

## Isolated and combined risks for anemia in children attending the nurseries of daycare centers

*Riscos isolados e agregados de anemia em crianças frequentadoras de berçários de creches*

Tulio Konstantyner<sup>1</sup>, José Augusto A. C. Taddei<sup>2</sup>, Mariana N. Oliveira<sup>3</sup>, Domingos Palma<sup>4</sup>, Fernando A. B. Colugnati<sup>5</sup>

### Resumo

**Objetivo:** Identificar e quantificar os fatores de risco isolados e agregados de anemia, proporcionando visão ampliada quanto à probabilidade da sua ocorrência.

**Métodos:** Estudo transversal com 482 crianças, entre 4 e 29 meses de idade, frequentadoras de berçários de creches públicas e filantrópicas do município de São Paulo (SP), que participaram de dois inquéritos (2004 e 2007). Foram realizadas entrevistas com as mães, coleta de sangue por punção digital e antropometria. Considerou-se anemia, hemoglobina inferior a 11 g/dL. Foi ajustado modelo de regressão logística não-condicional para fatores de risco de anemia, considerando-se estatisticamente significantes associações com  $p \leq 0,05$ . Para definição das probabilidades pós-teste, foram utilizados os cálculos das chances pós-teste e razões de verossimilhança. Os pacotes estatísticos utilizados foram o Epi-Info™ 2000 e o Stata 10.0.

**Resultados:** A prevalência de anemia foi de 43,6% (IC95% - 39,1 a 48,1%). O modelo logístico final incluiu cinco variáveis: idade materna inferior a 28 anos (OR = 1,50;  $p = 0,041$ ), renda *per capita* inferior a meio salário mínimo (OR = 1,56;  $p = 0,029$ ), aleitamento materno exclusivo inferior a 2 meses (OR = 1,71;  $p = 0,009$ ), perda de escore z peso/idade do nascimento ao inquérito (OR = 1,47;  $p = 0,050$ ) e idade inferior a 17 meses (OR = 2,44;  $p < 0,001$ ). As probabilidades pós-teste nas associações de fatores de risco de anemia isolados e agregados apresentaram-se entre 54,5 e 100%.

**Conclusões:** A probabilidade de anemia aumentou quanto mais agregados estiveram os cinco fatores de risco identificados. Esse cálculo disponibiliza instrumento simples e rápido de suspeição de anemia em crianças em triagem clínica ou populacional.

*J Pediatr (Rio J). 2009;85(3):209-216: Anemia, lactente, creches, fatores de risco.*

### Abstract

**Objective:** To identify and quantify isolated and combined risk factors for anemia, providing a comprehensive view of the likelihood of its occurrence.

**Methods:** Cross-sectional study with 482 children aged 4 to 29 months attending the nurseries of philanthropic and public daycare centers in the city of São Paulo, Brazil, who participated in two surveys (2004 and 2007). Mothers were interviewed, blood was collected using digital puncture, and anthropometry was performed. Anemia was characterized by hemoglobin levels below 11 g/dL. Unconditional logistic regression was adjusted for anemia risk factors. A value of  $p \leq 0.05$  indicated statistically significant associations. Post-test odds and likelihood ratios were calculated to define post-test probabilities. Epi-Info™ 2000 and Stata 10.0 software packages were used for statistical analysis.

**Results:** Prevalence of anemia was 43.6% (95%CI 39.1-48.1). The final logistic model included five categorical variables: mother's age less than 28 years (OR = 1.50;  $p = 0.041$ ), per capita income below half a minimum wage (OR = 1.56;  $p = 0.029$ ), exclusive breastfeeding less than 2 months (OR = 1.71;  $p = 0.009$ ), decrease in weight/age z score from birth to survey (OR = 1.47;  $p = 0.050$ ), and age less than 17 months (OR = 2.44;  $p < 0,001$ ). Post-test probabilities in the associations of isolated and combined risk factors for anemia ranged from 54.5 to 100%.

**Conclusions:** The probability of anemia progressively increased as the identified risk factors were added. This calculation provides a simple and rapid tool for suspicion of anemia in children both in clinical practice and population screening.

*J Pediatr (Rio J). 2009;85(3):209-216: Anemia, infant, child daycare centers, risk factors.*

1. Pediatra. Mestre, Ciências, Universidade Federal de São Paulo (UNIFESP), São Paulo, SP. Doutorando, UNIFESP, São Paulo, SP.
2. Professor associado, Disciplina de Nutrologia, Departamento de Pediatria, UNIFESP, São Paulo, SP.
3. Nutricionista. Mestre, Ciências, UNIFESP, São Paulo, SP. Doutoranda, UNIFESP, São Paulo, SP.
4. Professor adjunto, Chefe, Disciplina de Nutrologia, Departamento de Pediatria, UNIFESP, São Paulo, SP.
5. Estatístico. Doutor, Nutrição Humana, UNIFESP, São Paulo, SP.

Não foram declarados conflitos de interesse associados à publicação deste artigo.

**Como citar este artigo:** Konstantyner T, Taddei JA, Oliveira MN, Palma D, Colugnati FA. Isolated and combined risks for anemia in children attending the nurseries of daycare centers. *J Pediatr (Rio J)*. 2009;85(3):209-216.

