



Revista de Saúde Pública

ISSN: 0034-8910

revsp@usp.br

Universidade de São Paulo

Brasil

D'Aquino Benício, Maria Helena; Bortoletto Martins, Ana Paula; Isoyama Venancio, Sonia;
Dornellas de Barros, Aluísio Jardim

Estimativas da prevalência de desnutrição infantil nos municípios brasileiros em 2006

Revista de Saúde Pública, vol. 47, núm. 3, junio, 2013, pp. 560-570

Universidade de São Paulo

São Paulo, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=67240206014>

- ▶ Como citar este artigo
- ▶ Número completo
- ▶ Mais artigos
- ▶ Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica

Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe , Espanha e Portugal
Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

**Maria Helena D'Aquino
Benício^{I,II}**

Ana Paula Bortoletto Martins^{II}

Sonia Isoyama Venancio^{II,III}

**Aluísio Jardim Dornellas de
Barros^{IV}**

Estimativas da prevalência de desnutrição infantil nos municípios brasileiros em 2006

Estimates of the prevalence of child malnutrition in Brazilian municipalities in 2006

RESUMO

OBJETIVO: Estimar a prevalência da desnutrição infantil para os municípios brasileiros.

MÉTODOS: Utilizou-se modelo de regressão logística multinível para estimar a probabilidade individual de desnutrição em 5.507 municípios brasileiros em 2006, em função de fatores preditivos agrupados segundo níveis hierárquicos. A variável resposta foi a desnutrição infantil (crianças de seis a 59 meses com estatura para idade e sexo inferior a -2 escores Z, segundo o padrão da Organização Mundial da Saúde). As variáveis preditivas foram determinantes da desnutrição aferidos de forma semelhante pela Pesquisa Nacional sobre Demografia e Saúde-2006 e pela Amostra do Censo de 2000. No nível 1 (individual): sexo e idade; no nível 2 (domiciliar): variáveis socioeconômicas, água com canalização interna, área urbana ou rural; e no nível 3 (municipal): localização do município e cobertura da Estratégia Saúde da Família em 2006.

RESULTADOS: Detectou-se elevação estatisticamente significativa da chance de desnutrição nas crianças do sexo masculino, que moravam em domicílios com duas ou mais pessoas por cômodo, pertencentes aos quintos inferiores do escore socioeconômico, com três ou mais crianças < 5 anos, que não dispunham de água encanada ou localizados na Região Norte. Verificou-se associação dose-resposta negativa entre a cobertura da Estratégia Saúde da Família e a chance de desnutrição ($p = 0,007$). Cobertura municipal da Estratégia Saúde da Família $\geq 70\%$ mostrou redução de 45% na chance de desnutrição infantil. Estimativas da prevalência de desnutrição infantil mostraram que a maioria dos municípios estudados apresentou risco de desnutrição sob controle, muito baixo ou baixo. Riscos de maior magnitude foram encontrados em 158 dos municípios, na Região Norte.

CONCLUSÕES: A desnutrição infantil como problema de saúde pública concentra-se nos municípios da Região Norte do País, onde a cobertura da Estratégia Saúde da Família é mais baixa. Detectou-se efeito de proteção da Estratégia Saúde da Família em relação à desnutrição infantil no País como um todo, independentemente de outros determinantes do problema.

DESCRITORES: Transtornos da Nutrição Infantil, epidemiologia.
Fatores Socioeconômicos. Desigualdades em Saúde. Análise
Multinível. Programa de Saúde da Família.

^I Departamento de Nutrição. Faculdade de Saúde Pública, Universidade de São Paulo. São Paulo, SP, Brasil

^{II} Núcleo de Pesquisas Epidemiológicas em Nutrição e Saúde. Faculdade de Saúde Pública. Universidade de São Paulo. São Paulo, SP, Brasil

^{III} Núcleo de Investigação em Nutrição. Secretaria de Estado da Saúde de São Paulo. Instituto de Saúde. São Paulo, SP, Brasil

^{IV} Departamento de Medicina Social. Faculdade de Medicina. Universidade Federal de Pelotas. Pelotas, RS, Brasil

Correspondência | Correspondence:
Maria Helena D'Aquino Benício
Faculdade de Saúde Pública da Universidade de São Paulo
Av. Dr. Arnaldo, 715
01246-904 São Paulo, SP, Brasil
E-mail: benicio@usp.br

Recebido: 23/5/2012
Aprovado: 9/12/2012

Artigo disponível em português e inglês em:
www.scielo.br/rsp

ABSTRACT

OBJECTIVE: To estimate the prevalence of malnutrition in children for all Brazilian municipalities.

METHODS: A multilevel logistic regression model was used to estimate the individual probability of malnutrition in 5,507 Brazilian municipalities in 2006, in terms of predictive factors grouped according to hierarchical levels. The response variable was child malnutrition (children aged from six to 59 months with height for age and sex below -2 z-scores, according to the World Health Organization standard). The predictive variables were determinants of malnutrition measured similarly by the National Demographics and Health Survey-2006 and the Sample from the 2000 Demographic Census. At level 1 (individual): sex and age, level 2 (household): socioeconomic variables, water and indoor plumbing, urban or rural area and level 3 (municipal): location of the municipality and coverage of the Family Health Strategy (FHS) in 2006.

RESULTS: The study detected a statistically significant chance of malnutrition in male children, those living in households with two or more individuals per room, those belonging to the lowest quintiles of the socioeconomic score, those with three or more children under five in the household, those with no access to running water or located in the North. There was a negative dose-response association between FHS coverage and the chance of malnutrition ($p = 0.007$). FHS coverage in the municipality equal to or greater than 70% showed a 45% reduction in the chance of infant malnutrition. Estimates of the prevalence of child malnutrition show that most of the cities have the risk of malnutrition under control, very low or low. Risks of greater magnitude exist only in 158 municipalities in the North Region.

