

# Tendência secular da anemia na infância na cidade de São Paulo (1984-1996)\*

## Secular trends in child anemia in S. Paulo city, Brazil (1984-1996)

Carlos Augusto Monteiro<sup>a</sup>, Sophia Cornbluth Szarfarc<sup>a</sup> e Lenise Mondini<sup>b</sup>

<sup>a</sup>Departamento de Nutrição da Faculdade de Saúde Pública da Universidade de São Paulo. São Paulo, SP, Brasil. <sup>b</sup>Núcleo de Pesquisas Epidemiológicas em Nutrição e Saúde da Universidade de São Paulo. São Paulo, SP, Brasil

### Descritores

Anemia, epidemiologia<sup>#</sup>. Levantamentos epidemiológicos<sup>#</sup>. Inquéritos nutricionais<sup>#</sup>. Anemia ferropriva. Hemoglobinas, deficiência. Aleitamento materno. Fatores socioeconômicos. Séries de tempo. Criança.

### Resumo

#### Objetivo

Estimar a prevalência e a distribuição social da anemia na infância, estabelecer a tendência secular dessa enfermidade e analisar sua determinação, com base em dados coletados por dois inquéritos domiciliares realizados na cidade de São Paulo, SP, em 1984/85 e em 1995/96.

#### Métodos

Os inquéritos estudaram amostras probabilísticas da população residente na cidade com idade entre zero e 59 meses (1.016 em 1984/85 e 1.280 em 1995/96). Amostras de sangue capilar obtidas por punctura digital foram coletadas nos dois inquéritos e analisadas com relação à concentração de hemoglobina. O diagnóstico da anemia correspondeu a concentrações inferiores a 11 g/dL. O estudo da distribuição social da anemia levou em conta tercís da renda familiar *per capita* em cada um dos inquéritos. A estratégia analítica para estudar os determinantes da evolução da prevalência da anemia na população empregou modelos hierárquicos de causalidade, análises multivariadas de regressão e procedimentos análogos aos utilizados para calcular riscos atribuíveis populacionais.

#### Resultados/Conclusões

Houve entre os inquéritos redução significativa na concentração média de hemoglobina (de 11,6 g/dL para 11,0 g/dL) e aumento significativo na prevalência de anemia (de 35,6% para 46,9%). Essa evolução desfavorável foi observada em ambos os sexos, em todas as faixas etárias e em todos os estratos econômicos da população. A evolução tendeu a ser ainda mais desfavorável para o terço mais pobre das crianças da cidade, o que determinou o agravamento das desvantagens desse estrato frente aos demais. Determinantes distais (renda familiar e escolaridade materna) e proximais (tipo de aleitamento) da anemia evoluíram favoravelmente entre os inquéritos e, assim, não puderam explicar o aumento da enfermidade. A estabilidade apurada quanto à densidade de ferro na dieta, em valores inferiores às necessidades, justifica a elevada prevalência da enfermidade, mas não explica seu aumento.

### Keywords

Anemia, epidemiology<sup>#</sup>. Health surveys<sup>#</sup>. Nutrition surveys<sup>#</sup>. Anemia, iron deficiency. Hemoglobins, deficiency. Socioeconomic factors. Time series. Child.

### Abstract

#### Objective

Data from two consecutive households surveys undertaken in mid-80s and mid-90s allow to characterize and analyse secular trends in infant and child anaemia in the city of S. Paulo, Brazil.

### Correspondência para/Correspondence to:

Carlos Augusto Monteiro  
Av. Dr. Arnaldo, 715  
01246-904 São Paulo, SP, Brasil  
E-mail: carlosam@usp.br

\*Trabalho desenvolvido no Departamento de Nutrição da Faculdade de Saúde Pública da Universidade de São Paulo e no Núcleo de Pesquisas Epidemiológicas em Nutrição e Saúde da Universidade de São Paulo e baseado em pesquisas de campo financiadas pela Financiadora de Estudos e Projetos - Finep (Convênios 41.83.0698.00 e 66.96.0193.00) e pela Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo - Fapesp (Processos 84/2463-3 e 94/3493-5).

### Methods

*The two surveys included random population samples aged from zero to 59 months (1,016 in the period of 1984-85 and 1,280 in 1995-96). Capillary blood samples, collected by digital puncture in the two surveys, were analysed regarding their haemoglobin concentration. The anaemic status was determined when haemoglobin concentration was below 11 g/dL. For each survey, the study of the social distribution of child anaemia took into account tertiles of the per capita family income. For the study of the determinants of secular trends, hierarchical causal models, multivariate regression analyses and calculations analogous to the ones used to assess population attributable risks were applied.*

### Results/Conclusions

*In the time span from the first to the second survey, there was a significant reduction in the average haemoglobin concentration (from 11.6 g/dl to 11.0 g/dl), as well as a considerable increase in anaemia prevalence (from 35.6% to 46.9%). Unfavourable trends were observed in both sexes, all age groups and all income strata. Trends were still less favourable among the poorest families, aggravating the social burden related to child anaemia. Changes in distal (family income and maternal schooling) and proximal determinants (breast or bottle-feeding) of child anaemia were positive in the study period and therefore they cannot explain the increase in the disease. A low iron diet could explain the high prevalence of anaemia in both surveys but could not explain its further increase.*

## INTRODUÇÃO

A anemia – ou a concentração anormalmente baixa da hemoglobina circulante – constitui-se no distúrbio nutricional usualmente mais freqüente na infância, valendo essa afirmação tanto para sociedades pobres quanto para sociedades ricas. Estima-se que sejam anêmicas (concentração de hemoglobina inferior a 11,0 g/dL) 12% das crianças menores de cinco anos de idade que vivem nos países desenvolvidos e 51% daquelas que vivem em países em desenvolvimento.<sup>2</sup> Embora vários fatores possam contribuir para o surgimento da anemia, como doenças genéticas, infecções e a deficiência de diversos nutrientes, 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 biodisponibilidade.<sup>3,5</sup> Independentemente das causas que determinem o estado anêmico, associam-se ao mesmo graves prejuízos para o desenvolvimento cognitivo e motor da criança e para o seu futuro aproveitamento escolar,<sup>11,23</sup> do que resulta a grande importância que se deve dar ao controle da anemia na infância.

São ainda poucos e dispersos os estudos sobre a ocorrência da anemia em nosso meio,<sup>16,21</sup> sendo relevante notar que nenhum dos inquéritos nacionais sobre saúde e nutrição já realizados no País incluiu em seu protocolo de investigação a dosagem da concentração da hemoglobina. Essa situação tem impedido o País e suas principais regiões de conhecer a ordem de grandeza do problema representado pela anemia na infância.