Artigo submetido em 31.10.08, aceito em 27.01.09.

doi:10.2223/JPED.1879

## Introdução

A anemia por deficiência de ferro é a carência nutricional mais prevalente em todo o mundo<sup>1</sup>. Pesquisadores têm evidenciado taxas elevadas de anemia em crianças, principalmente em países em desenvolvimento. No Brasil, estudos recentes mostram taxas ao redor de 50% em menores de 5 anos, com intensidade inversamente proporcional à idade<sup>2,3</sup>.

A anemia ferropriva associa-se a outras condições mór-bidas, seja como causa, efeito delas ou como desnutrição energético-proteica e maior número de infecções respiratórias e gastrointestinais, conseqüente ao comprometimento do sistema imune, com prejuízo na função dos neutrófilos e células *natural killer*<sup>4</sup>. Tal situação contribui com o agravo da saúde e com a perpetuação dessa deficiência mineral. Além disso, níveis de hemoglobina inferiores a 11 g/dL, resultantes da deficiência de ferro, relacionam-se a baixos escores em testes de atividade motora e de desenvolvimento mental em crianças menores de 5 anos, podendo levar a sequelas comportamentais irreversíveis, mesmo após tratamento adequado<sup>5,6</sup>.

O reconhecimento dos fatores de risco de anemia tem possibilitado aos profissionais de saúde identificar, precocemente, grupos mais vulneráveis a essa morbidade, apontando prioridades nas ações de prevenção e controle e na alocação dos recursos disponíveis para melhoria da promoção e assistência à saúde infantil.

Entretanto, a literatura fornece resultados que identificam riscos individualizados para a anemia infantil, não ofertando aos profissionais de saúde, principalmente ao pediatra, informações suficientes para abordagem das probabilidades diagnósticas dessa carência nutricional específica, quando tais fatores ocorrem concomitantemente na história e exame clínico.

O objetivo deste estudo é identificar e quantificar os fatores de risco isolados e agregados de anemia em lactentes e, conseqüentemente, proporcionar visão ampliada quanto à maior probabilidade da sua ocorrência na presença de uma ou mais situações de risco.

## Métodos

O presente estudo utiliza informações de dois inquéritos com populações infantis frequentadoras de creches públicas e filantrópicas no município de São Paulo em 2004 e 2007, que utilizaram mesmos procedimentos amostrais e de coleta de dados<sup>7</sup>.

O inquérito I foi desenvolvido a partir das 54 creches localizadas na região central do município de São Paulo (SP) e o inquérito II a partir das 36 pertencentes à Coordenadoria de Educação de Santo Amaro (SP). Na primeira etapa da seleção em ambos os inquéritos, as creches foram localizadas por contatos telefônicos e visitas pessoais. Foram excluídas creches que haviam participado de pesquisas em saúde, que não tinham berçário e que não aceitaram participar dos projetos, resultando em 13 e 18 creches nos inquéritos I e II, respectivamente.

Na segunda etapa, as creches foram classificadas segundo critérios de prioridades<sup>8</sup>. Foram priorizados os seguintes

critérios em ordem decrescente de valor: maior número de crianças, maior número de educadores, segurança dos pesquisadores, facilidade de transporte e acesso às suas dependências e existência de regras de admissão que garantissem o atendimento apenas a famílias de baixa renda. A partir dessa metodologia, foram selecionadas as cinco e oito creches públicas e filantrópicas melhor classificadas para os inquéritos I e II, respectivamente.

A população inicial deste estudo foi constituída por 498 crianças, entre 4 e 29 meses de idade, que estavam frequentando regularmente os berçários das 13 creches selecionadas. Foram excluídas: cinco crianças que apresentaram doenças agudas por ocasião dos inquéritos; quatro que não estavam presentes durante as atividades de campo; cinco portadoras de doenças crônicas (duas com síndrome de Down, duas com paralisia cerebral e uma com síndrome genética não esclarecida) e duas crianças cujos responsáveis não concordaram em participar da pesquisa. Outras 13 crianças foram excluídas apenas da análise multivariada devido à ausência de dados sobre as variáveis selecionadas para compor o modelo logístico final. Portanto, foram selecionadas e estudadas 482 crianças na análise bivariada e 469 crianças na análise multivariada, consubstanciando perdas amostrais de 3,2 e 5,8%, respectivamente.

Um questionário estruturado e pré-codificado foi elaborado e utilizado para coleta de dados, incluindo variáveis demográficas, clínicas, epidemiológicas, socioeconômicas e ambientais. Visando a uniformidade dos procedimentos de campo por parte dos entrevistadores, foi criado um manual com normas e conceitos para preenchimento desse instrumento<sup>9</sup>.

A coleta dos dados foi realizada nas creches por meio de entrevistas com as mães ou responsáveis, antropometria e coleta de sangue por punção digital nas crianças. Todos os procedimentos foram padronizados e testados na etapa de pré-teste do projeto pela equipe de campo multiprofissional, composta por pediatra e nutricionistas pós-graduandos da Universidade Federal de São Paulo (UNIFESP).

Para dosagem dos níveis de hemoglobina foi utilizado um hemoglobímetro portátil da marca HemoCue<sup>®</sup>  $\beta$  Hemogloblin Photometer, que é comparável às técnicas padrão de laboratório para medida do nível de hemoglobina<sup>10</sup>. Considerou-se como anemia a concentração de hemoglobina inferior a 11 g/dL<sup>11</sup>.