CONCLUSIONS: Childhood malnutrition as a public health problem is concentrated in the cities of the North region, where FHS coverage is lower. A protective effect of FHS in relation to child malnutrition was found in the country as a whole, irrespective of other determinants of the problem.

DESCRIPTORS: Child Nutrition Disorders, epidemiology. Socioeconomic Factors. Health Inequalities. Multilevel Analysis. Family Health Program.

INTRODUÇÃO

A desnutrição nos primeiros anos de vida continua sendo problema de saúde pública nos países emergentes. Déficits de crescimento na infância associam-se a maior mortalidade, excesso de doenças infecciosas, comprometimento do desenvolvimento psicomotor, menor aproveitamento escolar e menor capacidade produtiva na idade adulta.^{6,18}

Inquéritos nacionais são imprescindíveis para o diagnóstico da situação nutricional e para o delineamento de estratégias de intervenção diante do problema no Brasil. Entretanto, esses inquéritos não permitem desagregações de estimativas para o nível de municípios em face de seu planejamento amostral. Isso impede a identificação de desigualdades intrarregionais e de

focos de maior magnitude do problema que necessitam de intervenções diferenciadas. A importância de se dispor de estimativas municipais sobre a frequência de desnutrição infantil reside no fato de o município ser um ente federativo primordial para a organização política do País e para a implementação das políticas públicas do setor social.¹¹

As primeiras estimativas do risco de desnutrição infantil nos municípios brasileiros foram produzidas por modelos estatísticos de predição, desenvolvidos a partir do inquérito nutricional realizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) em 1989 (Pesquisa Nacional sobre Saúde e Nutrição – PNSN). Foram produzidas estimativas para cada um dos 4.489

municípios brasileiros existentes à época.⁵ Essas estimativas modificaram significativamente o repasse de recursos de programas federais para o combate à desnutrição, revertendo antigas práticas de tratamento igual para situações desiguais. O Ministério da Saúde estabeleceu o montante de recursos financeiros transferidos a cada município brasileiro como parte do programa federal “Incentivo ao Combate às Carências Nutricionais – ICCN” em 1998.^a As mesmas estimativas serviram para o cálculo do número de quotas alocadas a cada município pelo programa federal “Bolsa Alimentação”.

Estimativas sobre a prevalência da desnutrição infantil foram produzidas para cada um dos 5.507 municípios brasileiros existentes por ocasião do Censo Demográfico de 2000. Os modelos estatísticos de predição foram desenvolvidos a partir do inquérito nutricional realizado pelo IBGE em 1996 (Pesquisa Nacional sobre Demografia e Saúde – PNDS, 1996). As estimativas da prevalência da desnutrição infantil em cada município foram obtidas aplicando-se a equação do modelo preditivo final às crianças estudadas mais detalhadamente pela Amostra do Censo 2000.^b

A realização da PNDS em 2006^c tornou possível analisar a evolução da desnutrição infantil no País. Monteiro et al¹³ (2009) identificaram que “dois terços da redução detectada poderiam ser atribuídos à evolução favorável de 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 das condições de saneamento”.

A expansão do acesso de mães e crianças à assistência à saúde coincide com a expansão da Estratégia Saúde da Família (ESF), cuja cobertura populacional elevou-se de 6,6% em 1998 para 46,2% em 2006.^d A ESF é uma estratégia de reorientação do modelo assistencial, operacionalizada mediante a implantação de equipes multiprofissionais em unidades básicas de saúde. A Saúde da Família, como estratégia estruturante dos sistemas municipais de saúde, tem o intuito de reordenar o modelo de atenção no Sistema Único de Saúde (SUS) e buscar maior racionalidade na utilização dos demais níveis assistenciais.¹⁶ A focalização da implementação da ESF nas áreas mais pobres e vulneráveis contribui para a redução das desigualdades no acesso a serviços de saúde no País.⁴

O presente estudo teve por objetivo estimar o risco de desnutrição infantil para os municípios brasileiros.

MÉTODOS

Trata-se de estudo realizado em 5.507 municípios brasileiros a partir dos dados do último inquérito nacional sobre saúde e nutrição, a PNDS-2006, e a Amostra do Censo 2000. O método empregado para obtenção das estimativas do risco de desnutrição infantil nos municípios brasileiros baseou-se no desenvolvimento de modelos estatísticos individuais de predição, utilizando análise multinível (ou modelos hierárquicos ou de efeitos mistos).⁹ Optou-se por essa análise em função da organização hierárquica da população de crianças (Nível 1) em domicílios (Nível 2) e em municípios (Nível 3) e da existência de correlação intragrupo. Os modelos são equações que permitem estimar a probabilidade de uma doença, em determinado indivíduo, em função da presença ou ausência de fatores preditivos agrupados segundo níveis hierárquicos pré-estabelecidos.⁹

Utilizou-se como base empírica a amostra de crianças de seis a 59 meses da PNDS-2006 e informações municipais de várias fontes para a construção dos modelos de predição. A PNDS-2006 foi realizada entre novembro 2006 e maio de 2007 por um consórcio de instituições acadêmicas brasileiras, sob coordenação do Centro Brasileiro de Análise e Planejamento (CEBRAP). O inquérito antropométrico foi planejado e supervisionado pelo Núcleo de Pesquisas em Nutrição e Saúde (NUPENS/USP). O processo de amostragem probabilística da PNDS-2006 confere ao estudo representatividade nacional para as áreas urbana e rural de cada uma das cinco macrorregiões geográficas do Brasil.⁷ Foram incluídas 3.931 crianças com idades entre seis e 60 meses residentes em 652 municípios brasileiros.

A variável resposta dos modelos estatísticos de predição foi o estado nutricional infantil. Considerou-se desnutrida toda criança com escore Z de estatura para idade < -2, segundo o padrão de crescimento da Organização Mundial da Saúde (OMS).²⁰

As variáveis preditivas do nível individual e domiciliar, incluídas no processo de modelagem, foram selecionadas considerando um modelo clássico de determinação da desnutrição¹⁹ e a disponibilidade e compatibilidade das informações coletadas pela PNDS-2006 e pela Amostra

^a Ministério da Saúde. Portaria nº 2409. Diário Oficial Uniao. 23 mar 1998. Estabelece critérios e requisitos para implementação de ações de combate às carências nutricionais nos municípios. Brasília (DF); 27 mar 1998. Seção 1, n 59, p36-62.

