

Desnutrição em crianças menores de 60 meses em dois municípios no Estado do Acre: prevalência e fatores associados

Malnutrition among children under 60 months of age in two cities of the state of Acre, Brazil: prevalence and associated factors

Orivaldo Florencio de Souza^{I,II}

Maria Helena D'Aquino Benício^I

Teresa Gontijo de Castro^{III}

Pascoal Torres Muniz^{II}

Marly Augusto Cardoso^I

^I Departamento de Nutrição da Faculdade de Saúde Pública da Universidade de São Paulo (USP), São Paulo.

^{II} Centro de Ciências da Saúde da Universidade Federal do Acre, Rio Branco, Acre.

^{III} Departamento de Enfermagem Materno Infantil e Saúde Pública da Escola de Enfermagem, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, Minas Gerais.

Artigo baseado na tese de doutorado de Orivaldo Florencio de Souza, apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Saúde Pública, área de concentração Nutrição, da Universidade de São Paulo, em 2009.

Financiamento: Pesquisa financiada pelo Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico – CNPq (Processos: 502937/2003-3 e 551359/2001-3). Bolsa de doutorado do CNPq.

Correspondência: Orivaldo Florencio de Souza, Universidade Federal do Acre, Centro de Ciências da Saúde e do Desporto, Campus Universitário, BR 364, km 4, Rio Branco, AC CEP 69915-900. E-mail: orivaldofs.ufac@gmail.com

Resumo

Objetivo: Investigar a prevalência da desnutrição e fatores associados em crianças menores de 60 meses em dois municípios do Estado do Acre. **Métodos:** Estudo transversal de base populacional realizado com 667 crianças da área urbana dos municípios de Acrelândia e Assis Brasil. A prevalência da desnutrição foi calculada pelo padrão de crescimento da Organização Mundial da Saúde de 2006, com o ponto de corte -2 escores Z. Informações sobre condições socioeconômicas, acesso aos serviços e cuidado da criança, peso ao nascer e morbidade foram obtidas por questionário estruturado. A regressão de Poisson foi utilizada para identificar os fatores associados à desnutrição de crianças. **Resultados:** A prevalência do déficit estatura para idade e déficit peso para estatura foi de 9,9% e 4,1%, respectivamente. Os fatores associados ao déficit estatura para idade foram o baixo índice de riqueza (razão de prevalência [RP]: 1,74; intervalo de confiança em 95% [IC95%]: 0,95 - 3,18), analfabetismo do pai ou padrasto (RP: 1,82; IC95%: 1,01 - 3,27), ter 2 ou mais irmãos menores (RP: 2,88; IC95%: 1,45 - 5,72), ausência da mãe biológica no domicílio (RP: 2,63; IC95%: 1,32 - 5,24) e exposição ao esgoto a céu aberto no âmbito domiciliar (RP: 2,46; IC95%: 1,51 - 4,00). Somente o baixo peso ao nascer mostrou-se como fator associado ao déficit peso para estatura (RP: 2,91; IC95%: 1,16 - 7,24). **Conclusões:** Nos municípios estudados, a desnutrição em crianças menores de 60 meses apresenta-se como um importante problema de saúde pública, associado aos indicadores de iniquidades sociais, acesso aos serviços de saúde e ausência da mãe no domicílio.

Palavras-chave: Desnutrição. Saúde da criança. Estado nutricional. Estudos transversais. Antropometria. Epidemiologia nutricional.

Abstract

Objective: To investigate the prevalence of malnutrition and associated factors in children under the age of 60 months in two cities in the state of Acre, Brazil. **Methods:** A population-based cross-sectional study was carried out with 667 children living in urban areas of the cities of Acrelândia and Assis Brasil. The prevalence of malnutrition was calculated by height for age (stunting) and weight for height (W/H) indexes, which were calculated with a cutoff point of -2 for Z scores as determined by the 2006 World Health Organization child growth standards. A structured questionnaire was used to gather information on socioeconomic conditions, access to services and child care, birth weight and morbidity. Poisson regression was used to identify the factors associated with child malnutrition. **Results:** The prevalence of height-for-age and weight-for-height deficit was 9.9% and 4.1%, respectively. The factors associated with height-for-age deficit were low household wealth index (prevalence ratio [PR]: 1.74; 95% confidence interval [95% CI]: 0.95 – 3.18); having an illiterate father or stepfather (PR: 1.82; 95% CI: 1.01 – 3.27); having 2 or more younger siblings (PR: 2.88; 95% CI: 1.45 – 5.72); biological mother not living in the home (PR: 2.63; 95% CI: 1.32 – 5.24); and exposure to open wastewater near the home environment (PR: 2.46; 95% CI: 1.51 – 4.00). “Low weight at birth” was the only factor associated with weight-for-height deficit (PR: 2.91; CI95%: 1.16-7.24). **Conclusions:** In the cities studied, malnutrition in children under 60 months is an important public health problem, and is associated with indicators of social inequality, access to health services and biological mother not living in the home.