A primeira iniciativa de dotar um grande centro urbano brasileiro de estimativas sobre a prevalência

da anemia na infância ocorreu na cidade de São Paulo em 1973/74. Nesse ano, inquérito populacional em uma amostra das crianças residentes na cidade com idades entre 6 e 60 meses evidenciou 22,7% de anemia, variando a referida prevalência entre 33,8% no estrato de menor nível socioeconômico e 12,5% no estrato de maior nível socioeconômico.<sup>19</sup> Novo inquérito populacional, realizado dez anos mais tarde na mesma cidade (1984/85), evidenciou prevalência ainda maior de anemia: 35,6%, variando entre 29,6% e 43,3% nos estratos de maior e menor nível socioeconômico, respectivamente.<sup>13</sup> Análises realizadas com o propósito de tornar mais comparáveis as estimativas provenientes dos dois inquéritos realizados na cidade de São Paulo – o que foi possível excluindo-se do segundo inquérito as crianças com menos de seis meses de idade e procurando “controlar” no primeiro o efeito de uma elevada taxa de “não-resposta” – detectaram um aumento de mais de 50% na prevalência da anemia na infância.<sup>13</sup> A limitada disponibilidade de informações sobre determinantes do estado anêmico no inquérito de 1973/74 impediu que se investigasse com maior profundidade as razões que poderiam justificar o aumento da anemia na cidade. A título de especulação, baseado na evidência de que enfermidades infecciosas possivelmente envolvidas com a determinação do estado anêmico, como as diarreias e as parasitoses intestinais, mostraram-se em franco declínio no período decorrido entre os inquéritos, cogitou-se que mudanças desfavoráveis na dieta pudessem ser a explicação para a dramática ascensão da anemia.<sup>13</sup>

Um novo inquérito sobre condições de saúde e de nutrição da população de crianças menores de cinco anos, realizado nos anos de 1994/95, permite que se

volte a examinar a frequência, a distribuição social e a tendência secular da anemia na infância na cidade de São Paulo.

## MÉTODOS

### Amostragem

Estimativas de meados da década de 90 quanto à frequência e à distribuição social da anemia na infância em São Paulo serão calculadas com base em inquérito realizado pelo Núcleo de Pesquisas Epidemiológicas em Nutrição e Saúde da Universidade de São Paulo (Nupens/USP), entre setembro de 1995 a agosto de 1996, em uma amostra probabilística de 4.560 domicílios da cidade de São Paulo ("Saúde e nutrição das crianças de São Paulo II"). O processo de amostragem desse inquérito encontra-se detalhado alhures.<sup>14</sup> Tratou-se de uma amostragem estratificada em múltiplas etapas envolvendo o sorteio de setores censitários, conglomerados de domicílios e domicílios individuais. A visita aos 4.560 domicílios sorteados identificou um total de 1.390 crianças menores de cinco anos. Dessas crianças, 54 (3,9%) deixaram de ser estudadas por não serem encontradas no domicílio após um número mínimo de três visitas (sendo pelo menos uma em sábados ou domingos) ou por não concordância dos pais em participar do estudo; outras 56 crianças (4,0%) foram estudadas apenas parcialmente porque mudaram de residência antes que o estudo fosse completado. Assim, foram integralmente estudadas 1.280 crianças com idades entre zero e 59 meses de idade. A cada uma dessas crianças foi associado um fator que representa o peso da mesma na amostra (peso amostral). Esse fator é dado pelo inverso da fração amostral do domicílio onde vive a criança (quantos domicílios da cidade estão sendo representados por aquele domicílio) multiplicado pelo inverso da taxa de sucesso da pesquisa no setor onde se encontra o domicílio. Com a aplicação desses pesos, o conjunto das 1.280 crianças estudadas representa adequadamente o conjunto das crianças menores de cinco anos que vivia na cidade de São Paulo em 1995/96.

A evolução recente da anemia será identificada comparando-se os resultados do inquérito de 1995/96 com resultados de inquérito anterior realizado pelo Nupens/USP, entre abril de 1984 e junho de 1985, em uma amostra probabilística de 3.378 domicílios da cidade de São Paulo, da qual resultou o estudo de 1.016 crianças menores de cinco anos de idade ("Saúde e nutrição das crianças da cidade de São Paulo I"). O processo observado quanto à amostragem do inquérito de 1984/85, descrito em detalhe em outra publica-

ção,<sup>12</sup> foi, em essência, semelhante ao descrito para o inquérito de 1995/96.

### Coleta de dados

Amostras de sangue capilar, obtidas através de punctura digital seguida de suave ordenha do sangue,<sup>3</sup> foram empregadas nos dois inquéritos. No primeiro inquérito, o sangue coletado foi pipetado para frascos com anticoagulante e transportado para o laboratório onde a leitura da concentração da hemoglobina era conduzida através do método da cianometahemoglobina. No segundo inquérito, a leitura da concentração da hemoglobina foi determinada no próprio momento da coleta graças à utilização do hemoglobímetro portátil "HemoCue".<sup>20</sup> A dosagem da concentração da hemoglobina foi virtualmente universal no inquérito de 1995/96 (1.256 em 1.280 crianças). A mesma cobertura foi de cerca de 90% no inquérito de 1984/85 (902 em 1.016 crianças), devendo-se a não realização de exames à não concordância dos familiares da criança. Analisadas com relação a faixa etária e nível socioeconômico, as crianças não submetidas a exame em 1984/85 não se mostraram distintas das demais crianças, o que diminui a possibilidade de viés.<sup>13</sup> Informações sobre salários e outras fontes de renda familiar, escolaridade materna e acesso a serviços de saúde e saneamento, utilizadas no estudo da distribuição social da anemia e no estudo das causas subjacentes à tendência secular da enfermidade na cidade de São Paulo, foram obtidas por meio de questionários padronizados e idênticos nos dois inquéritos. No estudo das causas da tendência secular da anemia foram empregadas ainda informações sobre a ocorrência de parasitoses intestinais, obtidas a partir de amostras de fezes coletadas no domicílio da criança e examinadas pela técnica de sedimentação espontânea,<sup>4</sup> e sobre características das dietas infantis, obtidas a partir da técnica de inquérito recordatório de 24 horas.<sup>10</sup>

### Procedimentos analíticos

Dois indicadores da ocorrência de anemia na população de menores de cinco anos serão considerados no presente estudo: a concentração média da hemoglobina e a proporção de crianças com concentrações inferiores a 11,0 g/dL, nível crítico que, na faixa etária de 6 a 59 meses, admite-se separar o estado anêmico do estado não anêmico.<sup>6,24</sup>

A distribuição social dos indicadores da anemia será apreciada a partir da estratificação da amostra das crianças estudadas no biênio 1995/96 segundo

categorias da renda familiar e da escolaridade materna. As categorias de renda familiar expressam-se com base na renda familiar *per capita* em unidades de salários-mínimos de outubro de 1996 (0-0,5; 0,5-1,0; 1,0-2,0 e 2,0 salários mínimos *per capita*), adotando-se como deflator da renda o Índice Nacional de Preços ao Consumidor – INPC, acumulado, calculado pelo IBGE. As categorias de escolaridade levam em conta os anos de estudo concluídos pela mãe da criança (0-3, 4-7, 8-10 e 11 ou mais anos).