^b Benício MHDA, Venâncio SI, Konno SC, Monteiro CA. Novas estimativas para a prevalência de desnutrição na infância nos 5507 municípios brasileiros a partir de modelos logísticos multinível aplicados à Amostra de crianças do Censo 2000. São Paulo; 2005 [citado 2012 nov 26]. Disponível em: http://www.fsp.usp.br/nupens/desn_municípios_brasileiros.pdf (Série Pesquisas em Epidemiologia Nutricional do NUPENS/USP, 1).

^c Ministério da Saúde. Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde da Criança e da Mulher – PNDS 2006: dimensões do processo reprodutivo e da saúde da criança. Brasília (DF); 2009.

^d Ministério da Saúde. Departamento de Atenção Básica. Projeto de Expansão e Consolidação do Saúde da Família. Expansão e Consolidação da Saúde da Família – Expansão do Saúde da Família. Brasília (DF); 2004.

do Censo de 2000. Foram considerados no Nível 1 (individual/criança): idade (seis a 24 meses e 24 a 60 meses) e sexo. As variáveis do Nível 2 (domiciliar) foram: escore socioeconômico (escolaridade do chefe da família e número de TVs, posse de carro, geladeira/freezer, DVD/videocassete, máquina de lavar, telefone e micro-computador) gerado a partir de análise de componentes principais e expresso em quintos;³ número de pessoas por cômodo (1, 2 e ≥ 3 pessoas); número de crianças por domicílio (1, 2 e ≥ 3 crianças); água com canalização interna e localização em zona urbana ou rural.

Foram variáveis preditivas do Nível 3 (municipal): localização do município (Regiões Norte, Nordeste e o reagrupamento das demais em Centro-Sul^e); porte populacional em 2006 (número de habitantes: até 15 mil, 15 \rightarrow 50 mil, 50 \rightarrow 100 mil e ≥ 100 mil) e cobertura da ESF, de acordo com indicador oficial utilizado pelo Departamento de Atenção Básica do Ministério da Saúde (www.siab.datasus.gov.br). Esse indicador corresponde ao produto do número de equipes de saúde da família implantado até o mês de dezembro de cada ano pelo número médio estimado de pessoas acompanhadas por equipe (3.450 pessoas) para cada município. Esse número é igual para todos os municípios brasileiros e constante ao longo de 2000 e 2006. O indicador oficial da ESF estima sua cobertura potencial, por ser estimativa da população usuária da estratégia. Com a consolidação da implantação da ESF a partir de 2000, o indicador passou a ser cada vez mais uma boa estimativa da cobertura efetiva da ESF, apresentando informações progressivamente mais consistentes com o percentual da população cadastrada pelos agentes de saúde e o percentual de famílias acompanhadas pela ESF.¹

Análise univariada foi conduzida previamente à modelagem. Todas as variáveis preditivas foram incluídas na análise múltipla por serem classicamente associadas à desnutrição e à pobreza na literatura.¹⁹ Utilizou-se modelo de regressão logística multinível com estimação por procedimento interativo de quadrados mínimos generalizados.^{9,f} A modelagem foi realizada em etapas: idade e sexo da criança (Nível 1) foram introduzidos na primeira etapa; as variáveis do nível domiciliar (Nível 2) foram incorporadas uma a uma, seguidas pelas do nível municipal (Nível 3). A significância estatística de cada parâmetro incluído no modelo foi avaliada pelo teste de Wald, obtido pela razão das estimativas de máxima verossimilhança do parâmetro β_1 , em relação à estimativa de seu erro padrão. Interações de interesse

como ESF-região e ESF-escore socioeconômico foram testadas uma a uma em modelo múltiplo contendo os parâmetros estatisticamente significativos.

O modelo final foi avaliado quanto a sua capacidade preditiva global pela curva ROC. Sua capacidade preditiva foi reafirmada pela comparação entre a prevalência de desnutrição estimada pelo modelo e detectada diretamente pela PNDS-2006 nas Regiões Norte, Nordeste e Centro-Sul mediante teste de Qui-quadrado, conforme preconizado por Hosmer & Lemeshow¹⁰ (1989).

As estimativas da prevalência da desnutrição infantil para cada município foram obtidas aplicando-se a equação do modelo final ao banco de dados relativo às crianças (n = 1.809.744) incluídas na Amostra do Censo 2000. O questionário aplicado nos domicílios que fizeram parte dessa Amostra propicia informações sobre variáveis socioeconômicas aferidas de forma semelhante à utilizada pela PNDS-2006. O planejamento da amostra do Censo 2000 garante representatividade populacional de cada um dos municípios brasileiros por meio de amostragem sistemática dentro de cada setor censitário. A fração amostral foi de 10% nos municípios com população estimada superior a 15 mil habitantes e de 20% nos demais.^g

A aplicação da equação do modelo final à Amostra do Censo 2000 permitiu estimar a probabilidade individual de desnutrição de cada uma das crianças estudadas pela Amostra do Censo 2000. A prevalência de desnutrição em cada município em 2000 foi estimada pela média das probabilidades individuais das crianças residentes no município e expressa o risco médio de desnutrição no município. Fator de correção foi utilizado para estimar a prevalência municipal em 2006 (razão entre prevalência estimada em 2000 e detectada diretamente pela PNDS-2006 em cada região). As prevalências municipais foram apresentadas em mapa, categorizadas em seis níveis de risco de acordo com critério da OMS adaptado;²¹ sob controle (prevalência < 5%), muito baixo (entre 5% e 7,5%), baixo (entre 7,5% e 10%), médio (entre 10% e 15%), médio-alto (entre 15% e 20%) e alto ($\geq 20\%$).