Keywords: Malnutrition. Child health. Nutritional status. Cross-sectional survey. Anthropometry. Nutritional epidemiology.

Introdução

Notável declínio na desnutrição foi evidenciado nas últimas décadas em crianças brasileiras menores de 5 anos^{1,2}. Contudo, desigualdades regionais persistem. A Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde (PNDS) de 2006 revelou que a Região Norte brasileira manteve o dobro da prevalência do déficit estatural e ponderal em relação à média brasileira³. Essa situação na Região Norte sugere a vulnerabilidade das crianças às condições de pobreza, insegurança alimentar nos domicílios e precário acesso aos serviços de saúde⁴⁻⁶. Desse modo, esses indicadores sugerem situação inadequada para propiciar o declínio da desnutrição em crianças. Devido à escassez de estudos de base populacional na região norte do país, pouco se conhece sobre os determinantes do perfil de saúde das crianças em diferentes contextos que podem ser distintos daqueles observados em outras regiões brasileiras.

Políticas públicas para a prevenção e redução da desnutrição em crianças devem ser elaboradas considerando-se as características regionais. Entretanto, no Estado do Acre são escassos estudos de base populacional sobre fatores associados à desnutrição em crianças que possam auxiliar a elaboração e adequação das políticas públicas voltadas à melhoria do estado nutricional das crianças. Essas informações são imprescindíveis na elaboração e implementação de programas que visem o empoderamento familiar para promoção da saúde no contexto domiciliar com impacto na prevenção da desnutrição em crianças.

Assim, o objetivo deste estudo foi investigar a prevalência da desnutrição em crianças menores de 60 meses e os fatores a ela associados em dois municípios no Estado do Acre.

Métodos

Trata-se de um estudo transversal de base populacional. A população de estudo foi constituída por crianças menores de 60

meses residentes nas áreas urbanas dos municípios de Acrelândia e Assis Brasil no Estado do Acre. Segundo censo dos registros do Programa de Saúde da Família (PSF) de dezembro de 2002, com cobertura na ocasião de 100% de todas as famílias residentes na área urbana em ambos os municípios, havia 334 domicílios em Acrelândia e 157 domicílios em Assis Brasil, com um total de 724 crianças. As crianças foram localizadas utilizando-se os registros censitários dos PSF dos dois municípios investigados. Em 2002 havia somente postos do PSF na área urbana e, devido dificuldades logísticas e de acesso, a área rural não foi incluída no presente inquérito. O critério de exclusão foi apresentar doenças em geral que impossibilitasse a mensuração antropométrica.

A coleta de dados ocorreu ao longo do mês de janeiro de 2003. A equipe de campo foi constituída por agentes comunitários de saúde, estudantes do curso de Enfermagem da Universidade Federal do Acre e pós-graduandos da Universidade de São Paulo, com treinamento e supervisão local pela equipe de pesquisadores do projeto. Durante as visitas domiciliares os entrevistadores se identificaram, explicaram os objetivos e benefícios da pesquisa, e solicitaram a assinatura de termo de consentimento livre e esclarecido pelos pais ou responsáveis pelas crianças, assegurando-lhes o sigilo das informações. O estudo foi aprovado pelo Comitê de Ética em Pesquisa com Seres Humanos da Faculdade de Saúde Pública da Universidade de São Paulo (protocolo de pesquisa nº 810). As crianças diagnosticadas com infecção parasitária e anemia neste estudo receberam tratamentos medicamentosos adequados, prescritos pela equipe médica do projeto.

Informações sobre características demográficas (sexo e idade das crianças), bens do domicílio, número de irmãos com idade menor, situação de residência dos pais biológicos no domicílio, grau de alfabetização do pai ou padrasto, existência de esgoto a céu aberto no âmbito domiciliar, tipo de abastecimento de água no domicílio, peso ao nascer (obtido do cartão da crian-

ça), antecedentes de história reprodutiva maternos, características ao nascimento, aleitamento materno e morbidades pregressas, foram obtidas por meio de questionário estruturado, aplicado aos pais ou responsáveis pelas crianças em entrevistas domiciliares. A diarreia foi definida como a passagem ou perda frequente de fezes líquidas nos últimos 15 dias prévios à entrevista. Para avaliação do nível socioeconômico das famílias foi calculado o índice de riqueza domiciliar (em escores z) com base na presença de bens de consumo e utilidades domésticas nos domicílios (televisão, aparelho de som, vídeo cassete, fogão, geladeira, rádio, telefone, bicicleta, ferro elétrico, liquidificador, carro, sofá, máquina de lavar e antena parabólica), conforme descrição em publicações anteriores^{7,8}. Resumidamente, os escores provenientes da análise de componentes principais, utilizando-se os bens do domicílio como base de cálculo, foram somados, estimando-se o índice de riqueza por domicílio conforme procedimento sugerido por Filmer & Pritchett⁹.