A evolução dos indicadores da ocorrência da anemia, no período decorrido entre os inquéritos de 1984/85 e de 1995/96, será estimada para o conjunto das crianças da cidade de São Paulo e para três estratos dessa população, os quais representarão o terço mais pobre das crianças da cidade (o primeiro tercil da renda familiar *per capita* –RFPC – em cada inquérito), o terço intermediário (o tercil intermediário da RFPC em cada inquérito) e o terço das crianças mais ricas da cidade (o tercil superior da RFPC em cada inquérito).

O significado estatístico das variações temporais e das diferenças na distribuição social dos indicadores da anemia será apreciado com o emprego de análises de variância e de testes baseados na distribuição do qui-quadrado.<sup>9</sup> Os procedimentos analíticos empregados para se investigar as causas subjacentes às variações temporais nos indicadores da anemia serão explicitados na seção de resultados, a seguir.

**Tabela 1** – Concentração de hemoglobina segundo sexo e idade. Crianças entre zero e 59 meses de idade da cidade de São Paulo, SP, 1995/96.

Estratos	n	Hemoglobina (g/dL)	
		$\bar{x}$ (dp)	% <11,0
Sexo		p<0,01	p=0,000
Masculino	656	10,9 (1,7)	51,9
Feminino	599	11,2 (1,6)	41,4
Idade (meses)		p=0,000	p=0,000
0-6	123	11,7 (1,9)	33,7
6-12	147	10,2 (1,7)	71,8
12-24	273	10,3 (1,7)	65,3
24-36	244	10,9 (1,7)	48,3
34-48	227	11,3 (1,5)	37,7
48-60	241	11,7 (1,3)	26,0
Município de S. Paulo	1.255	11,0 (1,7)	46,9

**Tabela 2** – Concentração de hemoglobina segundo renda familiar e escolaridade materna. Crianças entre zero e 59 meses de idade da cidade de São Paulo, SP, 1995/96.

Estratos	n	Hemoglobina (g/dL)	
		$\bar{x}$ (dp)	% <11,0
Renda familiar <i>per capita</i> (salários mínimos de outubro de 1996)		p=0,000	p=0,000
0-0,5	130	10,6 (1,6)	57,4
0,5-1,0	333	10,8 (1,8)	53,5
1,0-2,0	391	11,0 (1,8)	47,2
2,0-+	400	11,3 (1,6)	38,8
Escolaridade materna (anos)		p<0,01	p=0,01
0-3	203	10,7 (1,9)	52,4
4-7	506	10,9 (1,8)	49,2
8-10	256	11,1 (1,7)	49,2
11+	290	11,3 (1,4)	38,1

## RESULTADOS

### A situação da anemia em 1995/96

Na Tabela 1 verifica-se que o estado anêmico (hemoglobina <11,0 g/dL) está presente em quase metade (46,9%) da população, afetando 51,9% das crianças do sexo masculino e 41,4% das crianças do sexo feminino. A variação da prevalência da anemia com a idade é intensa, indicando que o risco da deficiência aumenta muito ao longo do primeiro ano de vida (de 33,7% para 71,8% entre o primeiro e o segundo semestre), mantém-se elevado no segundo ano de vida (65,3%) e retrocede gradualmente a partir do terceiro (26,0% no quinto ano de vida). A concentração média de hemoglobina não passa de 11,0 g/dL para o conjunto das crianças da cidade, relacionando-se com o sexo e a idade de modo inverso ao observado para a prevalência da anemia.

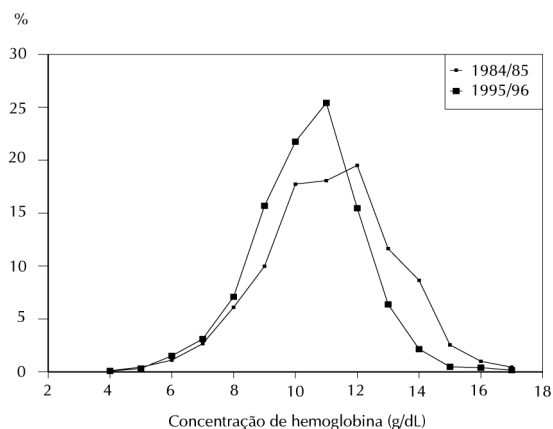
Aumentos na renda familiar, tanto quanto aumentos na escolaridade das mães, estão associados à elevação da concentração média da hemoglobina e à redução da prevalência da anemia (Tabela 2). Apesar disso, nota-se que mesmo nos estratos de alta renda (38,8%) ou de alta escolaridade (38,1%) ainda é muito alto o risco de ocorrência de anemia.

### A tendência secular da anemia

Na Tabela 3 observa-se que, no período decorrido entre os inquéritos, a prevalência de crianças anêmicas na cidade se eleva em cerca de 25% (de 35,6% para 46,9%), enquanto a concentração média de hemoglobina declina em 0,6 g/dL (de 11,6 g/dL para 11,0 g/dL). Aumentos na prevalência da anemia e reduções na concentração da hemoglobina são verificados para ambos os sexos e para todas as faixas etárias (apenas no estrato das crianças menores de seis meses as comparações entre as duas pesquisas não alcançam significância estatística). A diminuição sistemática da concentração da hemoglobina, no período 1984/85-1995/96, fica plenamente evidenciada quando se contrastam as curvas de distribuição obtidas a partir dos dois inquéritos (Figura).

**Tabela 3** – Tendência secular da concentração de hemoglobina (Hb) segundo sexo e idade. Crianças entre zero e 59 meses de idade da cidade de São Paulo, SP, 1995/96.

