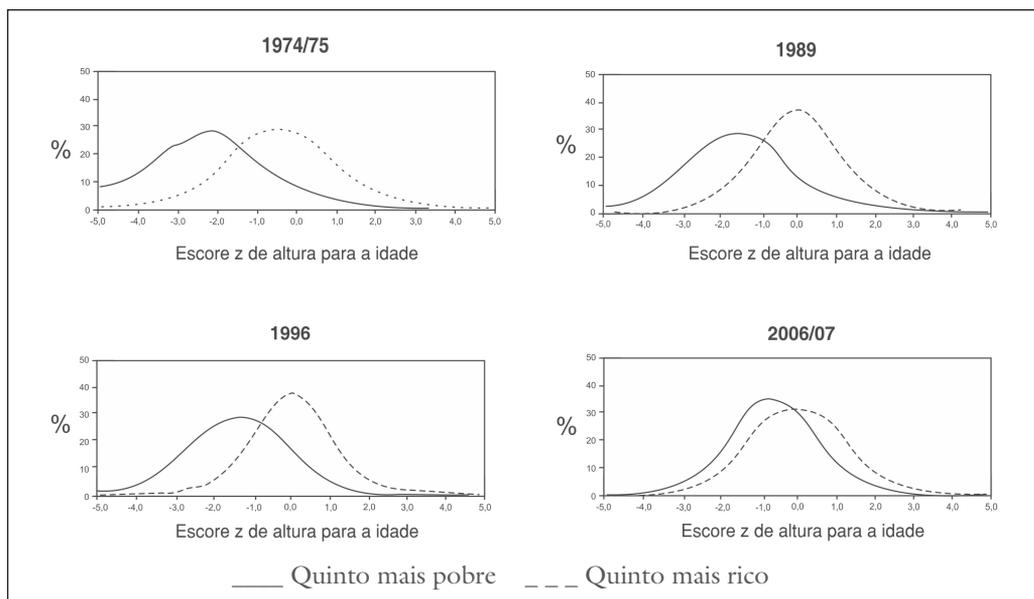
<sup>c</sup> Em mulheres de 15-49 anos.

## Discussão

Ao utilizarmos dados de quatro pesquisas domiciliares probabilísticas com abrangência nacional, cobrindo um período de 33 anos, documentamos não apenas uma diminuição constante da prevalência da baixa estatura infantil no Brasil, mas também importantes reduções das diferenças entre crianças pobres e ricas. Tanto o declínio total quanto a redução das desigualdades socioeconômicas na baixa estatura infantil foram particularmente acentuadas nos dez anos decorridos entre 1996 e 2006-2007. Durante esse período, também documentamos acentuadas reduções das diferenças entre crianças ricas e pobres em relação a outros indicadores socioeconômicos.

Há um acalorado debate na literatura sobre economia da saúde com relação a qual seria a melhor maneira de medir as tendências da desigualdade (Erreygers, 2008; 2009; Wagstaff, 2009). O índice de concentração tradicional é afetado pela frequência total do desfecho (Wagstaff, 2005), que em nossas

Figura 2 – Mudanças na diferença entre o quinto mais pobre e o quinto mais rico quanto à distribuição da altura para a idade de crianças menores de 5 anos de acordo com quatro pesquisas, Brasil, 1975-2007



1974/75: Estudo Nacional de Despesa Familiar; 1989: Pesquisa Nacional de Saúde e Nutrição; 1996 e 2006/07: Pesquisa de Demografia e Saúde.

análises mudou consideravelmente ao longo do tempo. Erreygers propôs um índice de concentração modificado para evitar essa armadilha (Erreygers, 2008), mas essa modificação tem sido criticada por levar a uma medida que reflete principalmente as desigualdades absolutas, ao invés das relativas (Erreygers, 2009). Nas análises realizadas no presente estudo, as tendências do índice tradicional espelharam as tendências da razão de prevalência da baixa estatura entre os quintos mais pobres e os mais ricos, ao passo que o índice de Erreygers variou juntamente com a diferença absoluta, calculada através do CAD. Todas as medidas resumo, contudo, mostraram uma grande redução da desigualdade no último período estudado (1996 a 2006-2007).