Amostras de sangue periférico de crianças na faixa etária de 6 meses até 60 meses foram coletadas para a quantificação da concentração de hemoglobina através de um hemoglobímetro portátil (Hemocue®, Ängelhom, Suécia). Os casos de anemia foram definidos pelos valores inferiores a 11,0 g/100ml, conforme estabelecido pela Organização Mundial da Saúde (OMS)¹⁰.

Medidas de peso e estatura foram obtidas nas crianças com dois anos ou mais, utilizando-se balança portátil digital eletrônica (Plenna, EUA), com capacidade de 150kg e precisão de 100g. A estatura foi medida em estadiômetro com precisão de 0,1cm. Os menores de 2 anos tiveram o peso e o comprimento mensurados com auxílio de balança pediátrica digital, com capacidade de 16kg e precisão de 10g (Soehnle, Alemanha) e de antropômetro infantil (precisão de 0,1cm), respectivamente. A obtenção das medidas antropométricas foi realizada em duplicata por nutricionistas da equipe de pesquisa (TGC e PTM), utilizando-se a média entre as duas medidas observadas de acordo com

procedimentos preconizados pela OMS¹¹. Com auxílio do programa *WHO Anthro 2005*, os escores Z dos índices estatura para idade e peso para estatura foram obtidos a partir do padrão de crescimento da criança da OMS de 2006¹². Utilizou-se o ponto de corte igual ou menor a -2 escore Z para a determinação dos déficits nutricionais¹¹. Os valores extremos abaixo de -6 e acima de +6 de escore Z para os índices antropométricos foram excluídos da análise dos dados conforme recomendação da OMS¹².

Os dados foram digitados seguindo o procedimento de dupla entrada no programa *Epi-Info 6.01*. Após esse processo, os dados foram transferidos para o programa estatístico *Stata™ 9.2* para análise estatística. O teste qui-quadrado para heterogeneidade foi utilizado para comparações entre proporções ($p < 0,05$).

Os fatores associados à desnutrição em crianças foram identificados em duas etapas. Na análise inicial, as variáveis independentes que apresentaram associações com os déficits nutricionais com valor de $p < 0,20$ (teste de qui-quadrado para heterogeneidade e de tendência linear) foram selecionadas para compor os modelos múltiplos. Na segunda etapa foram identificados os fatores associados aos déficits de estatura para idade e peso para estatura, mediante análise múltipla e hierarquizada de regressão de Poisson (erro padrão robusto), utilizando modelo conceitual e procedimentos adaptados a partir de publicações anteriores¹³⁻¹⁵:

- 1º bloco: município de residência e características demográficas (variáveis município, sexo e idade da criança);
- 2º bloco: socioeconômico (variáveis índice de riqueza domiciliar, alfabetização do pai ou padrasto);
- 3º bloco: acesso aos serviços e cuidado da criança (variáveis morar com os pais biológicos, irmãos menores, esgoto a céu aberto e abastecimento de água);
- 4º bloco: característica do nascimento (variável peso ao nascer); e
- 5º bloco: morbidades (variáveis anemia e diarreia nos últimos 15 dias da entrevista).

Iniciou-se a análise do modelo múltiplo do bloco distal para o proximal. As variáveis sexo e idade das crianças foram introduzidas no primeiro bloco e permaneceram nas etapas subsequentes. Internamente a cada bloco foram introduzidas todas as variáveis selecionadas na primeira etapa. As variáveis que apresentaram valor de $p < 0,05$ pelo teste de Wald ou tendência linear foram selecionadas como fator associado aos déficits nutricionais e permaneceram nos modelos múltiplos nas análises dos blocos subsequentes. As variáveis que apresentaram valor de $p > 0,05$ foram retiradas do modelo e avaliadas para ver se havia alterações em mais de 10% na magnitude das razões de prevalência das variáveis que permaneceram no modelo. Nos casos de ocorrência de alterações na magnitude da razão de prevalência acima de 10% nas variáveis que permaneceram no modelo, a variável foi reinserida e mantida nos modelos múltiplos dos blocos subsequentes.

Resultados

Das 720 crianças menores de 60 meses cujos pais concordaram em participar do estudo (99,4% das elegíveis), 677 crianças completaram o exame físico. Destas, 10 crianças foram excluídas por apresentarem valores abaixo de -6 ou acima de +6 escore Z para os índices antropométricos avaliados. Assim, 667 crianças foram consideradas nesta análise, correspondendo a 92,2% do total de crianças elegíveis ao estudo. Dessas 667 crianças, 329 (49,3%) eram do sexo masculino e 338 (50,7%) do sexo feminino. Por faixa etária, foram analisadas 246 (36,9%) crianças de 0 a 23 meses e 421 (63,1%) de 24 a 60 meses.