O processamento dos dados foi realizado com o software Stata 10, considerando a estrutura complexa da amostra no caso da PNDS-2006 mediante utilização do comando "svy". A ponderação recomendada pelo IBGE foi utilizada na Amostra do Censo. A análise multinível foi realizada com o software MLwiN 2.16. Adotou-se nível de significância igual a 0,05 para as análises. Adotou-se

^eAs Regiões Norte e Nordeste apresentam condições socioeconômicas e de acesso a serviços públicos diferenciados. As Regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste foram reagrupadas devido ao fato de serem semelhantes quanto à distribuição das variáveis preditivas e à associação entre cada uma delas e a desnutrição.

^fYoung TK. MLwiN. Macros for advanced multilevel modeling. London: Institute of Education; 1999.

^gInstituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Amostragem na coleta dos dados do Censo Demográfico 2000: uma versão resumida. Brasília (DF); 2000 [citado 2011 nov 26]. Disponível em: http://www.ibge.gov.br/censo/text_amostragem.shtml

^hMinistério da Saúde. Datasus. Software. Brasília (DF); 2008 [citado 2012 nov 26]. Disponível em: <http://www2.datasus.gov.br/DATASUS/index.php?area=040805&item=3>

o nível de corte igual a 0,10 para testar as interações. Utilizou-se o software TabWin 3.5,^h com a Malha Municipal Digital do Brasil de 2005 para a elaboração do mapa-efetuado na escala de 1:250.000.

Este estudo analisou dados secundários da PNDS 2006, aprovados por Comitê de Ética em Pesquisa do Centro de Referência e Treinamento DST/Aids da Secretaria de Estado da Saúde de São Paulo (Protocolo CEP nº 185/05).

RESULTADOS

O percentual de crianças que viviam em domicílios com três ou mais crianças menores de cinco anos (5%) ou sem água encanada (14%) foi baixo. A maioria das crianças vivia em área urbana e mais da metade em municípios com porte populacional entre 100 mil e um milhão de habitantes. Cerca de 40% das crianças habitavam em municípios com cobertura da Estratégia Saúde da Família > 50%. As variáveis explanatórias estiveram fortemente associadas ao risco de desnutrição, exceto a residência em área urbana ou rural e a cobertura da Estratégia Saúde da Família, que, ainda assim, foram incorporadas na análise múltipla (Tabela 1).

A chance de desnutrição mostrou elevação estatisticamente significativa nas crianças do sexo masculino, que residiam em domicílios com duas ou mais pessoas por cômodo e não ligados à rede pública de água com canalização interna. A variável escore socioeconômico em quintos apresentou relação do tipo dose-resposta negativa com o desfecho. O número de crianças menores de cinco anos por domicílio mostrou relação dose-resposta positiva com a desnutrição infantil (Tabela 2).

A localização do domicílio na Região Nordeste conferiu às crianças chance de desnutrição semelhante à da Região Centro-Sul; as crianças que residiam na Região Norte apresentaram chance mais elevada de desnutrição. A cobertura da ESF proporcionou efeito de proteção com relação ao desfecho do tipo dose-resposta positivo (p de tendência = 0,007).

Crianças que vivem em municípios com cobertura da ESF de 15% a 30% apresentaram redução de 38% na chance de desnutrição infantil, comparadas às que residiam em municípios com cobertura entre 0% e 15%. Cobertura municipal de 30% a 50% reduziu a mesma chance em 40%, chegando a 48% de declínio em municípios com cobertura municipal de 50% a 70%. Acima desse patamar, a chance de redução foi igual a 45% (Tabela 2).

Tabela 1. Prevalência de desnutrição infantil nas crianças de seis a 59 meses segundo os fatores de estudo. Brasil, 2006.

Variáveis	n de crianças (n = 3.931)	%	Prevalência de desnutrição (%)	p
Nível Individual				
Idade (meses)				0,014
6 24	1.290	33,6	10,0	
24 60	2.641	66,4	6,0	
Sexo				
Masculino	2.020	52,6	8,8	
Feminino	1.911	47,4	5,8	
Nível Domiciliar				
Escore socioeconômico				0,006
Quinto 1	794	21,6	9,5	
Quinto 2	644	18,4	10,0	
Quinto 3	694	20,0	6,7	
Quinto 4	706	20,2	4,3	
Quinto 5	562	19,8	2,8	
Número de pessoas por cômodo				< 0,001
< 2	3.410	92,5	6,6	
2 ou mais	521	7,5	17,4	
Água com canalização interna no domicílio da criança				< 0,001
Sim	3.192	86,5	6,4	
Não	737	13,6	15,5	

Continua

Continuação

Número de crianças menores de cinco anos por domicílio				0,001
1	2.281	67,3	5,6	
2	1.228	27,5	10,7	
3 ou mais	422	5,2	12,7	
Localização do domicílio da criança				0,540
Urbano	1.383	80,9	8,1	
Rural	2.548	19,1	7,2	
Nível Municipal				
Região onde se localiza o município de residência da criança				< 0,001
Norte	881	10,8	16,1	
Nordeste	769	27,3	6,4	
Centro-Sul	788	41,8	6,2	
Percentual de cobertura da ESF (%) – 2006				0,383
0 15	685	18,6	8,0	
15 30	722	22,0	4,5	
30 50	686	18,3	8,2	
50 70	537	12,9	8,9	
≥ 70	1.301	28,2	7,9	
Porte populacional – 2006				0,002
<15 mil	751	12,3	8,7	
15 50 mil	1.012	24,3	7,3	
50 100 mil	502	10,4	14,8	
100 1 milhão	1.022	33,9	6,7	
mais de 1 milhão	644	19,1	3,7	

ESF: Estratégia Saúde da Família

Interações entre a cobertura da ESF, região de residência e desnutrição, e entre cobertura da ESF, escore socioeconômico e a variável resposta não foram estatisticamente significativas (dados não mostrados).