O MDM-1 estabelece que a prevalência de baixo peso infantil deverá ser reduzida pela metade entre 1990 e 2015 (United Nations, 2008). A prevalência de baixo peso no Brasil caiu de 5,6% em 1989 para 2,2% em 2006-2007 (dados não apresentados), ou 61%. Assim, o Brasil já cumpriu a meta estabelecida. A redução correspondente da prevalência de baixa estatura foi de 64%. Felizmente, não há evidências de aumento no sobrepeso infantil durante o período: a proporção de crianças abaixo de cinco anos cujo peso para a estatura era dois ou mais escores z acima da mediana, de acordo com os parâmetros da OMS, foi de 8,4% em 1989, 6,6% em 1996 e 7,3% em 2006-2007 (dados não apresentados). Ao contrário das tendências que encontramos em crianças pequenas, as tendên-

cias em adolescentes e adultos brasileiros apontam para aumentos acentuados no sobrepeso e na obesidade entre 1974-1975 e 2002-2003 (IBGE, 2006; Monteiro et al., 2007).

A análise formal dos determinantes do declínio na prevalência total de baixa estatura infantil no Brasil de 1996 a 2007 sugere que dois terços do declínio podem ser atribuídos a melhorias em quatro fatores: escolaridade materna, poder aquisitivo familiar, cuidados médicos materno-infantis e cobertura dos serviços de fornecimento de água e saneamento (Monteiro et al., 2009). Nos parágrafos a seguir, discutimos os possíveis caminhos que levaram a uma considerável redução da desigualdade socioeconômica na baixa estatura infantil de 1996 a 2007. Também utilizamos o Quadro de Nutrição do Fundo das Nações Unidas para a Infância para guiar a discussão sobre os determinantes subjacentes, intermediários e proximais da desnutrição (United Nations Children's Fund, 1990).

### *Determinantes subjacentes*

Há fortes evidências de que o poder aquisitivo dos brasileiros tem melhorado consideravelmente, particularmente nos últimos anos. Estimativas derivadas de pesquisas socioeconômicas nacionais anuais indicam que a renda familiar permaneceu relativamente estável de 1996 a 2002, mas que, a partir de 2003, houve um aumento na renda média que, combinado a uma melhor distribuição da renda, levou a grandes diminuições da proporção de pessoas vivendo abaixo da linha da pobreza (Néri, 2007a). Uma análise detalhada de dados econômicos advindos de várias fontes sugere três explicações principais para essas tendências favoráveis: (i) a retomada do crescimento econômico e a conseqüente redução das taxas de desemprego; (ii) aumentos anuais sistemáticos no salário mínimo oficial recebido por trabalhadores não qualificados; e (iii) uma grande expansão de programas de transferência de renda para famílias pobres (ibidem). Após décadas de crescentes desigualdades de renda no Brasil, o coeficiente de Gini para a concentração de renda tem diminuído gradualmente – de 0,64 em 1991 para 0,55 em 2006. Embora isso ainda represente um grande abismo entre os ricos e os pobres, tal melhora não pode ser negligenciada (Saúde..., 2008). Um quinto da recente melhoria na distribuição de renda no Brasil tem sido atribuído aos programas de transferência de renda (Centre for Development..., 2007).

A escolaridade materna também é um dos principais determinantes distais da desnutrição. Avanços importantes no número de matrículas no Ensino Fundamental e no número de mães que concluíram o curso ocorreram durante a década de 1990 (Draibe, 2003). Esses avanços resultaram de várias políticas desenvolvidas para assegurar o acesso universal à educação básica e melhorar a qualidade das escolas em todos os municípios brasileiros. Foi estipulada uma porcentagem mínima do orçamento do país para aplicação na educação básica pública e para a redução das disparidades entre os municípios pobres e ricos (ibidem).



*Família sertaneja típica, à beira de estrada, em períodos de secas.*

### *Determinantes intermediários*

Os determinantes intermediários da saúde e da nutrição infantis incluem acesso à assistência médica, água e saneamento, segurança alimentar e cuidados apropriados com a saúde das crianças. O Sistema Único de Saúde (SUS), criado em 1988 pela nova Constituição brasileira após a ditadura militar, aumentou o acesso a serviços gratuitos para toda a população (Brasil, 2009). Em 1994, a Estratégia Saúde da Família foi desenvolvida com o propósito específico de promover a igualdade no acesso à atenção básica. A estratégia tem sido bem-sucedida não apenas ao focalizar os municípios rurais mais pobres e as favelas periurbanas (Aquino; Barreto, 2008), mas também ao contribuir para reduzir a mortalidade infantil (Aquino et al., 2009). Até 2006, mais de 26 mil equipes de Saúde da Família estavam presentes em mais de 90% dos municípios e cobriam 86 milhões de indivíduos, a maior parte de famílias de baixa renda (Brasil, 2004). Os investimentos públicos nos sistemas de fornecimento de água e esgoto têm sido insuficientes no Brasil (Néri, 2007b), e isso pode explicar por que as melhorias foram lentas entre 1996 e 2006-2007. No entanto, nossos resultados sugerem que a expansão dos serviços de saneamento na última década beneficiaram mais os pobres do que os mais afluentes.

