

Maria Cecília Formoso  
Assunção<sup>1</sup>

Iná da Silva dos Santos<sup>II</sup>

Aluísio Jardim Dornellas de  
Barros<sup>II</sup>

Denise Petrucci Gigante<sup>1</sup>

César Gomes Victora<sup>II</sup>

# Anemia em menores de seis anos: estudo de base populacional em Pelotas, RS

## Anemia in children under six: population-based study in Pelotas, Southern Brazil

---

### RESUMO

**OBJETIVO:** Analisar a prevalência de anemia em crianças menores de seis anos, em uma amostra probabilística de área urbana.

**MÉTODOS:** Foi realizado estudo com crianças de zero a cinco anos de idade, na cidade de Pelotas, RS, em 2004. Foram coletadas informações sobre características demográficas, socioeconômicas, antropométricas, de morbidade e sobre alimentação, por meio de questionário aplicado às mães ou responsáveis. As crianças foram pesadas e medidas. A concentração de hemoglobina foi medida com hemoglobímetro portátil, HemoCue e anemia foi definida como valores de hemoglobina <11 g/dL. A associação entre anemia e preditores foi expressa como razão de prevalência. Foi realizada análise multivariada por regressão de Poisson a partir de um modelo conceitual, considerando o efeito do delineamento do estudo.

**RESULTADOS:** Foram identificadas 534 crianças e as perdas e recusas totalizaram 27 crianças (5,1%). A prevalência de anemia foi 30,2% (IC 95%: 23,5%;37,0%). Na análise multivariada, somente idade e renda familiar permaneceram significativamente associadas com anemia.

**CONCLUSÕES:** A anemia foi, em grande parte, socialmente determinada na população estudada. Intervenções com o objetivo de combatê-la devem ser delineadas para amenizar esta condição em curto prazo e direcionadas para populações menos favorecidas economicamente.

**DESCRITORES:** Anemia, epidemiologia. Criança. Fatores de risco. Estudos transversais.

<sup>1</sup> Faculdade de Nutrição. Universidade Federal de Pelotas (UFPel). Pelotas, RS, Brasil.

<sup>II</sup> Programa de Pós-graduação em Epidemiologia. UFPel. Pelotas, RS, Brasil

**Correspondência | Correspondence:**  
Betizabeth Slater  
Departamento de Nutrição - 2º andar  
Av. Dr. Arnaldo, 715 Cerqueira César  
01246-904 São Paulo, SP, Brasil  
E-mail: bslater@usp.br

---

## ABSTRACT

**OBJECTIVE:** To assess the prevalence of anemia among children under six years of age in a probabilistic sample from an urban area.

**METHODS:** A study was conducted comprising children aged zero to five years in the city of Pelotas, Southern Brazil, in 2004. Data were collected on demographic, socioeconomic, and anthropometric characteristics, morbidity and nutrition using a questionnaire applied to the mothers and guardians. Children's weight and height measurements were obtained. Hemoglobin concentration was measured using the HemoCue portable hemoglobinometer and anemia was defined as hemoglobin <11 g/dL. The association between anemia and predictors was expressed as prevalence ratio. Multivariate analysis was carried out using Poisson regression following a conceptual model and taking into account the study design effect.

**RESULTS:** There were identified 534 children and total losses and refusals were 27 (5.1%). The prevalence of anemia was 30.2% (95% CI 23.5%;37.0%). In the multivariate analysis, only age and family income remained significantly associated with anemia.

**CONCLUSIONS:** Anemia was largely socially determined in the population studied. Interventions aiming at reducing anemia should be developed to lessen this condition in the short run targeting disadvantaged populations.