As crianças foram pesadas em balança pediátrica digital modelo BP *Baby*, marca Filizola<sup>™</sup>, com capacidade mínima de 125 g, máxima de 15 kg e graduada a cada 5 g. Para a medida da estatura, foi utilizada régua antropométrica de cursor móvel, da Sociedade Brasileira de Pediatria, graduada a cada 0,5 cm até 120 cm. Os procedimentos antropométricos adotados foram os recomendados internacionalmente. Para quantificar desvios nutricionais utilizou-se o escore z, sendo que foi definida evolução ponderal negativa como a diferença igual ou menor que zero do escore z da relação peso/idade entre o nascimento e a realização de cada inquérito. O padrão de referência idade/sexo adotado foi o do NCHS (*National Center for Health Statistics*), de 1978<sup>12</sup>.

Os questionários preenchidos foram avaliados quanto à sua consistência interna. As informações foram transcritas em bancos de dados com dupla digitação e posterior validação, visando à correção de erros. Os pacotes estatísticos utilizados foram o Epi-Info™ 2000<sup>13</sup> e o Stata 10.0<sup>14</sup>.

Foram realizadas análises de consistência e estatísticas descritivas univariadas e bivariadas. Para quantificar o acaso nas associações, foi utilizado o teste do qui-quadrado<sup>15</sup>.

Para o controle de variáveis de confundimento, foi ajustado modelo multivariado de regressão logística com estimativas de razão de chances (*odds ratio*, OR) para fatores de risco entre grupos de crianças com e sem anemia<sup>16</sup>. Na construção do modelo logístico, foram selecionadas variáveis com nível de significância menor que 0,20, e elegeu-se o nível máximo de 0,05 para indicar associação estatisticamente significativa, sendo esse o critério utilizado para permanência no modelo final.

Entre as variáveis socioeconômicas que indicam os efeitos dos processos estruturais da sociedade e da família<sup>17</sup>, idade materna inferior a 28 anos, baseada na mediana da amostra, e renda *per capita* menor que meio salário mínimo, considerada condição de extrema carência social, foram identificadas para compor o modelo final por apresentarem  $p < 0,05$ , quando associadas à anemia, e por expressarem características domiciliares, poder aquisitivo e disponibilidade de recursos materiais por unidade familiar. A variável presença de um ou mais irmãos menores de 5 anos utilizada em pesquisas clínicas também apresentou associação de risco estatisticamente significativa com anemia, porém não foi utilizada por apresentar colinearidade perfeita com a variável renda *per capita* menor que meio salário mínimo. A variável aleitamento materno exclusivo inferior a 2 meses, considerada condição de inadequação alimentar no primeiro ano de vida e que indica condições de exposição ao ambiente imediato da criança, foi a terceira variável selecionada. Das variáveis indicadoras dos processos individuais da criança (fatores biológicos, estado nutricional e morbidade), as variáveis baseadas na mediana da amostra, idade inferior a 17 meses e evolução ponderal negativa foram as que apresentaram associação estatisticamente significativa à anemia, sendo as últimas selecionadas para compor o modelo final. A variável tempo de exposição à creche inferior a 180 dias não compôs o modelo final, pois, quando nele incluída, apresentou sua significância estatística enfraquecida, não atendendo ao critério de permanência.

Em função das dificuldades de utilização dos resultados dos modelos logísticos na prática diagnóstica e assistencial, foram calculadas as probabilidades pós-teste de apresentar anemia para riscos individualizados e agregados em dois, três, quatro e cinco riscos. O cálculo de tais probabilidades pós-teste partiu da probabilidade pré-teste de 50%, indicada para brasileiros menores de 5 anos, e da aplicação da razão de verossimilhança para interpretação de dados diagnósticos. As associações que produzem grandes mudanças na probabilidade pós-teste em relação a pré-teste passam a ser úteis para a investigação diagnóstica do evento estudado<sup>18</sup>.

O projeto foi aprovado pelo Comitê de Ética em Pesquisa da UNIFESP.

As crianças com distúrbios nutricionais, inclusive anemia, foram encaminhadas para acompanhamento ambulatorial na unidade assistencial da disciplina de Nutrologia, do departamento de pediatria da UNIFESP.

## Resultados

A média de idade das crianças estudadas foi de 17 meses, variando de 4 a 29. A prevalência de anemia foi de 43,6% (IC95% - 39,1 a 48,1%). O número de crianças estudadas prematuras, nascidas de baixo peso e em uso de ferro oral foi, respectivamente, 47 (9,9%), 47 (9,8%) e 22 (4,6%).

A Tabela 1 apresenta as prevalências de anemia nas crianças que apresentavam ou não os fatores de risco estudados com suas respectivas OR e intervalos de confiança de 95% e a probabilidade pós-teste baseada no cálculo da razão de verossimilhança.