As magnitudes de prevalência foram de 9,9% (IC95%: 7,6 - 12,1) para o déficit de estatura para idade e 4,1% (IC95%: 2,5 - 5,5) para o déficit de peso para estatura. O aleitamento materno foi iniciado para a maioria das crianças estudadas (97,5%), mas a prevalência de aleitamento materno exclusivo até o sexto mês foi de 33,6%, observando-se mediana de duração do

aleitamento materno total de 180 dias, sem diferenças estatisticamente significantes entre os municípios. As distribuições das crianças menores de 60 meses segundo município de residência, condições socioeconômicas, acesso aos serviços e cuidado da criança, peso ao nascer e morbidades, estão apresentadas na Tabela 1. As variáveis morar com os pais biológicos e peso ao nascer

foram selecionadas para compor os modelos múltiplos dos déficits de estatura para idade e de peso para estatura. Já as variáveis índice de riqueza domiciliar, alfabetização do pai ou padrasto, irmãos menores, esgoto a céu aberto, anemia e diarreia nos últimos 15 dias foram selecionadas para compor o modelo múltiplo para o déficit de estatura para idade. No modelo múltiplo do déficit

Tabela 1 – Distribuição das crianças menores de 60 meses segundo município de residência, condições socioeconômicas, acesso aos serviços e cuidado da criança, peso ao nascer e morbidades. Assis Brasil e Acrelândia, AC, 2003.

Table 1 - Distribution of children under 60 months by municipality of residence, socioeconomic conditions, access to services and child care, birth weight and morbidity. Assis Brasil and Acrelândia, AC, 2003.

| | n | % |
|---|-----|------|
| Município | | |
| Assis Brasil | 197 | 29,5 |
| Acrelândia | 470 | 70,5 |
| Índice de riqueza domiciliar | | |
| 3º terço (alto) | 226 | 34,2 |
| 2º terço | 213 | 32,3 |
| 1º terço (baixo) | 221 | 33,5 |
| Alfabetização do pai ou padrasto | | |
| Alfabetizado | 552 | 89,5 |
| Analfabeto | 65 | 10,5 |
| Morar com os pais biológicos | | |
| Mora com a mãe e pai biológico | 465 | 69,7 |
| Mora somente com a mãe biológica | 151 | 22,6 |
| Ausência da mãe biológica | 51 | 7,7 |
| Irmãos menores | | |
| Nenhum irmão | 300 | 45,4 |
| 1 irmão menor | 273 | 41,4 |
| 2 ou mais irmãos | 87 | 13,2 |
| Esgoto a céu aberto | | |
| Ausência | 507 | 77,3 |
| Presença | 149 | 22,7 |
| Abastecimento de água | | |
| Rede pública | 402 | 60,9 |
| Outras fontes (poço, rio ou açude) | 258 | 39,1 |
| Peso ao nascer | | |
| Acima de 2.500 g | 566 | 91,3 |
| Igual ou abaixo de 2.500 g | 54 | 8,7 |
| Anemia | | |
| Ausência | 433 | 71,0 |
| Presença | 177 | 29,0 |
| Diarreia nos últimos 15 dias | | |
| Ausência | 466 | 70,2 |
| Presença | 198 | 29,8 |

de peso para estatura ainda foi selecionada a variável abastecimento de água (Tabela 2).

Na Tabela 3 estão apresentados os fatores associados ao déficit de estatura para idade nos modelos múltiplos finais. No bloco socioeconômico, as crianças

cujos pais ou padrastos eram analfabetos mostraram maior magnitude de associação com o déficit de estatura para idade em relação às crianças cujos pais ou padrastos eram alfabetizados. A exclusão da variável índice de riqueza domiciliar do modelo

Tabela 2 – Prevalência (%) e razão de prevalência (RP) da desnutrição em crianças menores de 60 meses segundo município de residência, condições socioeconômicas, acesso aos serviços e cuidado da criança, peso ao nascer e morbidades. Assis Brasil e Acrelândia, AC, 2003.

Table 2 - Prevalence (%) and prevalence ratio (PR) of malnutrition among children under 60 months by municipality of residence, socioeconomic conditions, access to services and child care, birth weight and morbidity. Assis Brasil and Acrelândia, AC, 2003.