**KEYWORDS:** Anemia, epidemiology. Child. Risk factors. Cross-sectional studies.

---

## INTRODUÇÃO

A deficiência de ferro é a carência nutricional mais comum e mais amplamente distribuída no mundo. Deficiência de ferro e anemia por deficiência de ferro são termos usados como sinônimos, embora não representem a mesma condição. A deficiência de ferro é o resultado de um balanço negativo de ferro em longo prazo, sendo a anemia o estágio mais severo desta deficiência.<sup>18</sup>

A prevalência de anemia causada por deficiência de ferro é raramente estimada diretamente, pois os indicadores específicos do estoque de ferro do organismo (ferritina sérica, saturação da transferrina, zinco protoporfirina e receptores de transferrina sérica) são mais difíceis de medir do que níveis de hemoglobina. No entanto, a prevalência de anemia ferropriva pode ser estimada, assumindo que cerca de 90% da anemia seja devido à deficiência de ferro.<sup>18</sup>

A anemia ferropriva traz prejuízos funcionais ao organismo. Em crianças, tem sido associada ao retardo do desenvolvimento infantil, comprometimento da imunidade celular e diminuição da capacidade intelectual,<sup>8</sup> embora não exista um consenso na literatura sobre este último tema.<sup>9</sup>

Além das crianças, as gestantes também são vulneráveis a esta carência. Organizações internacionais têm associado deficiência de ferro a resultados adversos

da gestação, como aumento do risco de mortalidade materna e perinatal, assim como a ocorrência de baixo peso ao nascer.<sup>18</sup> Entretanto, revisões sistemáticas têm apontado a falta de estudos adequadamente delineados para avaliar este tópico.<sup>3</sup>

Vários fatores podem contribuir para o surgimento da anemia, como doenças genéticas, infecções e deficiência de diversos nutrientes. Todavia, admite-se que a ocorrência endêmica da enfermidade na infância decorra da combinação entre necessidades excepcionalmente elevadas de ferro, impostas pelo crescimento, e dietas pobres no mineral, sobretudo ferro de alta disponibilidade.<sup>11</sup>

A anemia afeta populações tanto de países desenvolvidos como de países em desenvolvimento.<sup>12</sup> No Brasil, estudos de base populacional apontam prevalências elevadas, situando-se entre 30% e 60%.<sup>1,7,10,11,13-15</sup>

Devido ao exposto, o governo brasileiro determinou que as farinhas de trigo e de milho, produzidas e comercializadas no Brasil a partir de julho de 2004, fossem fortificadas com ferro e ácido fólico (Resolução da Agência Nacional de Vigilância Sanitária no. 344). O presente artigo teve por objetivo analisar a prevalência de anemia em uma amostra de crianças menores de seis anos, antes da implantação desta medida.

## MÉTODOS

Estudo de base populacional realizado entre maio e junho de 2004, na zona urbana da cidade de Pelotas, Rio Grande do Sul. O inquérito constitui a linha de base de uma avaliação de impacto, do tipo antes e depois, para avaliar o efeito da fortificação das farinhas de trigo e milho com ferro na ocorrência de anemia em pré-escolares.

A amostra foi calculada para um estudo de intervenção, visando detectar uma diferença de 0,5 g/dL na média de hemoglobina entre os inquéritos realizados antes e após a intervenção. Para tal, seria necessário estudar 600 crianças de zero a 71 meses em cada fase do estudo, considerando um nível de confiança de 95% (bicaudal), poder de 90% e desvio-padrão de 1,7 g/dL de hemoglobina.<sup>10</sup>

Selecionou-se a amostra por conglomerados em dois estágios, sendo tomados como unidades amostrais primárias os setores censitários definidos pelo Instituto Brasileiro de Economia e Estatística (IBGE) para o Censo Demográfico de 2000. Vinte setores censitários foram selecionados com probabilidade proporcional ao tamanho (número estimado de crianças na faixa etária de interesse). O número de domicílios em cada setor foi estabelecido para resultar, em média, na localização de 30 crianças por setor, de forma a totalizar as 600 crianças necessárias. Em cada setor foi sorteada a esquina por onde o estudo deveria iniciar e, a partir dessa, sistematicamente, as casas a serem visitadas. Em cada domicílio foram incluídas todas as crianças menores de seis anos. A amostra foi desenhada de forma a ser representativa das crianças desta faixa etária residentes na zona urbana do município. Uma vez que se esperava ser mais fraca a associação entre anemia e nível socioeconômico, o cálculo de tamanho da amostra não incorporou correção para efeito do delineamento.