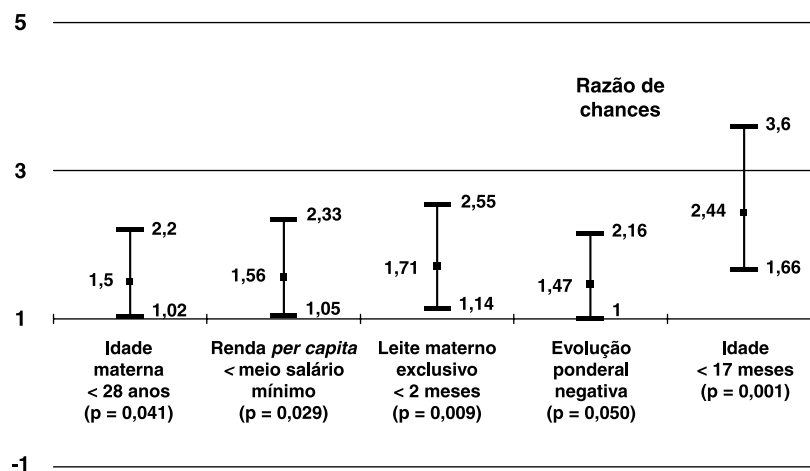
Dessa forma, observa-se que crianças menores de 17 meses têm riscos 2,5 vezes maiores de apresentar anemia quando comparadas com as de maior faixa etária. O valor de  $p < 0,001$  indica que a chance de tal risco ser devido ao acaso é inferior a 1/1.000. A probabilidade pós-teste informa que, se a prevalência esperada na população infantil de mesma faixa etária (probabilidade pré-teste) é de 50%, ao se considerar crianças menores de 17 meses na história clínica, a probabilidade diagnóstica passa para 61,5%. O mesmo vale para a leitura dos demais fatores de risco apresentados.

A Figura 1 apresenta o modelo logístico final ajustado dos fatores de risco de anemia, com as cinco OR das variáveis que permaneceram na sua composição e seus respectivos intervalos de confiança. A Figura 1 demonstra, também, que são identificados como riscos independentes estatisticamente significativos a idade materna inferior a 28 anos, a renda familiar *per capita* inferior a meio salário mínimo, o tempo de aleitamento materno exclusivo inferior a 2 meses, a evolução ponderal negativa e a idade da criança inferior a 17 meses com OR em torno de 2,0.

A Tabela 2 mostra as prevalências de anemia nas crianças que apresentaram ou não os cinco fatores de risco selecionados para construção do modelo logístico, agregados, respectivamente, em concomitância de duas, três, quatro ou cinco dessas condições, as análises de seus efeitos ordenados pelo nível de significância estatística e as probabilidades pós-teste.

Assim, como se lê na primeira linha dessa tabela, se na história clínica for constatado que a criança tem idade inferior a 17 meses (A) pertencendo à família com renda *per capita* inferior a meio salário mínimo (D), a probabilidade pós-teste passa a ser 71,5%. Quando, além dessas duas situações, a criança apresentar os outros três fatores de risco identificados (B, C e E), a probabilidade diagnóstica pós-teste passa a ser 100%, como indicado na última linha da mesma tabela.

A Figura 2 apresenta a variabilidade e as linhas de tendência das probabilidades pós-teste evidenciadas nas associações de fatores de risco de anemia isolados e agregados. São informações que resumem os dados apresentados na Tabela 2 com a intenção de facilitar a visualização do crescimento das probabilidades diagnósticas, quando maiores números de fatores de risco são concomitantemente considerados.



**Figura 1** - Regressão logística múltipla de fatores de risco de anemia em crianças de berçário de creches públicas e filantrópicas (São Paulo, 2004 e 2007)

**Tabela 1** - Prevalências, OR com seus respectivos intervalos de confiança e probabilidade pós-teste para fatores de risco para anemia em crianças de berçários frequentadoras de creches públicas e filantrópicas (São Paulo, 2004 e 2007)

Fatores de risco	n	Prevalência de anemia n (%)	OR (IC95%)	p*	P (%)
Idade (meses)	482				
< 17	228	126 (55,3)	2,50 (1,73-3,62)	< 0,001	61,5
≥ 17	254	84 (33,1)	1,00		
1 ou mais irmãos < 5 anos de idade	481				
Sim	168	92 (54,8)	2,03 (1,39-2,97)	< 0,001	61,2
Não	313	117 (37,4)	1,00		
Aleitamento materno exclusivo (meses)	472				
< 2	166	86 (51,8)	1,74 (1,19-2,54)	0,004	58,8
≥ 2	306	117 (38,2)	1,00		
Exposição à creche (dias)	480				
< 180	204	103 (50,5)	1,64 (1,13-2,36)	0,008	56,9
≥ 180	276	106 (38,4)	1,00		
DifWAZ (medida ao nascimento)	479				
≤ zero	239	116 (48,5)	1,52 (1,05-2,18)	0,024	55,2
> zero	240	92 (38,3)	1,00		
Per capita < meio salário mínimo	477				
Sim	177	89 (50,3)	1,54 (1,06-2,24)	0,024	56,7
Não	300	119 (39,7)	1,00		
Idade materna < 28 anos	479				
Sim	234	112 (47,9)	1,42 (0,99-2,05)	0,055	54,5
Não	245	96 (39,2)	1,00		
Baixo peso ao nascimento (< 2.500 g)	479				
Sim	47	17 (36,2)	0,72 (0,38-1,34)	0,291	42,2
Não	432	191 (44,2)	1,00		
Prematuridade (< 37 semanas)	474				
Sim	47	20 (42,6)	0,95 (0,52-1,75)	0,871	48,7
Não	427	187 (43,8)	1,00		

DifWAZ = diferença em escore z do indicador peso para idade; IC95% = intervalo de confiança de 95%; OR = razão de chances; P = probabilidade pós-teste a partir da probabilidade pré-teste de 50%.

