



Ciência & Saúde Coletiva

ISSN: 1413-8123

cecilia@claves.fiocruz.br

Associação Brasileira de Pós-Graduação em
Saúde Coletiva
Brasil

Voci, Silvia Maria; Slater, Betzabeth; Vieira da Silva, Marina; Lobo Marchioni, Dirce Maria; Dias de
Oliveira Latorre, Maria do Rosário
Estudo de calibração do Questionário de Frequência Alimentar para Adolescentes (QFAA)
Ciência & Saúde Coletiva, vol. 16, núm. 4, abril, 2011, pp. 2335-2343
Associação Brasileira de Pós-Graduação em Saúde Coletiva
Rio de Janeiro, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=63018472033>

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

redalyc.org

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

Estudo de calibração do Questionário de Frequência Alimentar para Adolescentes (QFAA)

Calibration Study of the Food Frequency Questionnaire for Adolescents (AFFQ)

Silvia Maria Voci¹

Betzabeth Slater¹

Marina Vieira da Silva²

Dirce Maria Lobo Marchioni¹

Maria do Rosário Dias de Oliveira Latorre¹

Abstract *In order to establish calibration factors of the Adolescent Food Frequency Questionnaire (AFFQ), 74 boys and girls from Piracicaba (SP, Brazil) with ages ranging from 10 to 14 took part in the study. Dietary intake (assessed by the food frequency questionnaire and 24-hour recall) was assessed and adjusted for energy intake. Descriptive statistics, variance analysis using one classification factor, Pearson's correlation coefficients and linear regression were performed. The average of two 24-hour recalls was used as a reference for calibration of data. Calibration coefficients (λ) ranged from -0.07 (iron) to 0.40 (vitamin C) revealing substantial error in the dietary method tested, albeit similar to those observed in the literature. As these coefficients were low, they indicate the need for reformulating the instrument regarding some nutrients, though application was not considered advisable for correcting information on iron and retinol. The methodology used to calibrate dietary data can consider measurement error in the assessment when its assumptions are respected, since violations of these assumptions may lead to other errors that are difficult to predict.*

Key words *Calibration, Diet, Measurement error, Linear regression*

Resumo *Para determinar fatores de calibração do Questionário de Frequência Alimentar para Adolescentes (QFAA), participaram do estudo 74 adolescentes de Piracicaba (SP), com idades entre 10 e 14 anos. Dados de consumo alimentar foram levantados por meio de um QFAA e dois recordatórios de 24 horas ajustados pela energia. Foram realizadas análises descritivas, análise de variância com um fator de classificação, coeficientes de correlação de Pearson e regressão linear. A média dos dois recordatórios foi utilizada como referência para calibrar os dados. Os coeficientes de calibração variaram de -0,07 (ferro) a 0,40 (vitamina C), mostrando substancial erro no método de inquérito dietético testado, mas sendo semelhantes aos observados na literatura. Devido ao fato de se apresentarem baixos, indicam a necessidade de reformulação do instrumento para alguns nutrientes, sendo desaconselhada sua aplicação para corrigir informações de ferro e retinol. A metodologia utilizada é capaz de considerar nas análises os erros de mensuração quando suas pressuposições são respeitadas, uma vez que violações desses pressupostos podem levar ao surgimento de outros erros de difícil predição.*

Palavras-chave *Calibração, Dieta, Erro de medição, Regressão linear*

¹ Departamento de Nutrição, Faculdade de Saúde Pública, Universidade de São Paulo. Av. Doutor Arnaldo 715, 2º andar. 01246-904 São Paulo SP. smvoci@usp.br

² Departamento de Agroindústria, Alimentos e Nutrição, Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo.

Introdução

Muitos pesquisadores reconhecem que dados dietéticos, principalmente os obtidos por Questionários de Frequência Alimentar (QFA), estão sujeitos a erros de medida, representando uma limitação importante nas associações entre dieta e doença obtidas em estudos epidemiológicos¹. O erro de medida é definido como a diferença entre o consumo habitual observado e o verdadeiro, incorporando tanto a variação da dieta quanto os componentes de erro resultantes do uso do instrumento¹. Além disso, outra fonte de erro pode ser proveniente da aplicação de um QFA já existente, devendo-se levar em consideração que esse mesmo instrumento deve ser apropriado e validado para a população que se deseja estudar².