Durante a coleta de dados, foi aplicado um questionário à mãe ou responsável pela criança, por nutricionistas previamente treinados. Foram coletadas informações demográficas (sexo, idade em meses, cor da pele, peso ao nascer; peso e altura atuais); socioeconômicas (renda familiar atual em reais, escolaridade da mãe e do pai em anos de estudo completos, condições de saneamento e aglomeração); história prévia de anemia (presença de anemia diagnosticada por médico no último ano e uso de medicação para seu tratamento); características da alimentação (frequência semanal de consumo de alimentos ricos em ferro; prática de aleitamento materno; e ingestão de macro e micronutrientes, avaliada por meio de recordatório alimentar de 24 horas, não incluindo dias subsequentes a domingos e feriados).

Para obtenção do peso das crianças, foram utilizadas balanças eletrônicas digitais, marca Seca, capacidade de 150 kg, precisão de 100 g (Unicef, Copenhagen). O

comprimento de crianças com até dois anos de idade foi obtido com antropômetros da marca Sanny, modelo esteira, com escala de 20 a 105 cm e precisão de 0,5 cm, enquanto a altura das crianças maiores foi aferida pelo estadiômetro Alturaexata, o qual apresenta escala de 35 a 213 cm e precisão de 0,1 cm.

Para avaliação do estado nutricional, utilizou-se a referência do *National Center for Health Statistics*<sup>5</sup> para comparação dos índices antropométricos obtidos a partir das medidas de comprimento ou altura, peso e idade. As crianças foram classificadas com déficit de crescimento quando apresentaram índice estatura/idade menor que -2 desvios-padrão e com sobrepeso quando o índice peso/estatura foi maior que 2 desvios-padrão, conforme proposto pela Organização Mundial da Saúde.<sup>17</sup>

Objetivando verificar a repetibilidade dos dados coletados, 10% das entrevistas de cada setor censitário, selecionadas sistematicamente, foram refeitas pelo supervisor de trabalho de campo, utilizando um questionário resumido. As entrevistadoras não sabiam quais os domicílios que seriam revisitados. Os valores dos coeficientes Kappa para as variáveis testadas (cor da pele, escolaridade da mãe e do pai) foram todos superiores a 0,85.

A dosagem de hemoglobina em sangue periférico foi realizada por punção digital, com leitura feita em hemoglobímetro portátil (HemoCue AB, Suécia), sendo o aparelho calibrado diariamente, conforme as especificações do fabricante. A concentração de hemoglobina foi expressa em g/dL, sendo considerada anêmica a criança com concentração de hemoglobina abaixo de 11 g/dL.<sup>18</sup>

Os dados foram transferidos para arquivos de computador com digitação dupla utilizando EpiInfo 6.04. Após a digitação foi realizada verificação de consistência das informações. Na análise foi utilizado o programa Stata 8.0, sendo inicialmente realizadas análises descritivas das variáveis coletadas. O desenho amostral foi levado em conta em toda a análise dos dados, de forma a corrigir as estimativas da variabilidade para correlação intra-conglomerado. Análises bi e multivariáveis foram realizadas por meio de regressão de Poisson, com resultados expressos como razões de prevalências.<sup>2</sup>

A análise multivariada seguiu um modelo conceitual previamente estabelecido, sendo considerados quatro níveis hierarquizados de determinação da anemia. O primeiro, representado pelas variáveis socioeconômicas e demográficas; o segundo, pelas características da criança ao nascer; o terceiro, pelos indicadores antropométricos e conhecimento da presença de anemia; e, o quarto, pelas características da alimentação das crianças. As variáveis que preenchem as condições para serem potenciais fatores de confusão<sup>4</sup> com associação ao nível de  $p < 0,20$  foram levadas à análise multivariada.