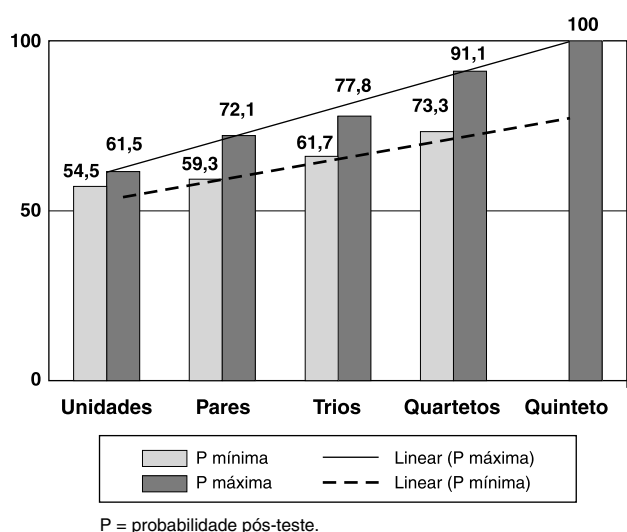
\* Teste do qui-quadrado não-corrigido.

**Tabela 2** - Prevalências, OR com seus respectivos intervalos de confiança e probabilidade pós-teste para fatores de risco agregados em pares, trios, quartetos ou quintetos relacionados à anemia em crianças frequentadoras de berçários de creches públicas e filantrópicas (São Paulo, 2004 e 2007)

Fatores de risco	n	Prevalências de anemia n (%)	OR (IC95%)	p*	P (%)
A, D	229				
A + D	76	46 (60,5)	4,19 (2,34-7,50)	< 0,0001	71,5
ñ A + ñ D	153	41 (26,8)	1,00		
A, B	247				
A + B	78	50 (64,1)	4,13 (2,34-7,29)	< 0,0001	72,1
ñ A + ñ B	169	51 (30,2)	1,00		
A, E	249				
A + E	114	69 (60,5)	3,52 (2,08-5,94)	< 0,0001	66,0
ñ A + ñ E	135	41 (30,4)	1,00		
A, C	253				
A + C	120	70 (58,3)	3,50 (2,08-5,90)	< 0,0001	65,3
ñ A + ñ C	133	38 (28,6)	1,00		
B, C	232				
B + C	77	41 (53,2)	2,39 (1,37-4,19)	0,002	63,9
ñ B + ñ C	155	50 (32,3)	1,00		
C, D	243				
C + D	89	50 (56,2)	2,31 (1,35-3,93)	0,002	62,7
ñ C + ñ D	144	55 (35,7)	1,00		
B, E	262				
B + E	88	52 (59,1)	2,31 (1,37-3,89)	0,002	63,4
ñ B + ñ E	174	67 (38,5)	1,00		
C, E	251				
C + E	122	64 (52,5)	2,13 (1,28-3,55)	0,003	59,3
ñ C + ñ E	129	44 (34,1)	1,00		
B, D	287				
B + D	72	33 (45,8)	1,72 (1,00-2,96)	0,005	59,8
ñ B + ñ D	215	71 (33,0)	1,00		
D, E	229				
D + E	79	41 (51,9)	2,16 (1,24-3,77)	0,006	62,1
ñ D + ñ E	150	50 (33,3)	1,00		
A, C, E	136				
A + C + E	68	44 (64,7)	6,48 (3,03-3,84)	< 0,0001	70,5
ñ A + ñ C + ñ E	68	15 (22,1)	1,00		
A, B, E	134				
A + B + E	46	33 (71,7)	6,40 (2,90-4,12)	< 0,0001	76,9
ñ A + ñ B + ñ E	88	25 (28,4)	1,00		
A, B, C	124				
A + B + C	36	24 (66,7)	6,38 (2,73-4,91)	< 0,0001	77,8
ñ A + ñ B + ñ C	88	21 (23,9)	1,00		
A, C, D	120				
A + C + D	39	25 (64,1)	5,45 (2,38-2,45)	< 0,0001	74,8
ñ A + ñ C + ñ D	81	20 (24,7)	1,00		
A, D, E	112				
A + D + E	30	19 (63,3)	5,35 (2,18-3,14)	< 0,001	76,4
ñ A + ñ D + ñ E	82	20 (24,4)	1,00		
A, B, D	135				
A + B + D	27	16 (59,3)	5,09 (2,09-2,42)	< 0,001	77,5
ñ A + ñ B + ñ D	108	24 (22,2)	1,00		
B, C, E	132				
B + C + E	46	27 (58,7)	3,11 (1,48-6,53)	0,002	67,5
ñ B + ñ C + ñ E	86	27 (31,4)	1,00		
B, D, E	141				
B + D + E	32	18 (56,3)	3,39 (1,50-7,65)	0,003	71,3
ñ B + ñ D + ñ E	109	30 (27,5)	1,00		
B, C, D	141				
B + C + D	32	17 (53,1)	3,13 (1,39-7,06)	0,005	70,0
ñ B + ñ C + ñ D	109	29 (26,6)	1,00		
C, D, E	122				
C + D + E	45	23 (51,1)	2,17 (1,02-4,62)	0,042	61,7
ñ C + ñ D + ñ E	77	25 (32,5)	1,00		
A, B, C, D	72				
A + B + C + D	11	9 (81,8)	16,62 (3,19-86,53)	< 0,0001	91,1
ñ A + ñ B + ñ C + ñ D	61	13 (21,3)	1,00		
A, B, C, E	72				
A + B + C + E	26	19 (73,1)	11,16 (3,60-34,62)	< 0,0001	81,0
ñ A + ñ B + ñ C + ñ E	46	9 (19,6)	1,00		
A, B, D, E	72				
A + B + D + E	11	8 (72,7)	10,89 (2,50-47,33)	< 0,001	87,3
ñ A + ñ B + ñ D + ñ E	61	12 (19,7)	1,00		
A, C, D, E	58				
A + C + D + E	18	12 (66,7)	8,00 (2,29-27,90)	< 0,001	79,2
ñ A + ñ C + ñ D + ñ E	40	8 (20,0)	1,00		
B, C, D, E	76				
B + C + D + E	17	10 (58,8)	3,84 (1,25-11,81)	0,015	73,3
ñ B + ñ C + ñ D + ñ E	59	16 (27,1)	1,00		
A, B, C, D, E	38				
A + B + C + D + E	6	6 (100)	Indefinida	< 0,001	100,0
ñ A + ñ B + ñ C + ñ D + ñ E	32	6 (18,8)	1,00		