Para interpretar as relações observadas em estudos epidemiológicos, é essencial o entendimento da direção e da magnitude do erro de medida introduzido pelo uso do QFA, bem como da distorção na associação entre dieta e doença³.

Para lidar com erros de medida em variáveis de exposição e para obter uma estimativa de risco corrigida, Rosner *et al.*⁴ introduziram o método estatístico da regressão de calibração.

Segundo Kynast-Wolf *et al.*², um dos principais escopos do método de calibração é a eliminação (ou a redução) do viés por meio da nova gradação dos valores, no sentido em que as novas médias serão iguais às obtidas por recordatórios de 24 horas (R24h) ou diários alimentares (DA). Esta nova gradação também move o nível de ingestão individual em direção ao dado de referência.

Uma vez que não existe o “padrão-ouro” para a avaliação baseada em relatos da ingestão dietética verdadeira dos nutrientes, a abordagem de regressão de calibração requer a aplicação de um instrumento de referência. A inclinação da regressão linear dos valores de referência (R) contra os valores obtidos pelo questionário de frequência (Q) deveria ser igual ao fator de calibração que seria obtido se fosse utilizado o valor verdadeiro (desconhecido, T)¹.

$$E(R|Q) = E(T|Q)$$

Nesse sentido, o fator de calibração λ é representado como sendo a inclinação da reta de regressão de R contra os valores do QFA (Q)⁵.

O esperado para os parâmetros estimados é um intercepto de aproximadamente zero e uma inclinação de aproximadamente 1,0, indicando que o questionário não está enviesado. Entretanto, a

maioria dos estudos mostra inclinações menores do que 1,0. Esse efeito tem sido denominado de *flattened slope* e pode ser atribuído ao viés dado pelo relato, ao erro no método de referência devido à variação da ingestão alimentar ao longo do período mensurado, e ao erro devido à conversão dos itens alimentares em nutrientes⁶.

Uma vez que o instrumento original sofreu adaptações, o objetivo do presente estudo foi determinar fatores de calibração para a correção dos dados dietéticos obtidos por QFAA, utilizando-se informações de adolescentes, alunos de uma escola da rede pública de ensino do município de Piracicaba (SP).

Métodos

Este trabalho é um subestudo inserido no estudo de coorte intitulado *Consumo dietético e atividade física como determinantes das mudanças do índice de massa corporal de uma coorte de adolescentes matriculados na rede pública de ensino da cidade de Piracicaba, São Paulo*, financiado pela Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (Fapesp).

No processo de amostragem do estudo principal (coorte), foram consideradas informações sobre a prevalência de excesso de peso obtidas em estudos anteriores realizados com população semelhante no país. Considerou-se erro tipo I de 5% e erro tipo II de 20% para o cálculo da amostra. A amostragem utilizada foi a de múltiplos estágios, sendo iniciada pela ordenação das escolas de acordo com as regiões do município. Foram sorteadas 12 escolas da rede pública de ensino de Piracicaba (SP), considerando que 11 estavam localizadas em zonas urbanas e uma em zona rural.

De acordo com Cade *et al.*⁷, para a realização deste subestudo, o ideal seria que a amostra fosse representativa da amostra do estudo principal. Das 12 escolas sorteadas na coorte, selecionou-se uma unidade com localização central e, portanto, situada na zona urbana, contendo turmas de 5ª a 8ª séries, com características bastante heterogêneas por acolher alunos de diversas regiões do município. A presente pesquisa foi realizada nessa escola, que foi subtraída da amostra da coorte.

Ingressaram no subestudo, realizado entre agosto e outubro de 2004, 94 adolescentes de ambos os sexos, voluntários. Foram obtidos dados demográficos, antropométricos (peso e estatura), de maturação sexual e de consumo alimentar.

Para a avaliação do peso corporal, foram utilizadas balanças eletrônicas do tipo plataforma, com capacidade para 150 kg e sensibilidade de 100 gramas. O dado foi aferido em duplicidade, com os adolescentes vestindo roupas leves e descalços.

Para a coleta dos dados de altura, utilizou-se estadiômetro com escala em milímetros, fixado em suporte de madeira, de modo que foi mantido um ângulo reto entre o piso e a parede. A aferição foi realizada em duplicidade, com os indivíduos posicionados de pés juntos, calcanhares encostados no suporte de madeira, em postura ereta, olhando para a frente, sem flexionar ou estender a cabeça, com o ápice da orelha e o canto externo do olho posicionados em linha paralela à barra do estadiômetro. A leitura foi realizada em centímetros. Foram utilizadas as médias das medidas de peso e estatura para o cálculo do IMC, procedendo-se à classificação do estado nutricional utilizando-se os valores de referência propostos pela WHO⁸.