O estudo foi aprovado pelo Comitê de Ética em Pesquisa da Faculdade de Medicina da Universidade Federal de Pelotas. Consentimento por escrito da mãe ou responsável foi obtido antes da coleta das informações e do sangue. A pesquisa não trouxe nenhum tipo de risco à saúde dos pré-escolares. As crianças diagnosticadas como anêmicas tiveram seus pais ou responsáveis alertados e foram encaminhadas aos serviços de saúde para tratamento.

## RESULTADOS

Nos 20 setores censitários selecionados foram identificadas 534 crianças que com idade entre zero e cinco anos. Dessas, 27 (5,1%) não foram incluídas: 13 por não terem sido encontradas após pelo menos quatro visitas ao domicílio e 14 porque a mãe não consentiu com a sua participação no estudo.

Das 507 crianças recrutadas, 52% eram do sexo masculino e 75% brancas. A média de idade das crianças foi de 3,7 anos (DP=1,7 anos), cerca de 30% tinham menos de 24 meses de idade e 70% eram filhos de mães e pais com cinco ou mais anos de escolaridade. Setenta por cento das crianças eram provenientes de famílias com renda inferior a três salários mínimos. Cerca de 5% delas apresentaram déficit de estatura e 12%, excesso de peso, segundo os indicadores utilizados.

A dosagem de hemoglobina foi realizada em 89,3% (N=453) destas crianças. As 54 crianças cujos pais ou responsáveis não permitiram a aferição da hemoglobina não diferiram em relação a sexo e idade daquelas em que a mesma foi realizada. Porém, houve associação estatisticamente significativa entre essas recusas e escolaridade da mãe, do pai e a renda familiar. A maioria das crianças que não tiveram hemoglobina aferida eram

**Tabela 1.** Descrição da amostra segundo características demográficas, socioeconômicas e antropométricas das crianças. Pelotas, RS, 2004.

Característica	Número total de crianças (N=507)	%	Percentual da amostra com dosagem de hemoglobina (N=453)
<b>Sexo</b>			
Masculino	266	52,5	90,6
Feminino	241	47,5	88,0
<b>Cor*</b>			
Branca	376	74,5	87,0
Não branca	129	25,5	96,1
<b>Idade (meses)</b>			
< 12	82	16,2	87,8
12-23	64	12,6	90,6
24-35	83	16,4	86,7
36-47	86	17,0	94,2
48-59	92	18,1	89,1
60-71	100	19,7	88,0
<b>Escolaridade da mãe (anos completos) **</b>			
Sem escolaridade	32	6,3	84,4
Até 4 anos	111	22,0	95,5
5 - 8 anos	193	38,4	91,2
9 - 11 anos	131	26,0	89,3
12 anos ou mais	37	7,3	64,9
<b>Renda familiar (salários mínimos)</b>			
Menos de 1	90	17,8	90,0
1 - 2,99	261	51,5	93,9
3 - 5,99	101	19,9	87,1
6 ou mais	55	10,9	70,9
<b>Estado nutricional (desvio-padrão)</b>			
Altura/idade < -2	28	5,5	85,7
Peso/altura > 2	61	12,0	90,2

\* Duas observações desconhecidas

\*\* Três observações desconhecidas

filhos de mães e pais com mais de cinco anos de escolaridade e cerca de 40% eram provenientes de famílias com renda superior a seis salários mínimos. A Tabela 1 mostra a distribuição da amostra estudada.