Paralelamente à redistribuição de renda e ao acentuado declínio da pobreza observados entre 2003 e 2006, a grave insegurança alimentar no nível da família foi reduzida em 27% entre 2004 e 2006-2007 (Brasil, 2006).

A qualidade da atenção à saúde da criança é outro determinante intermediário da desnutrição, juntamente com o acesso à assistência médica, condições ambientais e segurança alimentar (Engle et al., 2000). Essa variável é particularmente difícil de quantificar, mas nossos resultados indicam que melhorias na escolaridade materna foram acompanhadas por redução na paridade (menos crianças ocupando a quinta posição ou acima na ordem de nascimentos), aumento nos intervalos entre nascimentos e acesso quase universal a contraceptivos modernos. Novamente, as melhorias mais acentuadas ocorreram entre os pobres (Tabela 3). Finalmente, a avaliação preliminar das tendências recentes da amamentação no Brasil também indica que sua duração mediana aumentou de sete para quatorze meses entre 1995 e 2006-2007; o aleitamento materno exclusivo, entretanto, permaneceu extremamente breve, e sua duração aumentou de 1,1 para apenas 1,4 mês no mesmo período (Brasil, 2006).

#### *Determinantes proximais*

À luz das tendências positivas das causas subjacentes e intermediárias da desnutrição não é surpreendente que a morbidade e a mortalidade infantis tenham diminuído no Brasil. A diarreia, uma das principais causas diretas da desnutrição, foi responsável por 17,3% de todas as mortes de crianças registradas em 1985-1907 (Victora, 2001), ao passo que em 2003-2005 (o último período com informações disponíveis), respondia por 4,2% de todas as mortes (Brasil, 2007). Se levarmos em consideração que as taxas de mortalidade infantil por todas as causas também caíram no Brasil no mesmo período, de aproximadamente 60 para um pouco acima de 20 por 1.000 nascidos vivos, a redução das taxas de mortalidade causada por diarreia por 1.000 nascidos vivos foi de aproximadamente 90%, e a redução total da mortalidade infantil, 67%. O Brasil está entre os poucos países de baixa e média renda que estão no caminho certo para atingir a MDM de redução da mortalidade de crianças abaixo de cinco anos de idade (Bryce et al., 2008).

#### **Conclusão**

As importantes melhorias que os indicadores de crescimento infantil têm mostrado em décadas recentes no Brasil refletem tendências positivas e igualitárias dos determinantes subjacentes, intermediários e proximais da desnutrição, resultantes do progresso econômico geral e de políticas públicas orientadas para a igualdade. A experiência brasileira é um exemplo do efeito crítico que as políticas para promover a redistribuição de renda e o acesso universal a educação, saúde, fornecimento de água e serviços de saneamento podem ter sobre a desnutrição infantil. Essas políticas deveriam ser a prioridade dos governos verdadeiramente comprometidos com a redução da desnutrição e com a melhoria da qualidade de vida das gerações futuras. Futuros estudos mostrarão se esses ganhos serão mantidos na atual crise econômica global.