Vale ressaltar que o enfoque principal do trabalho recai sobre as variáveis relativas ao consumo (representado pelos valores do QFAA e pelos valores médios dos dois R24h). Assim, para avaliar o consumo alimentar dos alunos, foram aplicados dois R24h e um QFAA semiquantitativo, desenvolvido e validado por Slater *et al.*⁹, após adaptações realizadas. O QFAA reformulado incluiu perguntas sobre 94 itens alimentares, com sete opções de frequências de consumo, sobre um período de seis meses progressos.

Os R24h foram considerados como método de referência e aplicados com intervalo entre 30 e 45 dias, utilizando-se material fotográfico especificamente desenvolvido para o estudo. O segundo R24h foi aplicado juntamente com o QFAA.

As variáveis dietéticas estudadas foram: energia (Kcal), macronutrientes (g), fibra (g), colesterol (mg), cálcio (mg), ferro (mg), vitamina C (mg) e retinol (μg), devido ao fato de o QFAA ter sido validado para esses componentes.

A digitação das informações do QFAA foi realizada utilizando-se o **software** Dietsys¹⁰, versão 4.01, procedendo-se à dupla digitação para eliminação de eventuais erros. Os R24h das duas etapas foram digitados no programa Nutrition Data System¹¹. Ambos os **softwares** são baseados nos dados de composição das tabelas do United States Department of Agriculture. As preparações que não faziam parte do banco de dados de ambos os **softwares** foram calculadas e inseridas a partir da própria base de dados desses sistemas.

Para as análises, foram adotados como critérios de exclusão: (1) idade inferior a 10 anos ou

superior a 14 anos; (2) o não preenchimento do QFAA ou de um dos dois R24h; (3) valores de consumo diário de energia inferiores a 500 Kcal ou superiores a 6.000 Kcal¹². A amostra final foi constituída por 74 indivíduos.

Realizaram-se análises descritivas e de frequência para a totalidade das variáveis do estudo. Todas as variáveis dietéticas utilizadas no modelo de calibração apresentaram distribuição normal.

Cabe ressaltar que as variáveis dietéticas foram ajustadas pela energia, de acordo com o método dos resíduos, proposto por Willett e Stampfer¹³.

Os coeficientes de correlação de Pearson r foram corrigidos pela variância intrapessoal dos R24h, a partir de análise de variância com um fator de classificação¹⁴. Segundo Willett¹⁴, quando apenas a variável dependente é afetada pelo erro aleatório intrapessoal, o coeficiente de regressão não é atenuado, não havendo a necessidade de correção. Portanto, os fatores de calibração não foram corrigidos pela razão de variância.

Utilizou-se o coeficiente de correlação de Pearson para avaliar a relação entre as variáveis dietéticas provenientes do QFAA e a média dos R24h, tanto brutas quanto ajustadas pela energia. Para a calibração, aplicou-se modelo de regressão linear simples, levando-se em consideração a média dos dois R24h. Aplicou-se a equação

$$E(R|Q) = v + \lambda Q$$

representando a regressão dos valores médios do R24h nos obtidos por QFAA². A partir dos coeficientes encontrados na fórmula anterior, aplicou-se a equação a seguir para cada variável dietética:

$$E(Y|Q) = \hat{v} + \hat{\lambda} Q$$

sendo que \hat{Y} refere-se a um novo valor obtido, representando o questionário de frequência alimentar calibrado. Nesse sentido, λ é o fator de calibração responsável pela nova graduação de todos os valores "brutos" do QFAA².

As médias do QFAA calibrado foram comparadas às médias do R24h, utilizando-se Teste t-Student emparelhado.

Para todas as análises estatísticas, definiu-se como nível de significância $p < 0,05$.

Este estudo foi aprovado pelo Comitê de Ética em Pesquisa da Faculdade de Saúde Pública da Universidade de São Paulo. Deve ser ressaltado que só puderam participar do estudo os alunos que trouxeram o Termo de Consentimento Livre e Esclarecido preenchido e assinado pelo seu responsável.