Os valores preditos pelo modelo foram estimativas confiáveis da probabilidade individual de ocorrência da desnutrição infantil para cada uma das combinações possíveis das variáveis preditoras, com valor mínimo de 0,021 e máximo de 0,431 (dados não apresentados em tabelas).

A capacidade preditiva global do modelo final, avaliada pela Curva ROC, mostrou que a probabilidade de uma criança com desnutrição ser identificada pelo modelo como desnutrida foi superior à de uma criança sem desnutrição (área sob a curva foi igual a 0,85; IC95% 0,83;0,88), o que conferiu ao modelo boa capacidade preditiva global (Figura 1).

A confiabilidade das estimativas produzidas pelo modelo final foi reafirmada pela evidência de que a prevalência da desnutrição predita para as Regiões Norte (13,2%), Nordeste (6,6%) e Centro-Sul (6,1%) foi próxima às observadas diretamente a partir da

PNDS-2006: 14,5%, 5,8% e 5,9%, respectivamente ($p = 0,174$ para teste de Qui-quadrado).

No período estudado (2000 a 2006) houve redução significativa ($p < 0,001$) da frequência de condições adversas para todos os determinantes considerados. Metade das crianças estudadas em 2000 vivia em domicílios com escore socioeconômico correspondente ao primeiro quinto da distribuição do escore na PNDS-2006 e apenas 10% residiam em habitações com escore socioeconômico no quinto superior. De 2000 para 2006, o percentual de crianças morando em domicílios com número de pessoas por cômodo ≥ 2 ou não conectados à rede pública de água (com canalização interna) reduziu-se pela metade (Tabela 3).

As estimativas de prevalência municipal da desnutrição para o conjunto dos municípios brasileiros em 2000 foram obtidas pela aplicação da equação do modelo preditivo final aos dados da Amostra do Censo 2000. Para a obtenção dessas estimativas para 2006, utilizou-se fator de correção correspondente à razão entre a prevalência estimada em 2000 e detectada diretamente pela PNDS-2006 em cada região. Os resultados confirmaram a heterogeneidade da distribuição da frequência do risco de desnutrição infantil no País. O intervalo de variação

Tabela 2. Razões de chance (*odds ratio*) de desnutrição nas crianças de seis a 59 meses de idade ajustados pelo modelo multinível final. Brasil, 2006.

Variáveis	OR	IC95%	p (global)
Nível Individual			
Idade (meses)			
6 24	1,23	0,94;1,62	0,126
24 60	1	—	
Sexo			
Masculino	1,32	1,02;1,72	0,038
Feminino	1	—	
Nível Domiciliar			
Escore socioeconômico ^b			
Quinto 1	1,76	1,16;2,65	0,003 ^a
Quinto 2	1,90	1,29;2,82	
Quinto 3	1,41	0,94;2,12	
Quintos 4 e 5	1	—	
Número de pessoas por cômodo			
< 2	1	—	0,020
2 ou +	1,57	1,07;2,29	
Água com canalização interna no domicílio da criança			
Sim	1	—	0,041
Não	1,44	1,01;2,04	
Número de crianças menores de cinco anos por domicílio			
1	1	—	< 0,001 ^a
2	1,68	1,25;2,26	
3 ou +	2,21	1,46;3,04	
Nível Municipal			
Região onde se localiza o município de residência da criança			
Norte	1,48	1,05;2,09	0,037
Nordeste	0,91	0,61;1,38	
Centro-Sul	1	—	
Percentual de cobertura da ESF (%) – 2006			
0 15	1	—	0,007 ^a
15 30	0,62	0,40;0,96	
30 50	0,60	0,38;0,94	
50 70	0,52	0,32;0,85	
≥ 70	0,55	0,37;0,81	

^a Valor do p de tendência.

^b Pontuação do escore: Quinto 1: 22 a 182, Quinto 2: 183 a 234, Quinto 3: 230 a 280, Quintos 4 e 5: 281 a 557.

ESF: Estratégia Saúde da Família

compreendeu desde municípios nos quais o risco de desnutrição foi de cerca de 3% (2,8% em Santa Tereza no estado do Rio Grande do Sul e 3,7% no município de São Caetano no estado de São Paulo) até municípios em que a mesma frequência chegou a 29,0% (Jordão no estado do Acre).

Os municípios brasileiros foram agrupados em categorias, conforme a proporção estimada de crianças entre

seis e 59 meses com déficit estatural. Cerca de 25% dos municípios brasileiros encontravam-se na situação *sob controle* e mais da metade em risco *muito baixo* de desnutrição infantil (57,1%). Encontravam-se em situação de *médio*, *médio alto* e *alto* risco de desnutrição, respectivamente, 5,6%, 2,0% e 0,9% dos municípios brasileiros. O mapa do País (Figura 2) foi elaborado para mostrar a distribuição espacial do risco de ocorrência

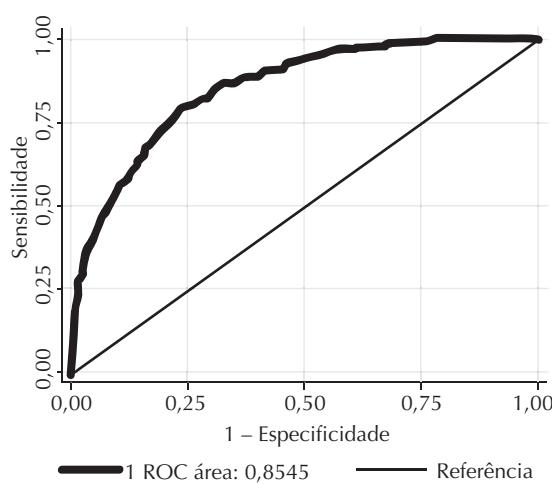


Figura 1. Avaliação da capacidade preditiva do modelo final mediante curva ROC. Brasil, 2006.

da desnutrição infantil no território brasileiro. As áreas dos municípios em que o risco de desnutrição está *sob controle* receberam tonalidade mais clara. Tonalidades progressivamente mais escuras foram empregadas para colorir as áreas dos municípios onde o risco é *muito baixo, baixo, médio, médio alto e alto*.