| Variáveis / Categorias | Déficit de estatura para idade | | | Déficit de peso para estatura | | |
|---|--------------------------------|----------|-------|-------------------------------|----------|-------|
| | % | RP bruto | p | % | RP bruto | p |
| Município | | | | | | |
| Assis Brasil | 7,6 | 1 | 0,202 | 5,0 | 1 | 0,383 |
| Acrelândia | 10,8 | 1,42 | | 3,6 | 0,71 | |
| Índice de riqueza domiciliar | | | | | | |
| 3° terço (alto) | 7,0 | 1 | 0,017 | 3,5 | 1 | |
| 2° terço | 7,9 | 1,12 | | 4,2 | 1,19 | |
| 1° terço (baixo) | 14,4 | 2,04 | | 4,0 | 1,15 | 0,927 |
| p de tendência linear | | | 0,013 | | | 0,767 |
| Alfabetização do pai ou padrasto | | | | | | |
| Alfabetizado | 8,8 | 1 | 0,014 | 4,3 | 1 | 0,630 |
| Analfabeto | 18,4 | 2,07 | | 3,0 | 0,70 | |
| Morar com os pais biológicos | | | | | | |
| Mora com a mãe e pai biológico | 9,4 | 1 | 0,047 | 4,0 | 1 | 0,050 |
| Mora somente com a mãe biológica | 7,9 | 0,83 | | 1,9 | 0,48 | |
| Ausência da mãe biológica | 19,6 | 2,07 | | 9,8 | 2,39 | |
| Irmãos menores | | | | | | |
| Nenhum irmão | 5,6 | 1 | 0,000 | 3,0 | 1 | 0,449 |
| 1 irmão menor | 10,9 | 1,93 | | 4,4 | 1,46 | |
| 2 ou mais irmãos | 20,6 | 3,65 | | 5,7 | 1,91 | |
| p de tendência linear | | | 0,000 | | | 0,202 |
| Esgoto a céu aberto | | | | | | |
| Ausência | 7,3 | 1 | 0,000 | 4,1 | 1 | 0,414 |
| Presença | 18,7 | 2,57 | | 2,6 | 0,64 | |
| Abastecimento de água | | | | | | |
| Rede pública | 9,2 | 1 | 0,488 | 4,7 | 1 | 0,195 |
| Outras fontes (poço, rio ou açude) | 10,8 | 1,17 | | 2,7 | 0,57 | |
| Peso ao nascer | | | | | | |
| Acima de 2.500 g | 9,1 | 1 | 0,078 | 3,1 | 1 | 0,024 |
| Igual ou abaixo de 2.500 g | 16,6 | 1,81 | | 9,2 | 2,91 | |
| Anemia | | | | | | |
| Ausência | 8,5 | 1 | 0,038 | 4,6 | 1 | 0,495 |
| Presença | 14,1 | 1,65 | | 3,3 | 0,73 | |
| Diarreia nos últimos 15 dias | | | | | | |
| Ausência | 11,5 | 1 | 0,029 | 3,8 | 1 | 0,684 |
| Presença | 6,0 | 0,52 | | 4,5 | 1,17 | |

Tabela 3 – Fatores associados à desnutrição em crianças menores de 60 meses obtidos mediante análise múltipla hierarquizada. Assis Brasil and Acrelândia, AC, 2003.

Table 3 - Factors associated with malnutrition in children under 60 months, using hierarchical multiple regression analysis. Assis Brasil and Acrelândia, AC, 2003.

| Indicador / Variáveis / Categorias | Razão de Prevalência Ajustada | (IC95%) | p |
|---|-------------------------------|---------------|-------|
| Déficit estatura para idade | | | |
| Índice de Riqueza * | | | |
| 3° terço (alto) | 1 | | |
| 2° terço | 1,18 | (0,61 ; 2,31) | 0,608 |
| 1° terço (baixo) | 1,74 | (0,95 ; 3,18) | 0,071 |
| p de tendência linear | | | 0,067 |
| Alfabetização do pai ou padrasto * | | | |
| Alfabetizado | 1 | | |
| Analfabeto | 1,82 | (1,01 ; 3,27) | 0,046 |
| Morar com os pais biológicos † | | | |
| Mora com mãe e pai biológico | 1 | | |
| Mora somente com a mãe biológica | 0,56 | (0,24 ; 1,26) | 0,165 |
| Ausência da mãe biológica | 2,63 | (1,32 ; 5,24) | 0,006 |
| Irmãos menores † | | | |
| Nenhum irmão | 1 | | |
| 1 irmão menor | 1,69 | (0,91 ; 3,12) | 0,094 |
| 2 ou mais irmãos | 2,88 | (1,45 ; 5,72) | 0,003 |
| p de tendência linear | | | 0,004 |
| Esgoto a céu aberto † | | | |
| Ausência | 1 | | |
| Presença | 2,46 | (1,51 ; 4,00) | 0,000 |
| Déficit Peso para Estatura | | | |
| Peso ao nascer * | | | |
| Acima de 2.500 g | 1 | | |
| Igual ou abaixo de 2.500 g | 2,91 | (1,16 ; 7,24) | 0,022 |

* Ajustado para sexo e idade / *Adjusted for sex and age*

† Ajustado para sexo, idade, índice de riqueza e alfabetização do pai ou padrasto / *Adjusted for sex, age, wealth index and literacy of the father or stepfather*

múltiplo reduziu em mais de 10% a razão de prevalência da variável pai ou padrasto alfabetizado. Assim, a variável índice de riqueza domiciliar permaneceu no modelo múltiplo como fator associado ao déficit de estatura para idade. No bloco de acesso aos serviços e cuidado, a circunstância de a criança residir na ausência da mãe biológica mostrou magnitude de associação duplicada com o déficit de estatura para idade. Evidenciou-se relação linear entre a maior quantidade de irmãos menores e déficit

de estatura para a idade (*p* para tendência linear = 0,004). Enquanto que o ambiente domiciliar exposto ao esgoto a céu aberto duplicou a magnitude de associação com o déficit de estatura para idade.