A = idade < 17 meses; B = aleitamento materno exclusivo < 2 meses; C = diferença ≤ zero em escore z do indicador peso para idade (medida-nascimento); D = renda per capita < meio salário mínimo; E = idade materna < 28 anos; IC95% = intervalo de confiança de 95%; ñ = não; OR = razão de chances; P = probabilidade pós-teste a partir da probabilidade pré-teste de 50%.

\* Teste do qui-quadrado não-corrigido.



**Figura 2** - Variabilidade e linhas de tendência das probabilidades pós-teste da associação dos fatores de risco isolados e agregados de anemia em crianças de berçário de creches públicas e filantrópicas (São Paulo, 2004 e 2007)

## Discussão

As altas prevalências de anemia na população infantil permanecem elevadas em todas as regiões brasileiras<sup>19</sup>. De forma semelhante, é alarmante a taxa aqui encontrada em uma população de crianças frequentadoras de creches no município de São Paulo.

O potencial que o estado de deficiência de ferro tem em acarretar o desenvolvimento de limitações funcionais motoras e cognitivas e alterações sociais e emocionais de comportamento e afetividade<sup>20,21</sup> reforça a importância do profissional de saúde em suspeitar, identificar e tratar rapidamente esta carência nutricional. Para tanto, o conhecimento do perfil epidemiológico da anemia é essencial. Fatores biológicos, socioeconômicos, culturais e dietéticos estão estreitamente envolvidos, caracterizando um processo de desenvolvimento resultante de diversas condições determinantes<sup>22</sup>. Neste estudo, tal complexidade motivou a análise estatística de riscos isolados e agregados, levando a identificação de situações de maior probabilidade de uma criança estar anêmica ou vir a desenvolver anemia, que podem ocorrer desde o início da vida.

A despeito dos resultados encontrados em outras pesquisas, este estudo não identificou associação estatisticamente significativa entre prematuridade e/ou baixo peso ao nascer e anemia. Tal fato pode ser explicado pelo enfraquecimento de sua influência ao longo do tempo, pois a mediana da idade da amostra estudada foi de 17 meses<sup>17,19,22</sup>. Cabe ressaltar que não foram obtidas informações sobre o cordão umbilical das crianças aqui estudadas, o que pode limitar o valor dos resultados encontrados, pois o clameamento precoce no momento do parto tem sido apontado como importante determinante de anemia, conforme demonstram inúmeros estudos<sup>23</sup>.

A presente pesquisa identificou a associação estatisticamente significativa de sete fatores de risco, que isolados determinam chances de 1,4 a 2,5 vezes maiores de uma criança estar com anemia, quando comparadas às crianças sem estas condições de risco. Dentre essas situações de risco, destaca-se a idade inferior a 17 meses, cujas análises (isolada e agregada) resultam nas maiores chances e probabilidades de ocorrência da anemia. A associação identificada indica que a menor idade é mais suscetível ao desenvolvimento da anemia, corroborando os achados de outros estudos<sup>3,24,25</sup>. Tal fato pode ser explicado pela alta demanda de ferro necessária para garantir o crescimento físico, que é acelerado, principalmente no primeiro ano de vida<sup>3</sup>.

De forma similar, as crianças com história de início do período de desmame com menos de 2 meses de idade apresentaram maior risco de desenvolver anemia. Tal situação reforça a importância do ferro do leite humano, que apresenta elevada biodisponibilidade, não provoca micro-hemorragias intestinais, a despeito de outros leites, e atende as necessidades fisiológicas do lactente menor de 6 meses de idade, que permanece em amamentação exclusiva<sup>26</sup>. A identificação de risco de anemia em filhos de mães com idade inferior a 28 anos, quando comparados com filhos de mães de maior idade, sugere que as jovens estão menos preparadas para atender seus filhos quanto às suas necessidades nutricionais, o que pode ser reflexo de desconhecimento de causa e falta de orientações, recursos e possibilidades de exercer adequadamente a maternidade.