Situações em que o risco de desnutrição infantil era *médio, médio alto ou alto* foram majoritárias nos municípios da Região Norte, predominando situações de risco *muito baixo ou sob controle* nas demais regiões. Houve, contudo, áreas de prevalência *baixa* na Região Norte (municípios mais populosos dos estados de Rondônia e Tocantins) (Figura 2).

As áreas mais desfavorecidas do Nordeste localizaram-se ao norte da Bahia. A condição de risco de desnutrição *sob controle* ocorreu majoritariamente nas capitais e em centros urbanos de maior porte. A situação

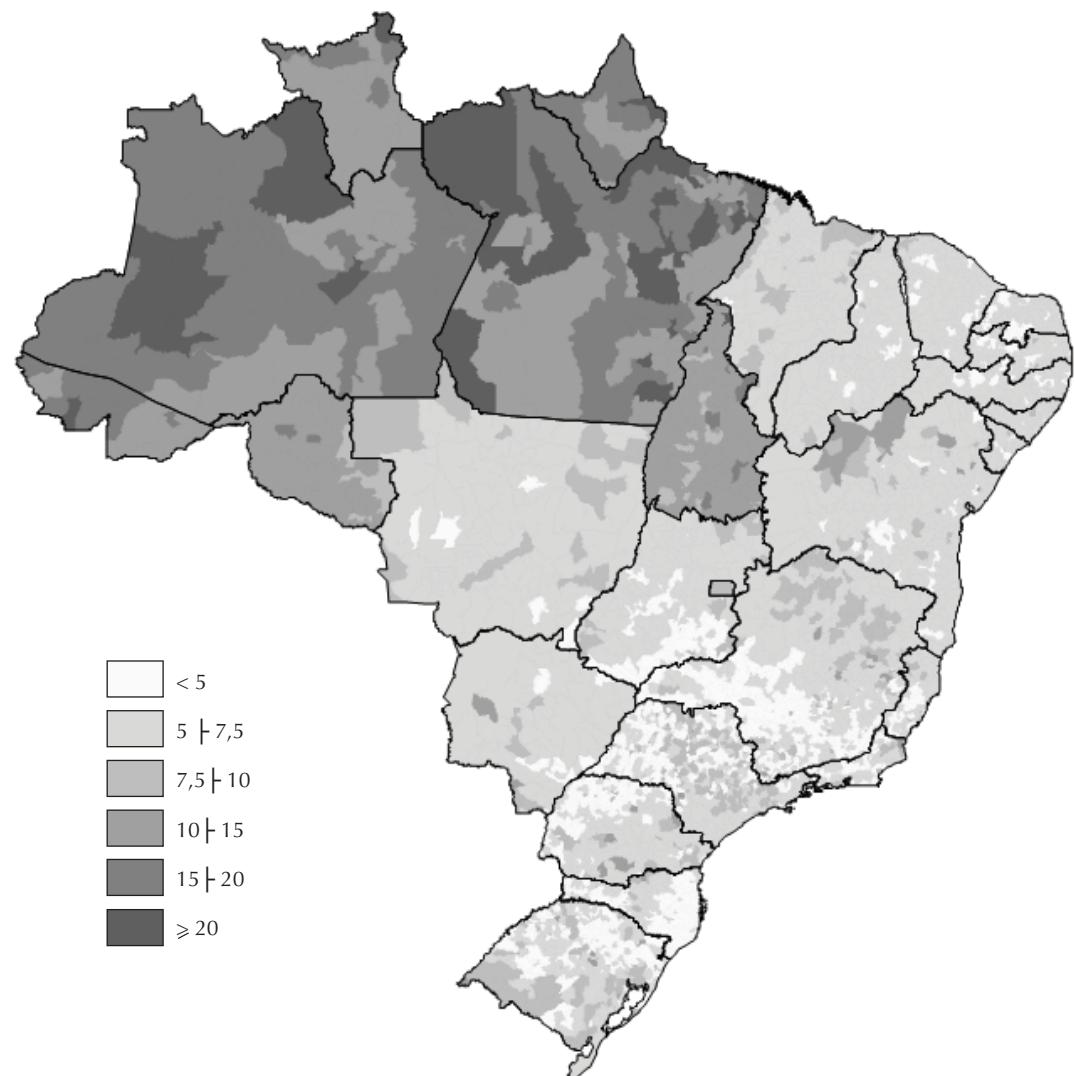


Figura 2. Distribuição espacial da prevalência estimada de déficit estatural infantil. Brasil, 2006.

Tabela 3. Distribuição (%) das crianças de seis a 59 meses estudadas pela Amostra do Censo 2000 e pela PNDS-2006 segundo as variáveis de predição do modelo final. Brasil, 2006.

Variáveis	Censo 2000 (%) (n = 1.809.744)	PNDS-2006 (%) (n = 3.931)	p
Idade (meses)			0,364
6 24	32,6	33,6	
24 60	67,4	66,4	
Sexo			0,117
Masculino	50,8	52,6	
Feminino	49,2	47,4	
Escore socioeconômico na PNDS-2006 ^a			< 0,001 ^b
Quinto 1	51,2	21,6	
Quinto 2	17,4	18,4	
Quinto 3	11,1	20,0	
Quinto 4	10,2	20,2	
Quinto 5	10,1	19,8	
Número de pessoas por cômodo			< 0,001
< 2	85,2	92,5	
2 ou +	14,8	7,5	
Água com canalização interna no domicílio da criança			< 0,001
Sim	73,6	86,5	
Não	26,4	13,6	
Número de crianças menores de cinco anos por domicílio			< 0,001
1	61,4	67,3	
2	30,3	27,5	
3 ou +	8,3	5,2	
Região do município			0,024
Norte	10,1	10,8	
Nordeste	30,9	27,3	
Centro-Sul	59,0	62,0	