Os valores de hemoglobina capilar variaram de 5,9 a

16,7 g/dL, com média de 11,3 g/dL e desvio-padrão de 2,8 g/dL. A prevalência global de anemia (hemoglobina < 11 g/dL)<sup>18</sup> foi de 30,2% (IC 95%: 23,5%;37,0%). Valores de hemoglobina compatíveis com quadro de anemia grave (hemoglobina < 7 g/dL)<sup>18</sup> foram encontrados em menos de 1% das crianças.

**Tabela 2.** Prevalência de anemia e razões de prevalência brutas, conforme características socioeconômicas e demográficas das crianças. Pelotas, RS, 2004. (N=453)

Característica	N	Prevalência de anemia (%)	Razão de prevalência	IC 95%	p*
Cor da pele					0,006
Branca	327	25,7	1,00		
Não branca	124	42,7	1,66	1,18;2,34	
Idade (meses)					0,02 **
< 12	72	36,1	1,00		
12-23	58	32,8	0,91	0,55;1,50	
24-35	72	41,7	1,15	0,80;1,67	
36-47	81	30,9	0,85	0,56;1,30	
48-59	82	22,0	0,61	0,39;0,94	
60-71	88	21,6	0,60	0,31;1,11	
Sexo					0,09
Masculino	241	27,0			
Feminino	212	34,0	1,25	0,96;1,65	
Escolaridade da mãe ou responsável (anos completos)					< 0,001 **
Sem escolaridade	27	51,9	1,00		
Até 4	106	43,4	0,84	0,52;1,35	
5-8	176	29,0	0,56	0,38;0,81	
9-11	117	18,0	0,35	0,22;0,56	
11 ou mais	24	16,7	0,32	0,14;0,76	
Escolaridade do pai ou companheiro (anos completos)					<0,001 **
Sem escolaridade	16	62,5	1,00		
Até 4	96	34,4	0,55	0,32;0,95	
5-8	193	29,5	0,47	0,26;0,87	
9-11	91	16,5	0,26	0,15;0,46	
11 ou mais	14	14,3	0,23	0,09;0,55	
Renda familiar (salários mínimos)					<0,001 **
< 1	81	50,6	1,00		
1-2	245	29,4	0,58	0,46;0,73	
3-5	88	25,0	0,49	0,34;0,72	
6 ou mais	39	5,1	0,10	0,05;0,19	
Total de moradores					0,007 **
2 - 4	201	26,4	1,00		
5 - 7	210	31,0	1,17	0,84;1,65	
8 - 14	42	45,2	1,72	1,20;2,45	
Baixo peso ao nascer					0,24
Não	406	29,6	1,00		
Sim	47	36,2	1,22	0,87;1,73	

\* Regressão de Poisson considerando efeito de delineamento

\*\* Regressão de Poisson com teste de tendência linear

O coeficiente de correlação intraclasse para a variável categórica (anemia) foi de 0,07 e o efeito de delimitamento foi de 2,5, sendo este último considerado em todas as análises descritas.

A Tabela 2 mostra que a anemia foi significativamente mais prevalente nas crianças com cor da pele não branca, entre as mais jovens e entre os filhos de mães e pais com

até quatro anos de escolaridade. Observou-se também que quanto maior a renda da família, mais protegidas estavam as crianças quanto à presença de anemia. O risco de apresentar anemia também aumentou à medida que aumentava o número de moradores no domicílio.

Pela Tabela 3 verificou-se que crianças que usaram remédio para anemia no último ano apresentaram preva-

**Tabela 3.** Prevalência de anemia e razões de prevalência brutas, conforme diagnóstico prévio de anemia informado por médico e indicadores antropométricos. Pelotas, RS, 2004. (N=453)