Variáveis	0 e dp de Hb (g/dL)		p	% Hb < 11,0 g/dL		p		
	1984/85	1995/96		1984/85	1995/96			
Sexo								
Masculino	11,6	(2,0)	10,9	(1,7)	0,000	36,7	51,9	<0,0001
Feminino	11,7	(2,1)	11,2	(1,7)	0,000	34,4	41,4	<0,05
Idade (meses)								
0 – 6	12,1	(2,3)	11,7	(1,9)	0,16	31,9	33,1	0,87
6 – 24	10,7	(2,0)	10,3	(1,7)	<0,01	56,9	67,6	<0,01
24 – 60	12,0	(1,9)	11,3	(1,5)	0,000	25,9	37,3	<0,001
Município de São Paulo	11,6	(2,0)	11,0	(1,7)	0,000	35,6	46,9	0,000

**Figura** – Distribuição (%) da concentração de hemoglobina (g/dL). Crianças entre zero e 59 meses de idade da cidade de São Paulo, SP, 1984/85 e 1995/96.

A Tabela 4 retoma a comparação entre os inquéritos de 1984/85 e 1995/96 focalizando a evolução da anemia segundo tercís da renda familiar *per capita* em cada inquérito. Aumentos significativos na prevalência da anemia e reduções igualmente significativas na concentração média da hemoglobina são vistas em todos os estratos econômicos. Nos estratos inferior e intermediário da renda familiar *per capita*, a evolução dos indicadores é ainda mais desfavorável do que a observada no estrato superior, o que acaba por ampliar as desigualdades sociais quanto à anemia.

### Causas do aumento da anemia

O estudo das causas responsáveis pela tendência secular de qualquer enfermidade requer a adoção de um modelo teórico que relacione e articule os fatores potenciais que contribuem para sua determinação. O modelo de determinação da anemia na infância adotado no presente trabalho postula que, em primeira instância, o risco da enfermidade dependa da adequa-

ção nutricional do consumo alimentar, em particular da oferta de ferro, e do nível de exposição da criança a doenças, em particular aquelas associadas à espoliação de ferro, como a malária e as parasitoses intestinais (*determinantes proximais da anemia*). Consumo alimentar e exposição a doenças, a sua vez, seriam condicionados por uma série de fatores, entre os quais se incluem disponibilidade de alimentos, cuidados alimentares e de saúde e saneamento do meio (*determinantes intermediários da anemia*). Saneamento, cuidados e disponibilidade de alimentos seriam condicionados, de um lado, pelo montante da renda familiar e, de outro, pela capacidade da família em alocar racionalmente essa renda, capacidade que poderia ser operacionalmente identificada pela escolaridade materna (renda e escolaridade materna seriam, nesse caso, *determinantes distais da anemia*). Finalmente, renda familiar, escolaridade e, indiretamente, todas as demais variáveis mencionadas no modelo acham-se condicionadas, em última instância, pela forma de inserção das famílias no processo social de produção, ou seja, pela classe ou fração de classe social a que pertença a família da criança.

Com o objetivo de identificar, dentre os componentes do modelo de determinação, aqueles que, no período de interesse, se apresentavam efetivamente associados à ocorrência da anemia ( $p < 0,10$ ), procedeu-se ao acoplamento dos bancos de dados dos inquéritos de 1984/85 e 1995/96. Sobre essa base combinada de dados, foram realizadas sucessivas análises multivariadas de regressão logística que buscaram, nos diferentes níveis hierárquicos do modelo, atendendo às especificidades do modelo hierárquico,<sup>22</sup> as variáveis estatisticamente associadas ao risco da anemia. Para cada categoria dessas variáveis – categoria de base (crianças não expostas) e categoria ou categorias de risco (crianças expostas) – estimou-se o risco relativo (nesse caso, “odds ratio”) de

**Tabela 4** – Tendência secular da concentração de hemoglobina (Hb) segundo tercís da renda familiar *per capita*. Crianças entre zero e 59 meses de idade da cidade de São Paulo, SP, 1995/96.

Estratos de renda	$\bar{x}$ e dp de Hb (g/dL)		p	% Hb < 11,0 g/dL		p		
	1984/85	1995/96		1984/85	1995/96			
33,3% mais pobres	11,4	(2,1)	10,8	(1,7)	0,000	40,8	55,1	0,000
33,3% intermediários	11,7	(2,1)	11,0	(1,8)	0,000	33,6	46,5	0,000
33,3% mais ricos	11,8	(1,9)	11,3	(1,6)	0,000	31,9	38,7	0,05

ocorrência da anemia. A partir desses riscos e das variações temporais (1984/85-1995/96) na frequência de crianças expostas e não expostas, calculou-se o impacto sobre a evolução da prevalência da anemia que poderia ser atribuído a cada variável. Esse cálculo, análogo ao cálculo do risco atribuível populacional,<sup>9</sup> é feito contrastando-se os resultados obtidos ao se ponderar os riscos relativos de anemia segundo proporção de expostos e de não expostos no primeiro e no segundo inquérito.

### Impacto dos determinantes distais

O impacto potencial que variações entre 1984/85 e 1995/96 na renda familiar e na escolaridade materna exerceram sobre a prevalência da anemia é examinado na Tabela 5. Os riscos relativos de ocorrência da anemia que aparecem na tabela são estimados por um modelo de regressão logística que tem o *status* anêmico da criança como variável dependente ( $Hb \geq 11,0$  g/dL=0;  $Hb < 11,0$  g/dL=1), a renda familiar *per capita* e a escolaridade materna (expressas em quatro categorias crescentes) como variáveis potencialmente explanatórias e a idade da criança (seis faixas etárias, como na Tabela 1) e o ano do inquérito (variável “dummy”) como variáveis de controle. O não controle no modelo quanto a determinantes pertencentes a níveis hierárquicos inferiores à renda familiar e à escolaridade materna, como saneamento, acesso a serviços, exposição a doenças e características do consumo alimentar, atende às especificações do modelo hierárquico e implica que essas variáveis poderão vir a ser os fatores através dos quais a renda e a escolaridade interferirão com o risco da anemia.

Tanto a renda familiar (deflacionada e expressa em salários-mínimos de outubro de 1996) quanto a escolaridade materna apresentaram substancial progresso entre os inquéritos realizados em 1984/85 e 1995/96: por exemplo, quase duplica a proporção de crianças de mães com oito ou mais anos de escolaridade e mais do

que duplica a proporção de crianças de famílias com renda de pelo menos dois salários-mínimos *per capita*. Considerando, de um lado, o progresso da renda observado entre os inquéritos e, de outro, a relação entre renda e risco de anemia (riscos relativos fornecidos pelo modelo de regressão), calcula-se que o efeito líquido da melhoria no poder aquisitivo das famílias levaria a prevalência da anemia a reduzir-se em 10,6%. De modo análogo, a melhoria na escolaridade materna, de *per si*, determinaria redução de 4,1% na prevalência da anemia. Entre os inquéritos de 1984/85 e de 1995/96, a prevalência da anemia elevou-se, de fato, em cerca de 25%. Assim, a variação em determinantes distais da anemia, pertencentes ao que se poderia denominar esfera socioeconômica da determinação do problema, não poderia “explicar” a trajetória da enfermidade na cidade. De fato, a evolução favorável dos determinantes socioeconômicos implica que outros determinantes da enfermidade (não associados ao nível socioeconômico ou mesmo inversamente associados ao nível socioeconômico) devam ter evoluído no período de forma tal a anular e mesmo reverter o efeito benéfico previsto a partir da melhoria da renda e da escolaridade.