Na análise múltipla e hierarquizada do déficit de peso para estatura, somente a variável peso ao nascer mostrou-se como fator associado. O baixo peso ao nascer foi associado a um aumento de cerca de três vezes na prevalência do déficit de peso para estatura. Após ajuste por sexo e idade, a ra-

ção de prevalência de baixo peso ao nascer permaneceu semelhante à identificada na análise bruta. As variáveis diarreia nos últimos 15 dias e anemia não permaneceram no modelo múltiplo final para déficit de estatura para a idade, após ajuste das variáveis dos blocos precedentes, por não mostrarem significância estatística ($p < 0,05$). Na análise do déficit de peso para estatura, após ajuste por sexo e idade, as variáveis morar com os pais biológicos e abastecimento de água não apresentaram significância estatística ($p < 0,05$) e foram retiradas do modelo múltiplo.

Não houve diferença estatisticamente significativa entre os municípios para as variáveis investigadas, com exceção das variáveis número de irmãos menores (proporção de 2 ou mais irmãos menores: Acrelândia 16% e Assis Brasil 6,1%, $p = 0,016$) e abastecimento de água (proporção de domicílios com rede pública de água: Acrelândia 54% e Assis Brasil 77%, $p = 0,000$). A inclusão do município como variável de ajuste/controlado em todos os blocos não alterou as variáveis selecionadas no modelo final (dados não apresentados).

Discussão

No presente estudo, a prevalência de déficit de estatura para idade mostrou-se um importante problema de saúde pública nos municípios estudados, com prevalência geral de 9,9%. Os fatores associados ao déficit de estatura para a idade foram: baixo índice de riqueza domiciliar, analfabetismo do pai ou padrasto, ausência da mãe biológica no domicílio, ter 2 ou mais irmãos menores, exposição ao esgoto a céu aberto no âmbito domiciliar. Com relação ao déficit de peso para estatura, com prevalência geral de 4,1%, o único fator associado foi o baixo peso ao nascer. Esta é a primeira investigação conduzida na região norte do país que estimou os déficits nutricionais utilizando o novo referencial de padrão de crescimento da OMS de 2006. O déficit de estatura para a idade mostrou ser um importante problema nutricional nos municípios investigados. Em comparação com informações recentes

da PNDS de 2006, as prevalências dos déficits nutricionais evidenciadas na presente investigação foram maiores que a prevalência geral brasileira para déficit de estatura para a idade (7,0%) e déficit de peso para a estatura (1,98%) em crianças menores de 60 meses³. A vulnerabilidade das crianças às iniquidades socioeconômicas e as características inerentes à estrutura familiar apresentaram-se como importantes fatores associados à desnutrição em crianças nos municípios investigados.

No nível distal, a situação do analfabetismo do pai ou padrasto foi associada ao déficit de estatura para a idade nos municípios investigados, confirmando achados de estudo anterior realizado no sul do Brasil¹⁶. Essa associação pode ser decorrente da limitada capacidade do pai ou padrasto em auxiliar a mãe nas práticas adequadas de saúde e alimentação das crianças, devido à dificuldade na compreensão de informações orientadas pelos serviços de saúde ou veiculadas em outras instâncias¹⁷. Assim, o reduzido tempo de estudo formal do pai ou padrasto também pode influenciar na aquisição de bens para o domicílio ou alocação de renda destinada ao cuidado da criança.

A disparidade entre famílias com alto e baixo poder aquisitivo nos municípios investigados em relação à prevalência do déficit de estatura para a idade de crianças mostrou-se consistente com investigações nacionais^{1,18}. Monteiro et al.¹, em análise dos dados da PNDS de 1996 e 2006-2007, observaram que os estratos com menor renda familiar *per capita* tinham maior prevalência de déficit de estatura para idade e que incrementos na escolaridade materna (indicador proporção de mães com escolaridade primária completa) e aumento do poder aquisitivo entre as famílias mais pobres explicam, respectivamente, 25,7% e 21,7% do declínio da prevalência de déficit de estatura para idade no país. Assim, sendo a renda um componente essencial para a aquisição de produtos e acessos aos serviços, a elevada proporção de pobreza no Estado do Acre pode ser considerada determinante principal da alta prevalência de

desnutrição observada no presente estudo.