Resultados

Dos 74 adolescentes que perfizeram a amostra final, 71,6% eram do sexo feminino. A média de idade observada foi de 12,7 anos (desvio-padrão de 0,7 ano). Observou-se uma prevalência de excesso de peso de 37,9%, sendo que a obesidade foi mais frequente dentre as meninas (11,3% contra 4,8% dos meninos).

Somente foi observada diferença entre os sexos para a média de ferro do Recordatório de 24 horas; portanto, as análises de calibração foram realizadas para o grupo.

A Tabela 1 apresenta os valores dos coeficientes de correlação de Pearson entre os valores do QFAA e os valores médios dos R24h brutos,

Tabela 1. Coeficientes de Correlação de Pearson entre os dados obtidos pelo QFAA e por R24h.

Variável dietética	r		
	Bruto	Ajustado pela energia	Deatenuado
Energia	0,30*	–	0,44
Proteína	0,23	0,20	0,32
Lipídio	0,27*	0,26*	0,46
Carboidrato	0,31	0,12	0,17
Fibra	0,42**	0,28*	0,40
Colesterol	0,35**	0,17	0,36
Cálcio	0,37**	0,12	0,20
Ferro	0,22	-0,05	-0,07
Vitamina C	0,39**	0,41**	0,58
Retinol	0,25*	0,28*	–

* p<0,05; ** p<0,01.

Tabela 2. Coeficientes da regressão de calibração para as variáveis dietéticas ajustadas pela energia.

Variável dietética	v	IC95%	λ	IC95%
Energia	1532,45	984,90; 2080,00	0,25*	0,06; 0,44
Proteína	60,07	37,54; 82,60	0,22	-0,04; 0,48
Lipídio	57,72	34,21; 81,22	0,26*	0,03; 0,49
Carboidrato	244,97	153,01; 336,93	0,12	-0,11; 0,36
Fibra	12,32	6,41; 18,23	0,32*	0,06; 0,57
Colesterol	142,24	62,47; 222,02	0,24	-0,08; 0,55
Cálcio	551,71	297,00; 806,42	0,18	-0,16; 0,52
Ferro	17,22	12,14; 22,30	-0,07	-0,37; 0,24
Vitamina C	-2,48	-36,66; 31,71	0,40*	0,19; 0,60
Retinol	156,49	84,77; 228,20	0,17*	0,03; 0,31

v: intercepto da equação de regressão de calibração; λ: coeficiente de calibração obtido com variáveis dietéticas ajustadas pela energia; * p<0,05.

ajustados pela energia e os coeficientes corrigidos pela variabilidade intrapessoal. As variáveis dietéticas que apresentaram coeficientes de correlação significativos para valores brutos foram energia, lipídio, carboidrato, fibra, colesterol, cálcio, vitamina C e retinol. Após o ajuste pela energia, os coeficientes variaram de -0,05 a 0,41, sendo que as correlações para carboidrato, colesterol e cálcio perderam a significância estatística. Com o ajuste dos coeficientes pela variabilidade intrapessoal, houve um incremento para a maioria das variáveis dietéticas, variando entre -0,07 (ferro) e 0,58 (vitamina C).

A Tabela 2 mostra os valores de coeficientes da regressão, incluindo-se o fator de calibração λ, variando de -0,07 (ferro) a 0,40 (vitamina C). As variáveis que apresentaram significância estatística para o coeficiente de inclinação da reta λ foram energia, lipídio, fibra, vitamina C e retinol.

A Tabela 3 apresenta valores para as variáveis dietéticas ajustadas pela energia e calibradas. Foram observadas diferenças estatísticas para todas as variáveis dietéticas, exceto cálcio, ao se compararem os valores obtidos por ambos os instrumentos.

Como também esperado pela aplicação do método de regressão linear, é possível observar que, com a calibração, as médias do QFAA calibrado são mais próximas das médias obtidas pelo R24h, com redução dos valores de desvio-padrão.

Não houve mudança no posicionamento dos indivíduos quando ordenados pelos valores de consumo do QFAA antes e após a calibração. Pôde-se notar em nível individual que o valor calibrado do questionário se moveu em direção ao valor médio dos dois R24h (referência).

Discussão

Este trabalho representa um dos poucos estudos conduzidos no Brasil abordando uma metodologia de calibração de dados dietéticos e foi conduzido com o objetivo de determinar fatores de correção para o QFAA que possam ser aplicados nos dados e medidas associativas a serem obtidas na coorte do estudo principal, localizada no município de Piracicaba (SP).