### Impacto de determinantes intermediários

Saneamento do meio (disponibilidade de redes de água e de esgoto) e acesso a serviços de saúde (medido com base no cumprimento do calendário de vacinações previstas no primeiro ano de vida) – os possíveis determinantes intermediários da anemia considerados neste estudo – evoluíram de forma favorável entre 1984/85 e 1995/96. Entretanto, após o controle da renda familiar e da escolaridade materna (e da idade da criança e do ano do inquérito), não se constatou associação significativa entre esses fatores e a ocorrência da anemia. Assim, excluiu-se a possibilidade de que os mesmos pudessem ter interferido, de *per si*, com a trajetória recente da enfermidade na cidade de São Paulo (Tabela 6).

**Tabela 5** – Variações temporais na renda familiar e na escolaridade materna e estimativa de seu impacto sobre a prevalência da anemia. Crianças entre zero e 59 meses de idade da cidade de São Paulo, SP. 1984/85 e 1995/96.

Variável explanatória	Distribuição (%) em		Risco relativo de anemia* (n=2.150)	Variação esperada na prevalência de anemia**
	1984/85 (n=1.016)	1995/96 (n=1.280)		
Renda familiar			p=0,000	
0 – 0,5	22,9	9,4	1,76	-10,6%
0,5 – 1,0	37,9	24,4	1,45	
1,0 – 2,0	24,7	31,2	1,23	
2,0 – +	14,6	35,1	1,00	
Escolaridade (anos)			p<0,05	
0 – 3	33,6	14,9	1,38	-4,1%
4 – 7	37,8	38,6	1,30	
8 – 10	14,9	21,0	1,25	
11 +	13,6	25,5	1,00	

\*Os riscos relativos de anemia correspondem ao “odds ratios” estimados por um modelo de regressão logística que tem a concentração de hemoglobina como variável dependente ( $< 11$  g/dL = 1;  $\geq 11$  g/dL = 0), renda e escolaridade como variáveis explanatórias e a idade das crianças e o ano do inquérito como variáveis de controle, sendo o modelo aplicado ao conjunto das crianças estudadas em 1984/85 e 1995/96.

\*\*Resultado da comparação entre os resultados que se obtêm ao se ponderar os riscos relativos de anemia segundo a distribuição da variável “explanatória” (renda ou escolaridade) no primeiro e no segundo inquérito.

**Tabela 6** – Indicadores do saneamento do meio e do acesso a serviços de saúde: variações temporais e associação com a prevalência da anemia. Crianças entre zero e 59 meses de idade da cidade de São Paulo, SP, 1984/85 e 1995/96.

Indicadores	Distribuição (%) em		Risco relativo de anemia*
	1984/85 (n=1.016)	1995/96 (n=1.280)	
Saneamento do meio			p=0,54
Redes de água e esgoto	43,2	69,1	1,00
Apenas rede de água	45,5	27,8	0,89
Nenhuma	11,3	3,0	1,01
Acesso a serviços de saúde			p=0,17
Sim	76,8	94,0	1,00
Não	23,2	6,0	1,23

\*Riscos relativos estimados como na Tabela 5, acrescentando-se às variáveis de controle a renda familiar e a escolaridade materna.

### Impacto de determinantes proximais

Será investigado o papel que variações temporais na exposição a parasitoses intestinais e no consumo alimentar poderiam ter exercido sobre a prevalência da anemia infantil na cidade de São Paulo.

### Parasitoses intestinais

A Tabela 7 examina o impacto potencial sobre a prevalência da anemia previsto a partir de variações temporais na exposição das crianças a helmintos (basicamente *Ascaris lumbricoides* e/ou *Trichuris trichura*) e à giardíase. Os riscos relativos de ocorrência da anemia associados à exposição às parasitoses são estimados por um modelo de regressão logística que tem o *status* anêmico da criança como variável dependente, a ocorrência de helmintoses e de giardíase (comprovadas por exames de fezes) como variáveis explanatórias e a renda familiar, a escolaridade materna, a idade da criança e o ano do inquérito como variáveis de controle. As variáveis relacionadas ao consumo alimentar das crianças não foram controladas no modelo em decorrência da falta de disponibilidade dessas informações no conjunto das crianças estudadas pelos dois inquéritos. Após o controle das variáveis de confusão, não se verificou associação significativa entre presença de parasitas intestinais e ocorrência de anemia, com o que se descartou a possibilidade de que a redução (expressiva) observada quanto a helmintoses e giardíase pudesse ter influenciado a trajetória da anemia no período.

### Consumo alimentar

Antes que se examine o impacto que variações no consumo alimentar infantil poderiam ter exercido sobre a prevalência da anemia na cidade de São Paulo, cumpre notar três limitações que caracterizam as informações sobre consumo alimentar disponíveis nas pesquisas realizadas em 1984/85 e em 1995/96. A primeira limitação refere-se à mensuração do consumo alimentar feita por meio de inquéritos recordatórios relativos ao consumo do dia anterior à entrevista – e

**Tabela 7** – Parasitoses intestinais: variações temporais e associação com a prevalência de anemia. Crianças entre zero e 59 meses de idade da cidade São Paulo, SP, 1984/85 e 1995/96.

Parasitose intestinal	Distribuição (%) em		Risco relativo de anemia*
	1984/85 (n=695)	1995/96 (n=1.044)	
Helmintose			p=0,18
Presente	22,3	4,8	1,27
Ausente	77,7	95,2	1,00
Giardíase			p=0,37
Presente	14,5	5,7	0,84
Ausente	85,5	94,3	1,00

\*Riscos relativos estimados como na Tabela 6.

não, como seria ideal, observando-se diretamente o consumo alimentar da criança por um período maior de tempo. A segunda limitação refere-se à não realização de inquéritos alimentares em todas as crianças estudadas pelas pesquisas: devido à longa duração dos inquéritos sobre consumo, na primeira pesquisa foram sorteadas para aplicação de inquéritos uma em cada três crianças estudadas; na segunda pesquisa, três em cada cinco crianças estudadas. Em face das peculiaridades da alimentação nos primeiros meses de vida, o estudo do consumo alimentar foi feito separadamente para crianças com menos de seis meses de idade e para as demais crianças, com o que o tamanho da amostra tornou-se uma limitação ainda maior. Todas essas ressalvas recomendam que os resultados apresentados a seguir sejam tomados como aproximação relativamente grosseira do real impacto que variações no consumo alimentar podem ter exercido sobre a prevalência da anemia na cidade de São Paulo.