Com relação ao cuidado da criança, Thomas¹⁹, analisando dados de inquérito nacional de 1989, sugeriu que a renda controlada pela mãe tinha maior efeito benéfico sobre o índice de estatura para a idade da criança do que a renda controlada pelo pai. Também foi evidenciado pelo referido autor que a mulher alocava mais recursos para a compra de alimentos em relação ao pai. Do mesmo modo, casais residentes no Nordeste brasileiro também indicaram que os pais são responsáveis pelas questões econômicas da família, enquanto que os cuidados alimentares são atribuições das mães²⁰. Considerando essas circunstâncias, a ausência da mãe biológica no domicílio, conforme observado na presente investigação, indica uma situação vulnerável à inadequação do estado nutricional da criança.

Por outro lado, crianças de Assis Brasil e Acrelândia morando somente com a mãe biológica não apresentaram prevalências de déficits nutricionais estatisticamente diferentes quando comparadas às crianças que residiam com a mãe e pai biológicos. Contudo, a situação de a criança morar somente com a mãe biológica não excluiu a possibilidade de residir junto com um padrasto ou outros membros da família. Em circunstância semelhante, Carvalhaes & Benício²¹ observaram em Botucatu, Estado de São Paulo, que 90% das mães que viviam sem companheiro residiam junto com os membros da família. Nesse sentido, a situação de residir com familiares fortalece a rede de apoio social ao cuidado da criança^{22,23}, proporcionando suporte emocional e auxílio no cuidado da criança. Além disso, a presença do companheiro da mãe no domicílio amplia o acesso aos bens e serviços essenciais para a adequação do estado nutricional da criança^{21,24-26}.

A evidência de o maior número de irmãs menores se apresentar associado ao déficit de estatura para idade sugere elevação no gasto familiar e redução no tempo e

recursos alocados para o cuidado de cada criança. Nesse sentido, Eastwood & Lipton²⁷ relatam que a alta fertilidade apresenta enorme impacto sobre a renda do domicílio, principalmente nas famílias vivendo abaixo da linha da pobreza.

Com relação ao acesso a serviços, em nosso estudo a desnutrição infantil foi associada à presença de esgoto a céu aberto. Em 2000, foi estimado que apenas 34% dos domicílios no Estado do Acre estavam interligados à rede geral de abastecimento de água e 17,6% dos domicílios eram atendidos pela rede geral de esgotamento sanitário⁶. Dados nacionais também mostraram associação entre condições inadequadas de saneamento básico e desnutrição em crianças^{28,29}. No nível proximal, a associação entre baixo peso ao nascer e déficit de peso para a estatura pode refletir a precariedade dos serviços de assistência a gestantes nos municípios investigados. Dessa forma, em observação *in loco* no momento da investigação em 2003, as mães gestantes dos municípios de Assis Brasil e Acrelândia eram atendidas por somente uma Unidade Básica de Saúde em cada município investigado. Também em 2003, relatório da UNICEF divulgou que 20,2% das gestantes não realizaram consultas de pré-natal no Estado do Acre³⁰.

O delineamento transversal utilizado nesta investigação impossibilitou a identificação da temporalidade entre as variáveis independentes e os déficits nutricionais. No entanto, foram coletadas informações a partir de observação direta e relato de ocorrência recente. Logo, infere-se que seja improvável a ocorrência do viés de memória para as principais variáveis analisadas.

Em conclusão, espera-se que os resultados desse estudo contribuam para a implantação de políticas públicas voltadas à redução da desnutrição em crianças menores de 60 meses nos municípios de Acrelândia e Assis Brasil, Estado do Acre.