O indicador antropométrico utilizado neste estudo, que não é necessariamente um indicativo de desnutrição atual, mas traduz evolução ponderal insatisfatória do nascimento até a realização dos inquéritos, mostrou associação estatisticamente significativa com a anemia, tanto na análise bivariada quanto no modelo final. Essa situação evidencia que crianças com evolução ponderal negativa em escore z, baseado na relação peso/idade ao longo dos primeiros anos de vida, estão mais sujeitas a desenvolver a deficiência de ferro, sugerindo que possíveis situações de restrição alimentar e/ou perdas metabólicas resultem em reservas limitadas desse mineral. Tal fato é explicado pela maior necessidade de ferro biodisponível em tal grupo etário e pelas limitações para fornecimento desse mineral quando não se dispõe de alimentos enriquecidos<sup>3</sup>.

Entre as situações favoráveis ao aparecimento da carência de ferro, está a condição socioeconômica das classes de renda mais baixa<sup>27</sup>. Apesar de a homogeneidade da população aqui estudada dificultar comparações, a situação de renda familiar *per capita* menor que meio salário mínimo mostrou-se como fator de risco para anemia. Tal evidência indica que, mesmo entre as menos afortunadas, as crianças de famílias que sofrem por excessiva falta de recursos financeiros apresentam maiores riscos de desenvolver anemia, como um reflexo de efetiva situação de insegurança alimentar.

A análise das cinco situações de risco selecionadas para o modelo logístico mostrou o aumento proporcional da probabilidade da existência de anemia, quando duas ou mais dessas situações ocorreram simultaneamente. A probabilidade de

anemia, que variou de 54,5 a 61,5% na presença de um fator de risco, alcançou valores superiores a 90% quando quatro fatores de risco foram considerados conjuntamente.

Na associação das variáveis agregadas em pares, destacaram-se aquelas que uniram menor idade da criança com menor tempo de uso de aleitamento materno exclusivo e menor idade da criança com menor renda *per capita*, produzindo probabilidades pós-teste superiores a 70%. Quando a presença agregada dessas três variáveis foi considerada, a probabilidade pós-teste de anemia atingiu 77,5%, mostrando que crianças, simultaneamente de pouca idade, pouca renda e pouco tempo de aleitamento materno exclusivo têm maiores probabilidades de pouca hemoglobina circulante. Da mesma forma, quando a essas variáveis era adicionada a evolução ponderal negativa, a probabilidade pós-teste passou para 91,1%, sugerindo que crianças com baixa idade, desmamadas precocemente, pertencentes a famílias de muito baixa renda e que apresentam perda ponderal proporcional com relação ao estado nutricional do nascimento são altamente suscetíveis a anemia.

Nota-se que tinham anemia todas as seis crianças que apresentaram os cinco fatores de risco simultaneamente. Apesar de a pequena ocorrência não permitir avaliar a associação estatística, tal resultado apontou para linha de tendência de probabilidade de 100% de anemia.

Embora a amostra estudada inclua pequena porcentagem de crianças em uso de ferro oral e apresente características específicas de institucionalização e uniformidade do nível socioeconômico, além de não ser resultante de seleção aleatória entre as populações de creches, o cálculo das probabilidades pós-teste com a presença de um ou mais dos cinco fatores de risco identificados, selecionados e controlados no modelo logístico, disponibiliza instrumento simples e rápido de suspeição da ocorrência de anemia em crianças em atividades de triagem clínica ou populacional.

Apesar de esses fatores de risco terem sido apenas estatisticamente confirmados, uma vez que seus processos de determinação já são apontados em outras pesquisas, a facilidade da obtenção de tais informações procedentes da história e exame físico direciona a tomada de decisão para a prevenção e o tratamento dessa deficiência mineral específica.

Nesse contexto, com a repetida caracterização da anemia como grave problema de saúde pública pela literatura<sup>28</sup>, principalmente nos países em desenvolvimento como o Brasil, a atuação do profissional de saúde é de suma importância no combate à deficiência de ferro e anemia em crianças menores de 2 anos.

Os dados encontrados no presente estudo reforçam a necessidade de adoção de medidas preventivas e melhoria das condições de vida da população brasileira de baixa renda. Assim, o exercício clínico e pedagógico permanente deve se pautar pelo incentivo ao uso adequado do leite materno, pela fortificação de alimentos de baixo custo e disponíveis no mercado, pelo fornecimento de suplemento medicamentoso de ferro oral e pela promoção da educação nutricional, por meio de contato direto com educadores, mães ou responsáveis<sup>1</sup>.