### Consumo alimentar nos primeiros seis meses de vida

Antes de se examinar a relação entre consumo alimentar e risco de anemia nos primeiros meses de vida, cabe notar que, nessa idade, o leite é o alimento básico da dieta infantil. Do ponto de vista do risco de ocorrência da anemia (e de muitos outros aspectos da saúde infantil), importa considerar o tipo de leite oferecido à criança. Diferentemente do leite de vaca não modificado ou das fórmulas infantis, o leite materno propicia à criança ferro de alta biodisponibilidade e proteção contra infecções, condições essas que a protegem da anemia.<sup>1</sup>

A Tabela 8 examina o impacto sobre a prevalência da anemia que se poderia prever, a partir de modificações havidas entre os inquéritos de 1984/85 e de 1995/96 quanto ao tipo de leite oferecido a crianças menores de seis meses de idade (questões sobre o tipo de leite consumido no dia anterior à entrevista foram feitas para todas as crianças, o que, nesse caso específico, permitiu considerar o universo das crianças estudadas pelos dois inquéritos).

**Tabela 8** – Variações temporais no tipo de aleitamento e estimativa de seu impacto sobre a prevalência da anemia. Crianças entre zero e seis meses de idade da cidade de São Paulo, SP, 1984/85 e 1995/96.

Tipo de aleitamento	Distribuição (%) em		Risco relativo de anemia* (N=192)	Variação esperada na prevalência de anemia**
	1984/85 (n=84)	1995/96 (n=124)		
Materno	32,1	35,9	p<0,05 1,00	-6,5%
Misto	23,8	30,9	1,99	
Artificial	44,0	33,2	2,90	

\*Riscos relativos estimados como na Tabela 6, acrescentando-se às variáveis de controle o peso ao nascer da criança.

\*\*Resultado da comparação entre os resultados que se obtêm ao se ponderar os riscos relativos de anemia segundo a distribuição dos tipos de aleitamento no primeiro e no segundo inquérito.

A proporção de crianças que não recebiam leite materno (aleitamento artificial) diminuiu entre os inquéritos, elevando-se, sobretudo, a proporção de crianças em aleitamento misto (leite materno suplementado por leite de vaca ou fórmula infantil) e, em menor escala, a proporção de crianças recebendo exclusivamente leite materno. Conforme o esperado – mesmo controlando-se a renda familiar, a escolaridade materna, a idade da criança, o ano do inquérito e, nesse caso, também o peso ao nascer da criança – o risco de anemia é maior entre crianças em aleitamento artificial (cerca de três vezes) e entre crianças em aleitamento misto (cerca de duas vezes) do que entre crianças que recebem exclusivamente leite materno. Levando em conta a associação existente entre tipo de aleitamento e risco de anemia, a evolução favorável das práticas de aleitamento entre os inquéritos deveria reduzir a prevalência da anemia em 6,5%. A prevalência da anemia em crianças menores de seis meses de idade elevou-se ligeiramente entre os inquéritos (de 31,9% para 33,1%), podendo-se admitir a influência de outros fatores atuando no sentido de anular o benefício determinado, nesse caso, pelo aumento na frequência do aleitamento materno.

### Consumo alimentar após os primeiros seis meses de vida

Na avaliação do consumo alimentar das crianças entre 6 e 59 meses de idade, foram levados em conta o consumo de energia, o consumo de ferro e a densidade de ferro na dieta. Esses indicadores foram estimados a partir da aplicação de inquéritos recordatórios de 24 horas relativos ao consumo alimentar do dia anterior à entrevista, sendo estudadas 266 crianças em 1984/85 e 598 em 1995/96. Com relação à energia, o consumo de 24 horas foi expresso conforme sua adequação percentual a necessidades energéticas diárias médias, as quais levam em conta o sexo e a idade da criança.<sup>18</sup> O consumo de 24 horas de ferro foi expresso em termos abso-

lutos (mg Fe/dia), uma vez que se admite que as recomendações para o mineral sejam constantes entre os 6 e os 59 meses de idade: 10 mg Fe/dia.<sup>17</sup> A densidade de ferro na dieta relaciona o consumo absoluto de ferro ao consumo absoluto de energia, sendo expressa em mg de ferro por 1.000 kcal. Embora não haja recomendações específicas para a densidade de ferro na dieta, considerando a necessidade energética média na faixa etária entre 6 e 59 meses de idade (cerca de 1.300 kcal/dia) e a recomendação única quanto ao consumo de ferro (10 mg/dia), chegar-se-ia a uma recomendação média de aproximadamente 8,0 mg Fe/1.000 kcal.

A evolução do consumo médio de energia e de ferro entre os inquéritos é descrita na Tabela 9. Aumentos são observados tanto para o consumo de energia quanto para o de ferro. No caso da energia, o aumento eleva a adequação média das dietas de 88,7% para 110,7%, o que indica a correção plena do déficit energético existente no primeiro inquérito. No caso do ferro, o aumento de consumo (de 6,2 mg para 7,5 mg) ainda deixa as dietas distantes do consumo recomendado (10 mg). Na medida em que o consumo de energia e o consumo de ferro sobem em proporções semelhantes, a densidade média de ferro na dieta não se modifica entre os inquéritos, permanecendo bastante distante da recomendada: 5,4 mg Fe/1.000 kcal contra 8,0 mg Fe/1.000 kcal.

A Tabela 10 avalia em que medida modificações em indicadores do consumo de energia e de ferro podem ter influenciado a prevalência da anemia na infância na cidade de São Paulo. Como nas avaliações relativas aos demais determinantes da anemia, descrevem-se a evolução dos indicadores (expressos em categorias) entre os inquéritos, a associação dos mesmos com os riscos da anemia (no conjunto das crianças estudadas pelos dois inquéritos) e, finalmente, a magnitude da variação na prevalência da anemia (redução ou aumento) que se poderia esperar com base na evolução dos indicadores.

**Tabela 9** – Evolução de indicadores (média e desvio-padrão) do consumo diário de energia e de ferro. Crianças entre 6 e 59 meses de idade da cidade de São Paulo, SP, 1984/85 e 1995/96.