Característica	N	Prevalência de anemia (%)	Razão de prevalência	IC 95%	p*
Diagnóstico prévio de anemia					0,17
Não/não lembra	261	27,6	1,00		
Sim	192	33,9	1,23	0,91;1,65	
Uso de remédio para anemia no último ano					0,02
Não/não lembra	313	26,8	1,00		
Sim	140	37,9	1,41	1,07;1,85	
Altura/idade < - 2 DP					0,42
Não	429	29,8	1,00		
Sim	24	37,5	1,26	0,71;2,23	
Peso/altura > 2 DP					0,03
Não	398	32,1	1,00		
Sim	55	16,4	0,51	0,28;0,93	

\* Regressão de Poisson considerando efeito de delimitamento

**Tabela 4.** Prevalência de anemia e razões de prevalências brutas, conforme práticas alimentares das crianças. Pelotas, RS, 2004. (N=453)

Característica	N	Prevalência de anemia (%)	Razão de prevalência	IC 95%	p*
Mamou no peito					0,09
Não	33	45,5	1,00		
Sim	418	29,2	0,64	0,38;1,09	
Consumo semanal de carne vermelha					0,17
Não	89	36,0	1,00		
Sim	336	28,0	0,77	0,54;1,12	
Consumo semanal de fígado					0,55
Não	331	29,0	1,00		
Sim	94	31,9	1,10	0,79;1,53	
Consumo semanal de gema					0,08
Não	153	36,0	1,00		
Sim	272	26,1	0,72	0,51;1,04	
Consumo semanal de feijão					0,27
Não	21	38,1	1,00		
Sim	406	29,3	0,77	0,47;1,25	
Ingestão inadequada de ferro					0,05
Não	374	28,3	1,00		
Sim	79	39,2	1,38	1,00;1,91	

\* Regressão de Poisson considerando efeito de delimitamento

**Tabela 5.** Razões de prevalências ajustadas\* de anemia conforme modelo de análise hierárquico. Pelotas, RS, 2004.

Característica	Razão de prevalência ajustada (IC 95%)	p**
Idade (meses)		0,02***
< 12	1,00	
12-23	0,91 (0,56-1,48)	
24-35	1,00 (0,65-1,55)	
36-47	0,83 (0,55-1,25)	
48-59	0,53 (0,36-0,80)	
60-71	0,58 (0,32-1,07)	
Renda familiar (salários mínimos)		0,01***
Menos de 1	1,00	
1 - 2,99	0,69 (0,46-1,05)	
3 - 5,99	0,65 (0,39-1,10)	
6 e mais	0,13 (0,05- 0,33)	

\* Ajustado para idade e renda

\*\* Regressão de Poisson considerando efeito de delineamento

\*\*\* Regressão de Poisson com teste de tendência linear

lência cerca de 40% mais alta, comparadas àquelas cuja mãe não relatou tratamento. A ocorrência de anemia não se mostrou associada com a presença de desnutrição, mas foi cerca de 50% menor entre as crianças com o excesso de peso.

Quanto às práticas alimentares, apenas a ingestão inadequada de ferro avaliada no recordatório alimentar de 24 horas mostrou-se associada à presença de anemia. As crianças que ingeriram ferro abaixo da quantidade diária recomendada<sup>6</sup> apresentaram risco cerca de 40% maior de anemia, comparadas às demais (Tabela 4).

A Tabela 5 apresenta as variáveis que permaneceram no modelo de análise múltipla. Após ajuste para variáveis do mesmo nível e dos níveis anteriores, permaneceram associadas à presença de anemia apenas idade da criança e renda familiar.

## DISCUSSÃO

O presente estudo mostrou que um terço das crianças apresentava anemia, condição inversamente associada à idade e à renda familiar, o que aponta o papel das desigualdades sociais na determinação da doença.

Prevalências semelhantes foram encontradas em estudos de base populacional realizados no País<sup>10,14</sup> com crianças em faixas etárias semelhantes. Igualmente, outros estudos de base populacional, embora encontrando prevalências maiores de anemia, também mostraram associação inversa com idade e indicadores de renda familiar.<sup>11,13,15</sup>

Entretanto, alguns estudos<sup>13-15</sup> mostraram associação de outras variáveis com a presença de anemia, como aleitamento artificial nos primeiros meses de vida, aglomeração, sexo e condições de saneamento. Diferentemente, no presente estudo, todas as demais exposições inicialmente associadas à presença de anemia perderam seu efeito quando ajustadas para renda familiar e idade da criança.