## Referências

- ANANIAS, P. Accelerating the reduction of maternal and child malnutrition: contributions to the debate based on the Brazilian experience. *SCN News*, v.36, p.8-11, 2008.
- AQUINO, R.; BARRETO, M. L. The Family Health Program in Brazil and the adequacy of its coverage indicator. *Cad Saúde Pública*, v.24, p.905-14, 2008.
- AQUINO, R. et al. Impact of family health program on infant mortality in Brazilian municipalities. *Am J Public Health*, v.99, p.87-93, 2009.
- ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE EMPRESAS DE PESQUISA. Critério de classificação econômica Brasil. São Paulo: ABEP, 2007. Disponível em: <<http://www.abep.org/codigosguias/AdocaoCCEB2008.pdf>>. Acesso em: 27 jun. 2009.
- BLACK, R. E. et al. Maternal and child undernutrition: global and regional exposures and health consequences. *Lancet*, v.371, p.243-60, 2008.
- BRASIL – Ministério da Saúde. *Atenção básica e saúde da família*. Brasília: Ministério da Saúde, 2004. Disponível em: <<http://dtr2004.saude.gov.br/dab/abnumeros.php>>. Acesso em: 26 jun. 2009.
- \_\_\_\_\_. Centro Brasileiro de Análise e Planejamento. *Dimensões do processo reprodutivo e da saúde da criança*: PNDS 2006. Brasília: Ministério da Saúde, 2009.
- \_\_\_\_\_. *Rede Interagencial de Informações para a Saúde*. Indicadores de mortalidade. 2007. Disponível em: <<http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/defthtmexe?idb2007/c06.def>>. Acesso em: 26 jun. 2009.
- \_\_\_\_\_. Sistema Único de Saúde. Disponível em: <[http://portal.saude.gov.br/portal/saude/visualizar\\_texto.cfm?idtxt=24627](http://portal.saude.gov.br/portal/saude/visualizar_texto.cfm?idtxt=24627)>. Acesso em: 26 jun. 2009.
- BRYCE, J. et al. Countdown Coverage Writing Group; Countdown to 2015 Core Group. Countdown to 2015 for maternal, newborn, and child survival: the 2008 report on tracking coverage of interventions. *Lancet*, v.371, p.1247-58, 2008.
- CENTRE FOR DEVELOPMENT AND REGIONAL PLANNING. University of Minas Gerais. Sumário executivo. Avaliação de impacto do Programa Bolsa Família. Brasília: Ministério do Desenvolvimento Social, 2007. Disponível em: <[http://www.mds.gov.br/institucional/secretarias/secretaria-de-avaliacao-e-gestao-da-informacao-sagi/arquivo-sagi/pesquisas/institucional/secretarias/secretaria-de-avaliacao-e-gestao-da-informacao-sagi/arquivo-sagi/pesquisas/resultados\\_de\\_pesquisas/sumario\\_executivo\\_aibf.pdf](http://www.mds.gov.br/institucional/secretarias/secretaria-de-avaliacao-e-gestao-da-informacao-sagi/arquivo-sagi/pesquisas/institucional/secretarias/secretaria-de-avaliacao-e-gestao-da-informacao-sagi/arquivo-sagi/pesquisas/resultados_de_pesquisas/sumario_executivo_aibf.pdf)>. Acesso em: 26 jun. 2009.
- DE ONIS, M. Child undernutrition based on the new WHO growth standards and rates of reduction to 2015. *SCN News*, v.36, p.12-6, 2008. Disponível em: <<http://www.unscn.org/layout/modules/resources/files/scnnews36.pdf>>. Acesso em: 12 out. 2009.
- DE ONIS, M. et al. Is malnutrition declining? An analysis of changes in levels of child malnutrition since 1980. *Bull World Health Organ*, v.78, p.1222-33, 2000.
- DE ONIS, M. et al. Estimates of global prevalence of childhood underweight in 1990 and 2015. *JAMA*, v.291, p.2600-6, 2004.
- DRAIBE, S. A política social do governo FHC e o sistema de proteção social. *Tempo Social*, v.15, p.63-101, 2003.
- ENGLE, P. L. et al. The role of care in nutrition programmes: current research and a research agenda. *Proc Nutr Soc*, v.59, p.25-35, 2000.