Indicadores	1984/85 (n=266)		1995/96 (n=598)		p
Consumo de energia (kcal/dia)	1152,2	(501,9)	1417,6	(575,4)	<0,0001
Adequação do consumo de energia (%)	91,2	(37,7)	109,8	(45,3)	<0,0001
Consumo de ferro (mg/dia)	6,2	(3,6)	7,6	(4,4)	<0,0001
Densidade de ferro (mg/1.000 kcal)	5,4	(2,1)	5,4	(2,1)	0,79



**Tabela 10** – Variações temporais em indicadores do consumo de energia e de ferro e estimativa de seu impacto na prevalência da anemia. Crianças entre 6 e 59 meses de idade da cidade de São Paulo, SP, 1984/85 e 1995/96.

Variável explanatória	Distribuição (%) em		Risco relativo de anemia* (n=818)	Variação esperada na prevalência de anemia**
	1984/85 (n=266)	1995/96 (n=598)		
Adequação energética (%)			p<0,05	
<60	16,5	10,8	0,56	+5,6%
60— 80	32,3	14,7	0,85	
≥80	51,1	74,5	1,00	
Consumo de ferro (mg/dia)			p<0,01	
<5	42,9	30,0	2,07	-9,6%
5— 10	46,6	47,1	1,22	
≥10	10,5	22,9	1,00	
Densidade de ferro (mg/1.000 kcal)			p<0,0001	
< 4	26,3	26,8	2,23	+0,6%
4— 6	36,5	36,8	1,31	
≥6	37,2	36,5	1,00	

\*Riscos relativos estimados como na Tabela 6.

\*\*Resulta da comparação entre os resultados que se obtêm ao se ponderar os riscos relativos de anemia segundo a distribuição do indicador no primeiro e no segundo inquérito.

Com relação à evolução dos indicadores, confirmam-se as tendências de aumento no consumo de energia e de ferro e de estagnação da densidade de ferro na dieta. Digno de nota é o fato de que as crianças que consomem menos do que 5 mg de ferro por dia (menos da metade da recomendação) correspondem, ainda, a 30,0% do total da população no segundo inquérito (eram 42,9% no primeiro inquérito).

Conforme o esperado, o risco de anemia aumenta significativamente à medida em que se reduz a ingestão de ferro ( $p<0,01$ ). Essa relação entre consumo de ferro e anemia é evidenciada por um modelo de regressão logística que controla diversas variáveis de confusão (renda, escolaridade materna, idade e ano do inquérito) e o grau de adequação do consumo energético. Adequação energética e risco de anemia também mostram associação significativa ( $p<0,05$ ), mas, nesse caso, o modelo de regressão, que controla variáveis de confusão e consumo de ferro, indica que o risco de anemia diminui (e não aumenta) à medida em que se reduz a adequação do consumo energético. Importa notar, que, sem o controle do consumo de ferro (mas com o controle das demais variáveis de confusão), não se encontra associação entre adequação energética e ocorrência de anemia ( $p=0,71$ ). Da mesma forma, sem o controle da adequação energética (mas com o controle das demais variáveis de confusão), diminui a intensidade da associação entre consumo de ferro e ocorrência de anemia (risco relativo de anemia na categoria de menor consumo de 1,70 em vez de 2,07 e  $p<0,05$  em vez de  $p<0,01$ ). Ou seja, a “proteção” contra a anemia conferida pela diminuição da adequação energética só ocorre quando se “fixa” a oferta de ferro e o “excesso” de risco associado ao menor consumo de ferro só se mantém quando se “fixa” o consumo energético. Parece, portanto, que o fator decisivo para aumentar ou diminuir o risco da anemia é a relação entre o consumo de ferro e o consumo de energia. Essa impressão se confirma

quando se observam os resultados do modelo de regressão que examina o efeito da densidade de ferro na dieta sobre o risco de anemia (risco na categoria de menor concentração de 2,23 e  $p<0,0001$ ).

Ainda na Tabela 10, vê-se que o aumento da adequação energética observado entre os inquéritos levaria a prevalência de anemia a aumentar (+5,6%), enquanto o aumento do consumo de ferro teria efeito contrário (-9,6%). A virtual ausência de variação na densidade de ferro, aparentemente o indicador da dieta crucial para a definição do risco de anemia, aponta para a manutenção da prevalência da anemia.

Em síntese, a evolução de indicadores do consumo alimentar das crianças da cidade de São Paulo não revela razões para aumento na prevalência de anemia. Nos primeiros seis meses de vida, a melhoria discreta na prática do aleitamento materno justificaria ligeira redução na ocorrência da anemia. A partir dos seis meses, o aumento no consumo de ferro, apenas proporcional ao aumento no valor calórico total das dietas, não corrige a baixa densidade de ferro nas dietas e, nessa medida, justificaria apenas a manutenção da (alta) prevalência da anemia.

## DISCUSSÃO

Inquérito probabilístico sobre condições de saúde e nutrição na infância realizado na cidade de São Paulo em meados da década de 90 acentua, com relação à anemia, evidências apontadas a partir de inquéritos anteriores realizados na mesma cidade:<sup>13</sup> 1) trata-se do distúrbio nutricional mais freqüente na infância (quase metade das crianças menores de cinco anos apresentaram-se anêmicas em 1995/96, contrastando, por exemplo, com prevalências inferiores a 2,5% no caso de crianças com déficits estaturais);<sup>15</sup> 2) diferentemente de outras modalidades de desnutrição, a anemia é comum mesmo entre as famílias de melhor

nível socioeconômico (por exemplo, no estrato de mães com pelo menos 11 anos de escolaridade, 38,1% das crianças sofriam de anemia contra 1,8% que apresentavam déficits estaturais);<sup>15</sup> 3) distinguindo-se mais uma vez de outras modalidades de desnutrição, a tendência secular da anemia tem sido de aumento (por exemplo, com relação a meados da década de 80, a prevalência da anemia na infância elevou-se em 25% enquanto a prevalência de déficits estaturais foi reduzida em 75%).<sup>15</sup>

Prevalências elevadas de anemia, que superam em muito a prevalência de crianças com déficit antropométricos, vêm sendo reportadas por inquéritos nutricionais realizados na década de 90 em outros centros urbanos do País. Inquérito realizado em 1997, em amostra probabilística da população de menores de cinco anos da área metropolitana de Recife, estimou em 43,9% a prevalência de crianças anêmicas e em 9,4% a prevalência de crianças com déficits estaturais.<sup>8</sup> Inquérito com as mesmas características realizado em 1996 em Salvador estimou em 46,4% as crianças anêmicas e em 4,3% as crianças com déficits estaturais.<sup>7</sup> A ausência de inquéritos anteriores impede que se conheça a tendência secular da anemia e dos déficits de crescimento nesses outros centros urbanos brasileiros.

Além de acentuar a importância assumida pela anemia infantil na cidade de São Paulo e de ratificar as singularidades na distribuição social e na tendência secular dessa modalidade de desnutrição, o presente trabalho investigou a causalidade subjacente ao aumento da prevalência da anemia.