Mesmo utilizando um cálculo de amostra para verificar o efeito de uma intervenção (fortificação das farinhas com ferro sobre os níveis de hemoglobina) e sem incorporar correção para o efeito do delineamento, o estudo teve um poder de 80% para detectar riscos de 1,5 ou maiores em todas as exposições estudadas.

O decréscimo na prevalência da anemia com o aumento da idade é consistente com a literatura, mostrando redução na prevalência a partir do terceiro ano de vida. Possivelmente, crianças maiores possam ter algum benefício proporcionado pela maior variabilidade alimentar. No presente estudo, os maiores percentuais de inadequação de ingestão de ferro situaram-se nas faixas etárias abaixo de três anos.

Como mencionado, as crianças que não realizaram a dosagem de hemoglobina (N=54; 10,7%) diferiram significativamente das testadas, em relação à renda e à escolaridade de seus pais. Considerando que este viés poderia contribuir para superestimar a prevalência geral de anemia na população – pois as crianças ricas têm menos anemia – calculou-se a prevalência corrigida para o número de recusas. No entanto, este valor foi de 29,7%, similar à prevalência bruta de 30,2%. Isso ocorreu porque o grupo onde houve mais perdas, ou seja, das crianças de melhor nível socioeconômico, representava apenas 10,0 % da amostra total.

Ao contrário de inquéritos anteriores realizados no Brasil, as análises levaram em conta o efeito de delineamento, calculado pela divisão da variância estimada considerando a amostragem por conglomerados pela variância estimada, assumindo que a amostra houvesse sido do tipo aleatória simples. Dessa forma, se o delineamento por conglomerados (setores censitários) não introduzisse alterações, o efeito de delineamento deveria ser igual à unidade.<sup>16</sup>

No presente estudo esse efeito foi igual a 2,5 para a variável dicotômica (presença de anemia), indicando a presença de homogeneidade intraconglomerado no risco. Considerando que os conglomerados (setores censitários) estão intimamente relacionados ao nível socioeconômico, o efeito do delineamento reflete as diferenças sociais na ocorrência de anemia. Futuros inquéritos, baseados em amostra por conglomerados, devem levar em conta a necessidade de aumentar o tamanho da amostra para compensar o efeito do delineamento e corrigir as estimativas adequadamente.

A realização da análise por regressão de Poisson, cujos resultados são apresentados em razões de prevalência, foi elucidativa. Sua aplicação se justifica pela alta prevalência do desfecho, que determinaria razões de *odds* bastante superiores às razões de prevalência caso a análise fosse realizada por regressão logística.<sup>2</sup>

Pode-se concluir que a anemia foi, em grande parte, socialmente determinada na população estudada. Intervenções com o objetivo de combatê-la devem ser

delineadas para amenizar esta condição em curto prazo e direcionadas para populações menos favorecidas economicamente.

Resta saber se a fortificação das farinhas com ferro irá contribuir para a redução da prevalência de anemia no Brasil, diminuindo assim o efeito renda na ocorrência dessa condição. A fortificação somente terá sucesso se o seu efeito atingir crianças de classes sociais baixas, onde a prevalência de anemia é notadamente maior.