Yokoo *et al.*¹⁵ apresentam resultados de validação e calibração de consumo de mercúrio em comunidades ribeirinhas, porém não se trata de dados dietéticos obtidos por QFA, mas sim por R24h, calibrados utilizando-se como método de referência a pesagem de alimentos.

Tabela 3. Valores de média, desvio-padrão, IC (95%) e mediana para energia e nutrientes ajustados pela energia e calibrados, obtidos por meio de QFAA e R24h.

Variável dietética	Geral (n=74)			
	Média	DP	IC95%	Mediana
Energia (Kcal)				
QFAA	2748,6	982,6	2520,9; 2976,2	2688,0
R24h	2216,3	822,3	2025,8; 2406,9	2028,7
QFAA calibrado	2216,8	244,7	2160,2; 2273,5	2201,8
Proteína (g)				
QFAA	86,8	13,8	83,6; 90,0	85,7
R24h	79,1	15,4	75,5; 82,6	77,7
QFAA calibrado	79,1	3,0	78,4; 79,8	78,8
Lipídio (g)				
QFAA	102,3	13,5	99,1; 105,4	103,4
R24h	84,0	13,5	80,9; 87,1	84,3
QFAA calibrado	84,0	3,5	83,2; 84,8	84,3
Carboidrato (g)				
QFAA	390,3	35,7	382,0; 398,5	386,9
R24h	292,2	35,9	283,9; 300,6	293,4
QFAA calibrado	292,1	4,3	291,2; 293,2	291,7
Fibra (g)				
QFAA	22,5	5,7	21,2; 23,8	22,3
R24h	19,4	6,5	17,9; 20,1	18,8
QFAA calibrado	19,4	1,8	19,0; 19,8	19,4
Colesterol (mg)				
QFAA	247,5	62,5	233,0; 262,0	235,9
R24h	200,6	84,5	181,0; 220,2	184,4
QFAA calibrado	200,7	14,8	197,2; 204,1	197,9
Cálcio (mg)				
QFAA	734,7	143,6	701,4; 768,0	727,5
R24h	681,4	209,6	632,8; 729,9	673,4
QFAA calibrado	681,8	25,4	675,9; 687,6	680,5
Ferro (mg)				
QFAA	16,3	2,9	15,6; 16,9	15,9
R24h	16,2	3,8	15,3; 17,0	15,8
QFAA calibrado	16,2	0,2	16,1; 16,2	16,2
Vitamina C (mg)				
QFAA	148,5	68,4	132,7; 164,4	147,1
R24h	56,2	66,7	40,7; 71,6	37,0
QFAA calibrado	56,2	27,0	49,9; 62,5	55,6
Retinol (µg)				
QFAA	483,3	205,4	435,7; 530,9	463,7
R24h	239,1	124,6	210,2; 268,0	230,1
QFAA calibrado	239,1	35,1	231,0; 247,3	235,8

Obs.: os valores apresentados para QFAA e R24h são ajustados pela energia.

Lopes¹⁶ apresenta resultados de calibração de um Questionário Semiquantitativo de Frequência Alimentar (QSFA) obtidos em um inquérito populacional, realizado também no Brasil. Vale ressaltar que a metodologia de calibração utilizada no referido estudo diferiu das descritas na literatura internacional, não sendo possível comparar com os resultados do presente trabalho.

A maioria dos estudos mostra inclinações menores do que 1,0. Nesta pesquisa, os valores ob-

servados dos coeficientes λ variaram de -0,07 (ferro) a 0,40 (vitamina C), possivelmente afetados pelos fatores descritos no início deste trabalho.

Embora os estudos a seguir não tenham sido conduzidos com adolescentes, utilizaram a mesma abordagem deste trabalho e serão citados a título de ilustração.

No estudo de Kaaks *et al.*⁵, observa-se que o coeficiente de correlação para a ingestão de lipídio (0,22) foi semelhante ao apresentado antes do ajuste

pela variância, enquanto os valores para a inclinação da reta foram distintos (Kaaks *et al.*⁵ descreveram um $\hat{\epsilon}=0,38$ para a ingestão de lipídio representada como porcentagem da energia total).

As correlações que mostraram significância estatística obtidas neste estudo (de 0,26 a 0,41 antes do ajuste pela variância intrapessoal) foram inferiores às apresentadas por Subar *et al.*¹⁷ (0,4 a 0,7), quando comparados valores do QFA e de repetidos recordatórios dietéticos.