Determinantes situados na esfera socioeconômica da determinação da anemia não se mostraram capazes de “explicar” a trajetória da enfermidade na cidade, uma vez que, no período decorrido entre os inquéritos, houve melhora, e não piora, do poder aquisitivo das famí-

lias e do nível da escolaridade das mães. Evolução favorável e, portanto, também contrária ao aumento da anemia foi constatada com relação ao saneamento e ao acesso a serviços básicos de saúde e, ainda, quanto à exposição da criança a parasitoses intestinais, embora, nesses casos, não se tenha conseguido demonstrar associação independente entre esses fatores e a ocorrência da anemia. Associação independente foi demonstrada entre aleitamento artificial nos primeiros seis meses de vida e estado anêmico da criança, mas, também nesse caso, não se pôde encontrar explicação para o aumento da anemia, uma vez que, entre os inquéritos, houve expansão e não redução do aleitamento materno. A estabilidade registrada quanto à densidade de ferro na dieta, em valores bastante inferiores às necessidades do mineral, ajudou a entender a elevada prevalência da anemia nos dois inquéritos, mas não pôde “explicar” a tendência ascendente da enfermidade.

Assim, permanece intrigante a tendência ascendente da anemia na cidade de São Paulo. Claro está que as limitações lembradas quanto à mensuração de indicadores do consumo alimentar não permitem descartar totalmente a possibilidade de que mudanças no padrão da alimentação infantil possam ter contribuído para o aumento da anemia. Estudos de caráter prospectivo que sejam capazes de avaliar de modo mais preciso características do consumo alimentar (incluindo biodisponibilidade do ferro presente na dieta) poderão ser de grande valia para se examinar de forma mais conclusiva o papel da dieta na etiologia da anemia infantil. Tais estudos poderão também servir para se investigar hipótese que não pôde ser testada nesse estudo e que postula que a contínua ascensão da prevalência da anemia em São Paulo poderia estar refletindo a combinação de dietas pobres em ferro somadas a necessidades crescentes do mineral, oriundas da contínua tendência secular positiva do crescimento.

## REFERÊNCIAS

1. Ackré J. *Alimentação infantil: bases fisiológicas*. São Paulo: OMS/IBFAN/IS; 1994.
2. DeMayer E, Adiels-Tegman M. The prevalence of anaemia in the world. *World Health Statist Quart* 1985;38:302-16.
3. DeMayer E, Dallman P, Gurney JM, Hallberg L, Sood SK, Srikantia SG. *Preventing and controlling iron deficiency anaemia through primary health care: a guide for health administrators and programme managers*. Geneva: World Health Organization; 1989.
4. Hoffmann UA, Pons JA, Janer JL. The sedimentation concentration method in Schistosomiasis mansoni, Puerto Rico. *J Public Health* 1934;9:283-91.
5. INACG. *Iron deficiency in infancy and childhood*. Geneva: International Nutritional Anemia Consultative Group/World Health Organization; 1979.
6. Institute of Medicine. *Iron deficiency anemia, recommended guidelines for the prevention, detection and management among U.S. children and women of childbearing age*. Washington (DC): National Academy Press; 1993.
7. Instituto Nacional de Alimentação e Nutrição. Condições de vida, saúde e nutrição da população materno-infantil da cidade de Salvador. Salvador: INAN/MS-UFBA; 1999. (Relatório final).

8. Instituto Nacional de Alimentação e Nutrição. *II Pesquisa Estadual de Saúde e Nutrição – 1997: saúde, nutrição, alimentação e condições socioeconômicas no Estado de Pernambuco*. Recife: INAN/MS-IMIP-DN/UFPE-SES/PE; 1998.
9. Kirkwood BR. *Essentials of medical statistics*. London: Blackwell; 1988.
10. Lechtig A, Yarbrough C, Martorell R, Delgado H, Klein RE. The one-day recall dietary survey: a review of its usefulness to estimate protein and calorie intake. *Arch Latinoamer Nutr* 1976;26:243-71.
11. Lozoff B, Jimenez E, Wold A. Long-term development outcome of infants with iron deficiency. *N Engl J Med* 1991;325:687-94.
12. Monteiro CA, Pino ZHP, Benicio MHD'A, Szarfarc SC. Estudo das condições de saúde das crianças do Município de São Paulo (1984/85). I. Aspectos metodológicos, características sócio-econômicas e ambiente físico. *Rev Saúde Pública* 1986;20:435-45.
13. Monteiro CA, Szarfarc SC. Estudo das condições de saúde das crianças do Município de São Paulo (1984/85). V. Anemia. *Rev Saúde Pública* 1987;21:255-60.
14. Monteiro CA, Silva NN, Nazário CL. A pesquisa de campo 1995/96. In: Monteiro CA, organizador. *Como por que melhoram (ou pioram) os indicadores de saúde e nutrição na infância? O caso da cidade de São Paulo na segunda metade do século XX*. São Paulo: NUPENS/USP; 1999. (Relatório Técnico – FAPESP, julho/1999).
15. 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(6 Supl):52-61.
16. Mora JO, Mora LM. *Deficiências de micronutrientes em América Latina e el Caribe: anemia ferropriva*. Geneva: OPS/OMS; 1997.
17. National Research Council. Food and Nutrition Board. *Recommended dietary allowances*. 10<sup>th</sup> ed. Washington (DC): National Academy of Sciences; 1989.
18. Organización Mundial de la Salud. *Necesidades de energía y de proteínas*. Geneva: OMS; 1985. (Série de Informes Técnicos, 724).
19. Sigulem DM, Tudisco ES, Goldenberg P, Athaide MMM, Vaisman E. Anemia ferropriva em crianças do Município de São Paulo. *Rev Saúde Pública* 1978;12:168-78.
20. van Schenck H, Falkensson M, Lundberg B. Evaluation of "HemoCue", a new device for determining hemoglobin. *Clin Chem* 1986;32:526-9.
21. Vannucchi H, Freitas MLS, Szarfarc SC. Prevalência de anemias nutricionais no Brasil. *Cad Nutr* 1992;4:7-26.
22. Victora CG, Huttly SR, Fuchs SC, Olinto MT. The role of conceptual frameworks in epidemiological analysis: a hierarchical approach. *Int J Epidemiol* 1997;26:224-7.
23. Walter T, De Andraca I, Chadud P, Perales CG. Iron deficiency anemia: adverse effects on infants psychomotor development. *Pediatrics* 1989;84:7-17.
24. World Health Organization. *Nutritional anaemias*. Geneva: WHO; 1968. (Technical Report Series, 405).