## REFERÊNCIAS

1. Assis A, Barreto ML, Santos LMP, Sampaio LR, Magalhães LP, Prado, MS, Santos NS, Galvão NM, Silva RC, Oliveira VA. Condições de vida, saúde e nutrição na infância em Salvador. Salvador: Bureau, 2000.
2. Barros AJ, Hirakata VN. Alternatives for logistical regression in cross-sectional studies: an empirical comparison of models that directly estimate the prevalence ratio. *BMC Med Res Methodol*. 2003;3(1):21.
3. Bhutta ZA, Darmstadt GL, Hasan BS, Haws RA. Community-Based Interventions for Improving Perinatal and Neonatal Health Outcomes in Developing Countries: a review of the evidence. *Pediatrics*. 2005;115(2 Supl):519-617.
4. Greenland S, Rothman KJ. Introduction to stratified analysis. In: Rothman KJ, Greenland S, editores. *Modern Epidemiology*. Philadelphia: Lippincott Williams & Wilkins;1998. p. 253-79.
5. Hamill PV, Drizd TA, Johnson CL, Reed RB, Roche AF. National Center for Health Statistics Growth Curves for Children birth-18 years. United States. *Vital Health Stat 11*. 1977;(165):i-iv, 1-74.
6. Institute of Medicine. National Academy of Sciences. Food and Nutrition Board. Dietary Reference Intakes (DRIs). Estimated Average Requirements for groups. Washington; 2002.
7. Lima ACVMS, Lira PIC, Romani SAM, Eickmann SH, Piscoya MD, Lima MC. Fatores determinantes dos níveis de hemoglobina em crianças aos 12 meses de vida na Zona da Mata Meridional de Pernambuco. *Rev Bras Saude Matern Infant*. 2004;4(1):35-43.
8. Male C, Persson LA, Freeman V, Guerra A, Vann't Hof MA, Haschke F. Prevalence of iron deficiency in 12-month-old infants from 11 European areas and influence of dietary factors on iron status (Euro-Growth Study). *Acta Paediatr*. 2001;90(5):492-8.
9. Martins S, Logan S, Gilbert R. Iron therapy for improving psychomotor development and cognitive function in children under the age of three with iron deficiency anaemia. *The Cochrane Database of Systematic Reviews*. 2001;(2) Art. No.: CD000117. Disponível em: <http://www.mrw.interscience.wiley.com/cochrane/clsystrev/articles/CD000117/frame.html>
10. Monteiro CA, Szarfarc SC. Estudos das condições de saúde das crianças no município de São Paulo, SP (Brasil), 1984-1985. *Rev Saude Publica*. 1987;21(3):255-60.
11. Monteiro CA, Szarfarc SC, Mondini L. Tendência secular da anemia na infância na cidade de São Paulo (1984-1996). *Rev Saude Publica* 2000;34(Supl 6):62-72.
12. Mora JO, Mora LM. Deficiências de micronutrientes em América Latina y el Caribe: anemia ferropriva. Washington (DC): Organización Panamericana de la Salud; 1997.
13. Neuman NA, Tanaka OY, Szarfarc SC, Guimarães PRV, Victora CG. Prevalência e fatores de risco para anemia no Sul do Brasil. *Rev Saude Publica*. 2000;34(1):56-63.
14. Oliveira RS, Diniz AS, Benigna MJC, Miranda-Silva SM, Lola MM, Gonçalves MC, et al. Magnitude, distribuição espacial e tendência da anemia em pré-escolares da Paraíba. *Rev Saude Publica* 2002;36(1):26-32.
15. Osório MM, Lira PIC, Batista-Filho M, Ashworth A. Prevalence of anemia in children 6-59 months old in the state of Pernambuco, Brazil. *Rev Panam Salud Publica*. 2001;10(2):101-7.
16. Silva NN. Amostragem por Conglomerados. In: Silva NN. Amostragem Probabilística. São Paulo: Editora da Universidade de São Paulo; 2004. p. 75-91.
17. World Health Organization. Physical Status: the use and interpretation of anthropometry. Report of a WHO Expert Committee, Geneva; 1985. [WHO -Technical Report Series, 854]
18. World Health Organization. Iron deficiency anaemia. Assessment, prevention, and control. A guide for programme managers. Geneva; 2001.