## Referências

1. World Health Organization (WHO). Iron deficiency anaemia: assessment, prevention and control. A guide for programme managers. Geneva: WHO/UNICEF/UNU; 2001.
2. de Almeida CA, Ricco RG, Del Ciampo LA, Souza AM, Pinho AP, de Oliveira JE. Fatores associados à anemia por deficiência de ferro em crianças pré-escolares brasileiras. J Pediatr (Rio J). 2004;80:229-34.
3. Silva DG, Priore SE, Franceschini SC. Risk factors for anemia in infants assisted by public health services: the importance of feeding practices and iron supplementation. J Pediatr (Rio J). 2007;83:149-56.
4. Semba RD. Impact of micronutrient deficiencies on immune function. In: Pettifor JM, Zlotkin S, editors. Micronutrient deficiencies during the weaning period and the first years of life. Nestlé Nutrition Workshop Series Program. Vol 54. Basel: S Karger; 2004. p. 137-52.
5. Queiroz SS, Torres MA. Anemia ferropriva na infância. J Pediatr (Rio J). 2000;76:S298-304.
6. Lozoff B, Wolf AW, Jimenez E. Iron-deficiency anemia and infant development: effects of extended oral iron therapy. J Pediatr. 1996;129:382-9.
7. Taddei JA, Oliveira MN, Konstantyner T. Impacto do treinamento de educadores de creches públicas/filantrópicas nas práticas higiênico-dietéticas e na saúde/nutrição dos lactentes [Projeto Fapesp nº 2006/02597-0]. São Paulo: Unifesp; 2006.
8. Beghin I, Cap M, Dujardin B. A guide to nutritional assessment. Geneva: WHO; 1988.
9. Gregg MB. Field Epidemiology. 3rd ed. Oxford: Oxford University Press; 2008.
10. Rosenblit J, Abreu CR, Sztetling LN, Kutner JM, Hamerschlag N, Frutuoso P, et al. Evaluation of three methods for hemoglobin measurement in a blood donor setting. Sao Paulo Med J. 1999;117:108-12.
11. De Maeyer EM. Preventing and controlling iron deficiency anaemia through primary health care. Geneva: WHO; 1989.
12. World Health Organization (WHO). Physical status: the use and interpretation of anthropometry. Technical Report Series nr. 854. Geneva: WHO; 1995.
13. Dean AG, Arner TG, Sangam S, Sunki GG, Friedman R, Lantinga M, et al. Epi Info. Version 3.3. A database and statistics program for public health professionals for use on Windows 95, 98, NT, and 2000 computers. Atlanta, GA: Centers for Disease Control and Prevention; 2000.
14. StataCorp 2007. Stata Statistical Software. Release 10. College Station, TX: Stata Corporation.
15. Kirkwood BR, Sterne JA. Essential medical statistics. 2nd ed. Malden, MA: Blackwell Science; 2003. p.165-76.
16. Kleinbaum DG, Kupper LL, Muller KE, Nizam A. Applied regression analysis and other multivariable methods. 3rd ed. Pacific Grove: Duxbury Press; 1998.
17. Osório MM, Lira PI, Ashworth A. Factors associated with Hb concentration in children aged 6-59 months in the State of Pernambuco, Brazil. Br J Nutr. 2004;91:307-15.
18. Guyatt GH, Sackett DL, Haynes RB. Evaluating diagnostic tests. In: Haynes RB, Sackett DL, Guyatt GH, Tugwell P. Clinical epidemiology: how to do clinical practice research. 3rd ed. Philadelphia, PA: Lippincott Williams & Wilkins; 2006. p.273-322.
19. Spinelli MG, Marchioni DM, Souza JM, Souza SB, Szarfarc SC. Fatores de risco para anemia em crianças de 6 a 12 meses no Brasil. Rev Panam Salud Publica. 2005;17:84-91.
20. Lozoff B, Jimenez E, Hagen J, Mollen E, Wolf AW. Poorer behavioral and developmental outcome more than 10 years after treatment for iron deficiency in infancy. Pediatrics. 2000;105:e51.
21. Lozoff B, Corapci F, Burden MJ, Kaciroti N, Angulo-Barroso R, Szawal S, et al. Preschool-aged children with iron deficiency anemia show altered affect and behavior. J Nutr. 2007;137:683-9.
22. Osório MM. Fatores determinantes de anemia em crianças. J Pediatr (Rio J). 2002;78:269-78.
23. Hutton EK, Hassan ES. Late vs. early clamping of the umbilical cord in full-term neonates: systematic review and meta-analysis of controlled trials. JAMA. 2007;297:1241-52.
24. Camillo CC, Amancio OM, Vitale MS, Braga JA, Juliano Y. Anemia and nutritional status of children in day-care centers in Guaxupé. Rev Assoc Med Bras. 2008;54:154-9.
25. Vieira AC, Diniz AS, Cabral PC, Oliveira RS, Lóla MM, Silva SM, et al. Nutritional assessment of iron status and anemia in children under 5 years old at public daycare centers. J Pediatr (Rio J). 2007;83:370-6.

26. Oliveira MA, Osório MM. Consumo de leite de vaca e anemia ferropriva na infância. J Pediatr (Rio J). 2005;81:361-7.
27. Al-Mekhlafi MH, Surin J, Atiya AS, Ariffin WA, Mahdy AK, Abdullah HC. Anaemia and iron deficiency anaemia among aboriginal schoolchildren in rural Peninsular Malaysia: an update on a continuing problem. Trans R Soc Trop Med Hyg. 2008;102:1046-52.
28. Custodio E, Descalzo MA, Roche J, Sánchez I, Molina L, Lwanga M, et al. Nutritional status and its correlates in Equatorial Guinean preschool children: results from a nationally representative survey. Food Nutr Bull. 2008;29:49-58.

Correspondência:  
José Augusto A. C. Taddei  
Rua Loefgreen, 1647  
CEP 04040-032 - São Paulo, SP  
Tel.: (11) 5573.1246  
Fax: (11) 5573.1246  
E-mail: taddei.dped@epm.br, nutsec@yahoo.com.br