^a Pontuação dos quintos do escore socioeconômico: Quinto 1: 22 a 182, Quinto 2: 183 a 234, Quinto 3: 230 a 280, Quinto 4: 281 a 357 e Quinto 5: 358 a 557

^b Valor do p de tendência

PNDS: Pesquisa Nacional sobre Demografia e Saúde

menos favorável do Sudeste foi vista nos municípios que ocupavam a metade norte de Minas Gerais. Os municípios em que o risco de desnutrição estava *sob controle* situavam-se na metade sul de Minas Gerais, estendendo-se do triângulo mineiro à Grande Belo Horizonte e grande parte de São Paulo. As áreas mais desfavoráveis do Sul, com risco *médio* de déficit nutricional, encontraram-se em pequenas áreas circunscritas do Centro Sul do estado do Paraná e em áreas menores do Rio Grande do Sul. Essa situação foi ainda mais rara no Centro-Sul do País (Figura 2).

DISCUSSÃO

Detectou-se elevação estatisticamente significativa da chance de desnutrição nas crianças do sexo masculino, que moram em domicílios com duas ou mais pessoas

por cômodo, pertencentes aos quintos inferiores do escore socioeconômico, com três ou mais crianças menores de cinco anos, que não dispõem de água com canalização interna ou localizados na Região Norte. A associação dose-resposta negativa entre a cobertura municipal da ESF em 2006 e a chance de desnutrição mostra efeito de proteção da ESF com relação à desnutrição infantil, independentemente dos demais determinantes do problema.

Em comparação com crianças que vivem em municípios com cobertura da ESF muito baixa ou ausente (entre 0% e 15%), as demais crianças mostram chances de desnutrição progressivamente menores, alcançando valor mais baixo (0,52; IC95% 0,32;0,85) nas que vivem em municípios com cobertura entre 50% e 70% e pequena flutuação (0,55; IC95% 0,37;0,81) na condição de cobertura municipal ≥ 70%.

Os resultados estão de acordo com estudos anteriores, nos quais o sexo masculino da criança e a residência em domicílios com situação adversa do ponto de vista socioeconômico ou de saneamento foram estatisticamente significativos.^{8,14,17} Maior frequência de desnutrição infantil na Região Norte do País foi descrita na publicação oficial da PNDS-2006.^c

Estudos acerca do efeito de proteção da cobertura da ESF na desnutrição infantil não foram encontrados na literatura nacional. Dentre os estudos que procuraram avaliar o impacto da ESF sobre indicadores de saúde em nível nacional, identificamos dois cujo desfecho foi mortalidade infantil. Macinko et al¹² (2006), utilizando dados secundários de todos os estados da federação de 1991 a 2002, relataram que aumento de 10% na cobertura da ESF estava associado a declínio de 4,5% na mortalidade infantil após controle pelos demais determinantes da saúde infantil. Aquino et al² (2008), fazendo uso de dados secundários de 721 municípios brasileiros de 1996 a 2004, observaram associação negativa estatisticamente significativa entre a cobertura municipal da ESF e as taxas de mortalidade infantil após controle de potenciais variáveis de confusão.

Considerando a similaridade entre os determinantes da mortalidade infantil e da desnutrição,¹⁹ o impacto da cobertura da ESF sobre a redução da mortalidade nos artigos mencionados é confirmado pelo presente estudo, que sugere proteção da cobertura da ESF com relação à desnutrição.

Observou-se associação estatisticamente significativa entre a cobertura da ESF e maior percentual de gestantes que recebem vacina antitetânica durante o pré-natal e maior frequência de registro do peso ao nascer no cartão da criança na amostra da PNDS 2006 (dados não mostrados). Isso torna os achados com relação ao efeito de proteção da ESF sobre a desnutrição infantil mais robustos, uma vez que podem ser indicativos de melhor qualidade da atenção, supostamente aplicáveis à prevenção e controle da desnutrição infantil.

O modelo final mostrou boa capacidade preditiva avaliada pela área sob a Curva ROC, cuja magnitude foi maior do que a apresentada em estudo anterior: 0,76; IC95% 0,65;0,87; porém, esse estudo não incluiu a variável cobertura da ESF dada a não disponibilidade de indicador apropriado na época.^b

O presente estudo apresenta como ponto positivo o fato de ter estimado as probabilidades individuais

de desnutrição, utilizando análise multinível – mais adequada quando a amostra é agrupada em níveis individual, domiciliar e municipal – do que a análise por cluster empregada pelos demais estudos da literatura.^{15,i,j}

Uma limitação deste estudo é o distanciamento temporal entre a PNDS-2006 e a Amostra do Censo 2000. O fator de correção possível para atualizar as estimativas de 2000 para 2006 foi obtido a partir de resultado agregado para as regiões e pressupõe evolução homogênea de todos os municípios em uma mesma região.

Os valores mínimo e máximo de prevalência municipal estimada (2,8% e 29%) são inferiores aos apresentados por estudo brasileiro anterior, que apresentou estimativas para 2000 (3,3% e 45,0%).^b Nesse estudo, mais de um terço dos municípios brasileiros localizados no Norte, Nordeste e Sudeste (norte de Minas Gerais) apresentavam prevalência superior a 15%. No presente estudo, 2,9% dos municípios brasileiros apresentam essa condição, todos na Região Norte do País.

Apesar dos avanços, persistiram desigualdades inter-regionais. A distribuição espacial da desnutrição infantil no Brasil em 2006 mostra concentração de municípios com risco *médio alto* e *alto* e inexistência de municípios com risco muito *baixo* ou *sob controle* na Região Norte. A Região Nordeste assemelha-se às demais regiões do Centro-Sul, onde a quase totalidade dos municípios apresenta risco *sob controle* ou *baixo* de desnutrição.