Observando-se os λ discutidos no trabalho de MacIntyre *et al.*¹⁸, em que são comparados métodos propostos por Kaaks *et al.*¹⁹ e Beaton²⁰, nota-se que a vitamina C obteve o maior λ (0,55 e 0,89). Dos coeficientes obtidos com o método proposto por Kaaks *et al.*¹⁹, observa-se que o λ do presente estudo para o lipídio foi maior (os referidos autores obtiveram $\lambda=0,12$). MacIntyre *et al.*¹⁸ apresentaram IC95% que incluiu os valores esperados de zero para a constante e 1,0 para o fator λ , indicando a ausência de viés para esse nutriente. Neste trabalho, observou-se que apenas o intercepto da vitamina C também incluiu o valor zero.

Slater *et al.*²¹, ao testarem a metodologia de calibração em banco de dados secundário de adolescentes do município de São Paulo, obtiveram coeficientes λ de 0,89 para energia, 0,41 para carboidratos, 0,22 para lipídios e 0,20 para proteínas. Neste estudo, o λ do lipídio foi maior (0,26), e o da proteína (0,22) foi semelhante. Ressalta-se que no estudo citado as autoras têm como objetivo descrever a proposta metodológica; portanto, os fatores de calibração estimados não foram utilizados para a correção de dados dietéticos.

As correlações observadas entre os instrumentos no estudo de MacIntyre *et al.*¹⁸ (os autores não citam possíveis ajustes utilizados nos dados dietéticos) variaram de 0,22 (ferro) a 0,55 (vitamina C), sendo próximas aos coeficientes brutos observados nesta pesquisa. No presente trabalho, as correlações foram próximas às do estudo citado anteriormente para energia, lipídio e ferro e superior para cálcio.

Em relação ao nutriente ferro, MacIntyre *et al.*¹⁸ descrevem um valor negativo no IC95% do λ para um dos métodos comparados, assim como o resultado obtido nessa amostra de adolescentes ($\lambda=-0,07$). Hartman e Freedman²² também afirmam em seu trabalho que valores de micronutrientes apresentaram viés positivo, com exceção do ferro. Na amostra estudada, observou-se a inversão do sinal do coeficiente de calibração após o ajuste pela energia.

Segundo Willett¹⁴, para que se atribua uma função a um determinado nutriente na etiologia

de uma doença em virtude do seu consumo, é necessário que esse nutriente permaneça associado à doença após o ajuste pela energia. Se a energia for mais bem medida do que o nutriente que está sendo investigado, o efeito do ajuste pela energia pode ir à direção oposta à pretendida, até mesmo invertendo o sinal da estimativa do parâmetro²³.

No presente estudo, observou-se um decréscimo nos valores das correlações para a maioria dos nutrientes após o ajuste pela energia (exceto vitamina C e retinol). Segundo Willett¹⁴, isto pode ser explicado quando a variabilidade do nutriente é dependente de erros sistemáticos de superestimação ou de subestimação.

Em relação à violação das pressuposições do método de calibração linear, Kipnis *et al.*¹ afirmam que quando o erro de medida está correlacionado com a exposição verdadeira, o fator de calibração pode ser negativo ou maior que 1,0 em magnitude.

Devido ao fato de questionários, R24h e registros contarem com a habilidade dos indivíduos em recordar e descrever seu consumo, podem consequentemente ter algumas fontes de erro em comum, resultando em correlações positivas entre os erros de medida, especialmente quando medidas são obtidas em período muito curto de tempo. Desta forma, a variância dos níveis de ingestão predita pode ser um tanto quanto superestimada quando registros ou recordatórios são utilizados como método de referência. Uma solução prática seria a coleta de medidas de referência em um intervalo de tempo mais apropriado, separadamente, não coincidindo com a aplicação do questionário. As medidas baseadas em biomarcadores são provavelmente as mais independentes, mas são disponíveis para poucos nutrientes⁵.

Assim como nos estudos de Kaaks *et al.*⁵, Kynast-Wolf *et al.*², Hoffmann *et al.*²⁴ e Slater *et al.*²¹, as estimativas do desvio-padrão tornam-se estreitas para os valores calibrados, notando-se o encurtamento da escala após a abordagem da calibração.