- ERREYGGERS, G. Correcting the concentration index. *J Health Econ*, v.28, p.504-15, 2009a.
- \_\_\_\_\_. Correcting the concentration index: a reply to Wagstaff. *J Health Econ*, v.28, p.521-4, 2009b.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. United Nations Children's Fund. Perfil estatístico de crianças e mães no Brasil: aspectos nutricionais, 1974-75. Rio de Janeiro: IBGE, Unicef, 1982.
- \_\_\_\_\_. Perfil estatístico de crianças e mães no Brasil: aspectos nutricionais, 1989. Rio de Janeiro: IBGE, Unicef, 1992.
- \_\_\_\_\_. Pesquisa de orçamentos familiares 2002-2003. Antropometria e análise do estado nutricional de crianças e adolescentes no Brasil. Rio de Janeiro: IBGE, 2006.
- MONTEIRO, C. A. et al. Nutritional status of Brazilian children: trends from 1975 to 1989. *Bull World Health Organ*, v.70, p.657-66, 1992.
- MONTEIRO, C. A. et al. Is obesity replacing or adding to undernutrition? Evidence from different social classes in Brazil. *Public Health Nutr*, v.5, n.1A, p.105-12. 2002.
- \_\_\_\_\_. Income-specific trends in obesity in Brazil: 1975-2003. *Am J Public Health*, v.97, p.1808-12, 2007.
- \_\_\_\_\_. Causes for the decline in child under-nutrition in Brazil, 1996-2007. *Rev Saúde Pública*, v.43, p.35-43, 2009.
- NÉRI, M. *Miséria, desigualdade e políticas de renda: o real do Lula*. Rio de Janeiro: FGV/IBRE/CPS, 2007a.
- \_\_\_\_\_. *Trata Brasil: saneamento, educação, trabalho e turismo*. Rio de Janeiro: FGV/IBRE/CPS, 2007b.
- O'DONNELL, O. et al. *Analyzing health equity using household survey data: a guide to techniques and their implementation*. Washington, DC: The World Bank; 2008. Disponível em: <<http://go.worldbank.org/LVSSZJX9O0>>. Acesso em: 27 jun. 2009.
- PHYSICAL STATUS: the use and interpretation of anthropometry: report of a WHO Expert Committee. Geneva: World Health Organization, 1995.
- SAÚDE CNsDSd. As causas sociais das iniquidades em saúde no Brasil. *Relatório final*. Rio de Janeiro: Fiocruz, 2008.
- SHAW, M. et al. *The handbook of inequality and socioeconomic position: concepts and measures*. Bristol: Policy Press, 2007.
- SKIDMORE, T.; MATTER, W. Brazil's persistent income inequality. *Lat Am Polit Soc*, v.46, p.33-50, 2004.
- TANNER, J. M. *A history of the study of human growth*. Cambridge, New York: Cambridge University Press, 1981.
- UNITED NATIONS CHILDREN'S FUND. Strategy for improved nutrition of children and women in developing countries. New York: Unicef, 1990.
- UNITED NATIONS. The Millennium Development Goals. United Nations, 2008. Disponível em: <<http://www.un.org/millenniumgoals>>. Acesso em: 26 jun. 2009.
- VAN DE POEL, E. et al. Socioeconomic inequality in malnutrition in developing countries. *Bull World Health Organ*, v.86, p.282-91, 2008.

VICTORA, C. G. Intervenções para reduzir a mortalidade infantil, pré-escolar e materna no Brasil. *Rev Bras Epidemiol*, v.4, p.63-9, 2001.

VICTORA, C. G. et al. Maternal and child undernutrition: consequences for adult health and human capital. *Lancet*, v.371, p.340-57, 2008.

WAGSTAFF, A. The bounds of the concentration index when the variable of interest is binary, with an application to immunization inequality. *Health Econ*, v.14, p.429-32, 2005.

\_\_\_\_\_. Correcting the concentration index: a comment. *J Health Econ*, v. 28, p.516-20, 2009.

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: World Health Organization, 2006.

*RESUMO* – O artigo pretende avaliar tendências da prevalência e da distribuição social da baixa estatura infantil no Brasil para calcular o efeito da renda e de políticas de redistribuição de serviços básicos implementadas recentemente no país. A prevalência de baixa estatura (escore z de altura para a idade abaixo de -2, utilizando-se os Padrões de Crescimento Infantil da Organização Mundial da Saúde) em crianças menores de cinco anos foi calculada a partir de dados coletados durante pesquisas domiciliares de abrangência nacional realizadas no Brasil em 1974-1975 ( $n = 34.409$ ), 1989 ( $n = 7.374$ ), 1996 ( $n = 4.149$ ) e 2006–07 ( $n = 4.414$ ). As desigualdades socioeconômicas absoluta e relativa na baixa estatura foram medidas através do coeficiente angular de desigualdade e do índice de concentração de desigualdade, respectivamente. Durante um período de 33 anos, documentamos um declínio constante na prevalência nacional de baixa estatura, de 37,1% para 7,1%. A prevalência diminuiu de 59,0% para 11,2% no quinto mais pobre e de 12,1% para 3,3% no quinto mais rico. O declínio foi particularmente acentuado nos dez últimos anos do período (1996 a 2007), quando as diferenças entre as famílias pobres e ricas que possuíam crianças menores de cinco anos também diminuíram em termos de poder aquisitivo; acesso a educação, assistência médica e serviços de água e saneamento; e indicadores de saúde reprodutiva. No Brasil, o desenvolvimento socioeconômico, aliado a políticas públicas visando à igualdade, tem sido acompanhado por significativas melhorias das condições de vida e por um declínio substancial da desnutrição infantil, assim como por uma redução da diferença de estado nutricional entre crianças nos quintos socioeconômicos mais altos e mais baixos. Estudos futuros mostrarão se esses ganhos serão mantidos durante a atual crise econômica global.