As informações produzidas pelo presente estudo e por outros com metodologia semelhante (*Small Area Estimation*)^{15,i,j} são importantes para fornecer subsídios aos gestores municipais e às demais esferas de governo para a implementação de políticas públicas.⁴

A alocação de recursos financeiros para a expansão da ESF foi pouco expressiva no Norte do País até 2006, concentrando-se nos municípios do Nordeste. A partir desse ano, houve grande expansão da ESF nos municípios do Centro-Sul e modesta implantação de novas equipes da ESF nos municípios do Norte.

Apesar dos avanços, persistem desigualdades regionais que merecem atenção dos formuladores de políticas e reforçam o papel da ampliação do acesso de mães e crianças à assistência à saúde, expressa pela cobertura da ESF, na redução da desnutrição infantil, em especial na Região Norte do País.

ⁱ Elbers C, Lanjouw JO, Lanjouw P. Welfare in villages and towns: micro-level estimation of poverty and inequality. Amsterdam: Tinbergen Institute; 2001 [citado 2012 novembro 26]. Disponível em: <http://lacea.org/meeting2000/ChrisElbers.pdf>

^j Fuji T. Micro-level estimation of child malnutrition indicator and its application in Cambodia. Phnom Penh; 2005. (World Bank Policy Research Working Paper, 3662).

REFERÊNCIAS

1. Aquino R, Barreto ML. Programa Saúde da Família: acerca da adequação do uso do seu indicador de cobertura. *Cad Saude Publica*. 2008;24(4):905-14. DOI: 10.1590/S0102-311X2008000400022
2. Aquino R, Oliveira NF de, Barreto ML. Impact of the Family Health Program on infant mortality in Brazilian Municipalities. *Am J Public Health*. 2008;99(1):87-93. DOI:10.2105/AJPH.2007.127480
3. Barros AJD, Victora CG. Indicador econômico para o Brasil baseado no censo demográfico de 2000. *Rev Saude Publica*. 2005;39(4):523-9. DOI: 10.1590/S0034-89102005000400002
4. Barros AJD, Victora CG, Cesar JA, Neumann NA, Bertoldi AD. Brazil: Are Health and Nutrition Programs Reaching the Neediest? In: Gwatkin DR, Wagstaff A, Yazbeck AS, editors. *Reaching the poor with health, nutrition and population services. What works, what doesn't and why.* Washington: World Bank; 2005. p. 281-306. Disponível em: <http://siteresources.worldbank.org/INTPAH/Resources/Reaching-the-Poor/complete.pdf>
5. Benicio MHD'A, Monteiro CA. Desnutrição infantil nos municípios brasileiros: risco de ocorrência. Brasília: UNICEF, NUPENS-USP; 1997.
6. Black RE, Allen LH, Bhutta ZA, Caulfield LE, Onis M, Ezzati M. 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
7. Cavenaghi S. Aspectos Metodológicos e comparabilidade com pesquisas anteriores. In: Ministério da Saúde. Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde da Criança e da Mulher – PNDS 2006: dimensões do processo reprodutivo e da saúde da criança. Brasília; 2009. p.13-32.
8. Drachler ML, Andersson MCS, Leite JCC, Marshall T, Aerts DRG, Freitas PF, et al. Desigualdade social e outros determinantes da altura em crianças: uma análise multinível. *Cad Saude Publica*. 2003;19(6):1815-25. DOI: 10.1590/S0102-311X2003000600025
9. Goldstein H. Multilevel statistical models. 2.ed. London: Edward Arnold; 1995.
10. Hosmer DW, Lemeshow S. Applied logistic regression. New York: John Wiley & Sons; 1989.
11. Yunes J. O SUS na lógica da descentralização. *Estud Av*. 1999;13(35):65-70. DOI: 10.1590/S0103-40141999000100006
12. Macinko J, Guanais FC, Souza MFM. Evaluation of the impact of the Family Health Program on infant mortality in Brazil, 1990-2002. *J Epidemiol Community Health*. 2006;60(1):13-9. DOI:10.1136/jech.2005.038323
13. Monteiro CA, Benício MHD'A, Konno SC, Silva ACF, Lima ALL, Conde WL. Causas do declínio da desnutrição infantil no Brasil, 1996-2007. *Rev Saude Publica*. 2009;43(1):35-43. DOI: 10.1590/S0034-89102009000100005
14. Oliveira LPM, Barreto ML, Assis AMO, Braga Jr ACR, Nunes MFP, Oliveira NF, et al. Preditores do retardamento linear em pré-escolares: uma abordagem multinível. *Cad Saude Publica*. 2007;23(3):1-13. DOI: 10.1590/S0102-311X2007000300019
15. Rogers BL, Wirth J, Macías K, Wilde P. Mapping Hunger: a report on mapping malnutrition prevalence in the Dominican Republic, Ecuador and Panama. In: Working Paper in Food Policy and Applied Nutrition. v. 34. Medford: Friedman School of Nutrition Science and Policy, Tufts University; 2007.
16. 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. DOI: 10.1590/S0104-12902001000100004
17. Souza OF, Benício MHDB, Castro TG, Muniz PT, Cardoso MA. Desnutrição em crianças menores de 60 meses em dois municípios no Estado do Acre: prevalência e fatores associados. *Rev Bras Epidemiol*. 2012;15(1):211-21. DOI: 10.1590/S1415-790X2012000100019
18. 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
19. UNICEF. Policy review: strategy for improved nutrition of children and women in developing countries. New York; 1990. (Policy review paper, E/CEP/1990/1.6).
20. 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.
21. World Health Organization. Physical Status: the use and interpretation of anthropometry. Geneva; 1995. (WHO Technical Series, 854).

Artigo baseado na tese de livre-docência de Maria Helena D'Aquino Benício, intitulada "Estimativas da prevalência de desnutrição infantil nos 5507 municípios brasileiros em 2006", apresentada à Faculdade de Saúde Pública da Universidade de São Paulo, em 2010.

Pesquisa realizada com apoio financeiro do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq): auxílio à pesquisa – Processo nº 471947/2007-5 e bolsa de produtividade – Processo nº 309312/2011-6. Os autores declaram não haver conflito de interesse.