Hoffmann *et al.*²⁴ compararam a calibração linear com um método não linear e obtiveram uma redução dos valores de desvio-padrão da ordem de até mais de 50% em relação aos valores originais na metodologia linear. Como também justificado por Slater *et al.*²¹, uma das explicações dadas por Kynast-Wolf *et al.*² seria a de que especialmente os valores extremos são afetados pela correção linear devido à pressuposição de linearidade entre os valores do QFA e os de referência.

Na maioria das situações, a regressão de calibração (método paramétrico) fornece uma melhoria das estimativas brutas, porém as estimativas ainda podem estar fortemente enviesadas em situações em que a variância do erro é alta²⁵.

A exemplo do descrito por Slater *et al.*²¹, observando-se os resultados, pressupõe-se pela proximidade das médias que, após a abordagem da calibração, o erro de mensuração foi minimizado. Porém, a proposta da calibração linear não é suficiente para mover tais valores em nível individual quando eles se apresentam distanciados dos obtidos pelo método de referência.

Para a obtenção de coeficientes λ maiores, sugere-se a condução de novos estudos com maior tamanho amostral ou com mais aplicações do método de referência. Kaaks *et al.*²⁶ defendem a ideia de que uma única aplicação do método de referência é suficiente. Porém, deve ser levado em consideração que geralmente os autores que advogam a favor de uma única aplicação do método têm a possibilidade de conduzirem grandes estudos, com grandes amostras de população, muitas vezes da ordem de milhares de indivíduos. Carroll *et al.*²⁷ defendem a ideia de que pelo menos duas aplicações do método de referência são preferíveis. Não obstante a essas contradições, neste estudo optou-se pela aplicação de dois R24h devido à possibilidade de se corrigirem as medidas pelo erro aleatório intrapessoal e se obter o consumo habitual dos nutrientes e energia. No entanto, mais aplicações do instrumento de referência ainda podem ser necessárias.

É importante ressaltar que o QFA se torna uma ferramenta útil em estudos epidemiológicos quando o seu desenvolvimento é cuidadosamente planejado, podendo garantir maior acurácia e precisão dos dados. O método apresenta limitações resultantes de erros na estimativa do tamanho da porção e da frequência habitual de consumo, além de listas de alimentos incompletas ou muito extensas e que levam o entrevistado à fadiga, principalmente quando se lida com um público jovem^{27,28}.

Alguns estudos têm visado ao desenvolvimento de uma versão simplificada do QFA, de forma que a redução das listas a menores números de alimentos permita a obtenção, na mesma popu-

lação, de validade e reprodutibilidade tão satisfatórias quanto as obtidas pelo questionário original^{29,30}. Porém, apesar de sua grande importância, ainda são escassos os trabalhos realizados com este tema, especialmente envolvendo adolescentes.

Levando-se em consideração todas as questões abordadas neste trabalho e concordando-se com Rosner *et al.*³¹, pode-se considerar complexo o conhecimento da extensão dos erros de medida dietéticos em epidemiologia, particularmente quando as variáveis de exposição são medidas com diferentes graus de erro. Portanto, são necessárias investigações sobre a sua estrutura, incluindo o estudo de correlações entre os erros nos valores observados e os valores verdadeiros, como também propostas por Stürmer *et al.*²⁵ e Day *et al.*²³.

Vale ressaltar também que a aplicação de um modelo inadequado para a correção do erro de medida e, conseqüentemente, as violações às pressuposições do método podem acarretar outros problemas importantes, tais como a introdução de vieses adicionais, cuja magnitude e direção geralmente são desconhecidas²⁵.

Não é recomendada a utilização do coeficiente de calibração do ferro para a correção de informação dietética para este nutriente, visto que a inversão do sinal do λ após o ajuste pela energia não é um comportamento plausível entre dois métodos de inquérito dietético que se propõem a medir uma mesma variável. Portanto, antes do uso dos coeficientes obtidos para a correção dos dados da coorte principal, é necessário ponderar os aspectos identificados e, se possível, também pesquisar outras metodologias de calibração (como as não paramétricas ou semiparamétricas)^{5,25}.

Também são propostas com este trabalho: a reformulação do instrumento, particularmente no que concerne aos itens alimentares fontes de ferro; o estudo de questionários menos extensos e com mais apelos visuais para o tipo de população estudada e que possam favorecer respostas mais acuradas pela diminuição da fadiga do entrevistado durante o preenchimento; e a inclusão de outras variáveis de ajuste no modelo como uma possibilidade de se obterem coeficientes melhores.