Referências

1. Monteiro CA, Benicio MHA, Konno SC, Silva ACE, Lima ALL, Conde WL. Causes for the decline in child under-nutrition in Brazil, 1996-2007. *Rev Saúde Pública* 2009; 43: 35-43.
2. 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: 105-12.
3. Ministério da Saúde. *Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde da Criança e da Mulher: 2006*. Brasília; 2008. Disponível em <http://www.saude.gov.br/pnds2006> (Acessado em 12 de dezembro de 2008).
4. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. *Radar Social*. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada; 2005.
5. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Pesquisa Nacional por Amostragem de Domicílios. Segurança alimentar 2004*. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística; 2006.
6. Ministério da Saúde. *Saúde Brasil 2004: uma análise da situação de saúde*. Brasília: Ministério da Saúde; 2004.
7. Muniz PT, Castro TG, Araujo TS, Nunes NB, Silva-Nunes M, Hoffmann EH et al. Child health and nutrition in the Western Brazilian Amazon: population-based surveys in two counties in Acre State. *Cad Saúde Pública* 2007; 23: 1283-93.
8. Castro TG, Silva-Nunes M, Conde WL, Muniz PT, Cardoso MA. Anemia e deficiência de ferro em pré-escolares da Amazônia Ocidental brasileira: prevalência e fatores associados. *Cad Saúde Pública* 2011; 27: 131-42.
9. Filmer D, Pritchett LH. Estimating wealth effects without expenditure data-or tear: an application to educational enrolments in states of India. *Demography* 2001; 38: 115-32.
10. World Health Organization. *Iron Deficiency Anaemia: Assessment, Prevention and Control*. Geneva: World Health Organization; 2001.
11. World Health Organization. *Physical Status: The Use and Interpretation of Anthropometric Indicators of Nutritional Status*. Geneva: World Health Organization; 1995. (WHO - Technical Report Series 854).
12. World Health Organization. WHO Multicentre Growth Reference Study Group. *WHO child growth standards: length/height-for-age, weight-for-age, weight-for-length, weight-for-height and body mass index-for-age*. Geneva: World Health Organization; 2006.
13. Barros AJD, 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. Disponível em <http://www.biomedcentral.com/1471-2288/3/21> [Acessado em 5 de dezembro de 2008]
14. Victora C, Huttly S, Fuchs S, Olinto M. The role of conceptual frameworks in epidemiological analysis: a hierarchical approach. *Int J Epidemiol* 1997; 26: 224-7.
15. UNICEF. *Situação mundial da criança 1998*. Brasília: UNICEF; 1998.
16. Olinto MT, Victora CG, Barros F, Tomasi E. Determinantes da desnutrição infantil em uma população de baixa renda: um modelo de análise hierarquizado. *Cad Saúde Pública* 1993; 9: 14-27.
17. Mascarenhas MLW, Albernaz EP, Silva MB, Silveira RB. Prevalência de aleitamento materno exclusivo nos 3 primeiros meses de vida e seus determinantes no Sul do Brasil. *J Pediatr* 2006; 82: 289-94.
18. Oliveira VA, Assis AM, Pinheiro SM, Barreto ML. Determinantes dos déficits ponderal e de crescimento linear de crianças menores de dois anos. *Rev Saúde Pública* 2006; 40: 874-82.
19. Thomas D. Incomes, expenditures, and health outcomes: evidence on intrahousehold resource allocation. In: Haddad L, Hoddinott J, Alderman H, eds. *Intrahousehold resource allocation in developing countries: models, methods, and policy*. Baltimore, USA: IFPRI; 1997. p. 142-64.
20. Pontes CM, Alexandrino AC, Osório MM. Participação do pai no processo da amamentação: vivências, conhecimentos, comportamentos e sentimentos. *J Pediatr* 2008; 84: 357-64.
21. Carvalhaes MA, Benício MH. Capacidade materna de cuidar e desnutrição infantil. *Rev Saúde Pública* 2002; 36: 188-97.
22. Carvalhaes MA, Benício MH, Barros AJ. Social support and infant malnutrition: a case-control study in an urban area of Southeastern Brazil. *Br J Nutr* 2005; 94: 383-9.
23. Marques ES, Cotta RMM, Magalhães KA, Sant'Ana LFR, Gomes AP, Siqueira-Batista R. A influência da rede social da nutriz no aleitamento materno: o papel estratégico dos familiares e dos profissionais de saúde. *Ciênc Saúde Coletiva* 2010; 15 (S1): 1391-400.
24. Silveira FJE, Lamounier JA. Fatores associados à duração do aleitamento materno em três municípios na região do Alto Jequitinhonha, Minas Gerais, Brasil. *Cad Saúde Pública* 2006; 22: 69-77.
25. Santos Neto ET, Faria CP, Barbosa ML, Oliveira AE, Zandonade E. Association between food consumption in the first months of life and socioeconomic status: a longitudinal study. *Rev Nutr* 2009; 22: 675-85.
26. Molina MCB, Lopéz PM, Faria CP, Cade NV, Zandonade E. Preditores socioeconômicos da qualidade da alimentação de crianças. *Rev Saúde Pública* 2010; 44: 785-32.

27. Eastwood R, Lipton M. The impact of changes in human fertility on poverty. *J Dev Stud* 1999; 36: 1-30.
28. Monteiro CA, Conde WL. Tendência secular da desnutrição e da obesidade na infância na cidade de São Paulo (1974-1996). *Rev Saúde Pública* 2000; 34: 52-61.
29. Rissin A, Batista-Filho M, Benício MH, Figueiroa JN. Condições de moradia como preditores de riscos nutricionais em crianças de Pernambuco, Brasil. *Rev Bras Saúde Matern Infant* 2006; 6: 59-67.
30. UNICEF. Ser criança na Amazônia. Belém; 2004. Disponível em http://www.unicef.org/brazil/pt/ser_crianca_amazonia.pdf (Acessado em 12 de dezembro de 2008).

Recebido em: 23/07/10
Versão final apresentada em: 25/10/10
Aprovado em: 28/02/11