*PALAVRAS-CHAVE:* Desnutrição, Criança, Desigualdade socioeconômica, Brasil.

*ABSTRACT* – The paper aims to assess trends in the prevalence and social distribution of child stunting in Brazil to evaluate the effect of income and basic service redistribution policies implemented in that country in the recent past. The prevalence of stunting (height-for-age z score below -2 using the Child Growth Standards of the World Health Organization) among children aged less than five years was estimated from data collected during national household surveys carried out in Brazil in 1974-1975 ( $n = 34,409$ ), 1989 ( $n = 7,374$ ), 1996 ( $n = 4,149$ ) and 2006–07 ( $n = 4,414$ ). Absolute and relative socioeconomic inequality in stunting was measured by means of the slope index and the concentration index of inequality, respectively. Over a 33-year period, we documented

a steady decline in the national prevalence of stunting from 37.1% to 7.1%. Prevalence dropped from 59.0% to 11.2% in the poorest quintile and from 12.1% to 3.3% among the wealthiest quintile. The decline was particularly steep in the last ten years of the period (1996 to 2007), when the gaps between poor and wealthy families with children under five were also reduced in terms of purchasing power; access to education, health care and water and sanitation services; and reproductive health indicators. In Brazil, socio-economic development coupled with equity-oriented public policies have been accompanied by marked improvements in living conditions and a substantial decline in child undernutrition, as well as a reduction of the gap in nutritional status between children in the highest and lowest socioeconomic quintiles. Future studies will show whether these gains will be maintained under the current global economic crisis.

**KEYWORDS:** Malnutrition, Child, Socioeconomic inequalities, Brazil.

*Carlos Augusto Monteiro* é professor do Departamento de Nutrição da Faculdade de Saúde Pública da Universidade de São Paulo. Núcleo de Pesquisas Epidemiológicas em Nutrição e Saúde da Universidade de São Paulo – Nupens/USP. @ – carlosam@usp.br

*Maria Helena D'Aquino Benicio* é professora do Departamento de Nutrição da Faculdade de Saúde Pública da Universidade de São Paulo. Núcleo de Pesquisas Epidemiológicas em Nutrição e Saúde da Universidade de São Paulo – Nupens/USP. @ – benicio@usp.br

*Wolney Lisboa Conde* é professor do Departamento de Nutrição da Faculdade de Saúde Pública da Universidade de São Paulo. Núcleo de Pesquisas Epidemiológicas em Nutrição e Saúde da Universidade de São Paulo – Nupens/USP. @ – wolney@usp.br

*Silvia Cristina Konno* é nutricionista do Departamento de Nutrição da Faculdade de Saúde Pública da Universidade de São Paulo. Núcleo de Pesquisas Epidemiológicas em Nutrição e Saúde da Universidade de São Paulo – Nupens/USP. @ – skonno@usp.br

*Ana Lucia Lovadino de Lima* é pesquisadora do Núcleo de Pesquisas Epidemiológicas em Nutrição e Saúde da Universidade de São Paulo – Nupens/USP. @ – analovad@usp.br

*Aluísio Jardim Dornellas de Barros* é professor do Programa de Pós-Graduação em Epidemiologia da Universidade Federal de Pelotas, Brasil. @ – abarros.epi@gmail.com

*Cesar Gomes Victora* é professor do Programa de Pós-Graduação em Epidemiologia da Universidade Federal de Pelotas, Brasil. @ – cvictora@gmail.com

Tradução para o português do artigo “Narrowing socioeconomic inequality in child stunting: the Brazilian experience, 1974-2007”, publicado no *Bulletin of the World Health Organization*, n.88, p.305-11, 2010.

Recebido em 26.3.2013 e aceito em 16.5.2013.