Colaboradores

SM Voci participou da coleta de dados, das análises estatísticas, interpretação dos resultados, redação e revisão do artigo; B Slater, das análises estatísticas, interpretação dos resultados, redação e revisão; MV Silva, da supervisão da coleta de dados, redação e revisão; DML Marchioni, da interpretação dos resultados, redação e revisão; MRDO Latorre, das análises estatísticas e da revisão do artigo.

Referências

1. Kipnis V, Carroll RJ, Freedman LS, Li L. implications of a new dietary measurement error model for estimation of relative risk: application to four calibration studies. *Am J Epidemiol* 1999; 150(6):642-651.
2. Kynast-Wolf G, Becker N, Kroke A, Brandstetter BR, Wahrendorf J, Boeing H. Linear regression calibration: theoretical framework and empirical results in EPIC, Germany. *Ann Nutr Metab* 2002; 46:2-8.
3. Michels KB, Bingham SA, Luben R, Welch AA, Day NE. The effect of correlated measurement error in multivariate models of diet. *Am J Epidemiol* 2004; 160(1):59-67.
4. Rosner B, Willett WC, Spiegelman D. Correction of logistic regression relative risk estimates and confidence intervals for systematic within-person measurement error. *Stat Med* 1989; 8:1051-1069.
5. Kaaks R, Riboli E, van Staveren W. Calibration of dietary intake measurements in prospective cohort studies. *Am J Epidemiol* 1995; 142(5):548-556.
6. Freedman LS, Carroll RJ, Wax Y. Estimating the relation between dietary intake obtained from a food frequency questionnaire and true average intake. *Am J Epidemiol* 1991; 134(3):310-321.
7. Cade J, Thompson R, Burley V, Warm D. Development, validation and utilization of food-frequency questionnaires: a review. *Public Health Nutr* 2002; 5(4):567-587.
8. World Health Organization (WHO). *WHO Reference 2007: growth reference 5-19 years*. [document na Internet] [acessado 2004 mar 14]. Disponível em: <http://www.who.int/growthref/en/>
9. Slater B, Fisberg RM, Philippi ST, Latorre MRO. Validation of a semi-quantitative adolescents food frequency questionnaire applied at a public school in São Paulo, Brazil. *Eur J Clin Nutr* 2003; 57:629-635.
10. DietSys – HHHQ – DietSys Analysis Software, version 4.01 [software na Internet]. Bethesda (MD): National Cancer Institute; 1999. [acessado 2004 mar 14]. Disponível em: <http://appliedresearch.cancer.gov/DietSys/software.html>
11. NDS. *Nutrition Data System for Research* [software em CD-ROM]. Version 2005. Minneapolis: University of Minnesota, NCC Food and Nutrient Database; 2005.
12. Andrade RG, Pereira RA, Sichieri R. Consumo alimentar de adolescentes com e sem sobrepeso do município do Rio de Janeiro. *Cad Saude Publica* 2003; 19(5):1485-1495.
13. Willett WC, Stampfer MJ. Total energy intake: implications for epidemiological analyses. *Am J Epidemiol* 1986; 124:17-27.
14. Willett WC. *Nutritional epidemiology*. 2ª ed. New York: Oxford University Press; 1998.

15. Yokoo EM, Valente JG, Sichieri R, Silva EC. Validation and calibration of mercury intake through self-referred fish consumption in riverine populations in Pantanal Mato-Grossense, Brazil. *Environmental Research* 2001; 86:88-93.
16. Lopes ACS. *Projeto Bambuí: avaliação de instrumental metodológico para uso em inquéritos nutricionais. Calibrando o Questionário Semiquantitativo de Frequência Alimentar (QSFA) em um inquérito populacional* [dissertação]. Belo Horizonte: Faculdade de Medicina, Universidade Federal de Minas Gerais; 1999.
17. Subar AF, Thompson FE, Kipnis V, Midthune D, Hurwitz P, McNutt S, McIntosh A, Rosenfeld S. Comparative validation of the Block, Willett, and National Cancer Institute food frequency questionnaires: the eating at America's Table Study. *Am J Epidemiol* 2001; 154(12):1089-1099.
18. MacIntyre UE, Venter CS, Vorster HH, Steyn HS. A combination of statistical methods for the analysis of the relative validation data of the quantitative frequency questionnaire used in the THUSA study. *Public Health Nutr* 2001; 4(1):45-51.
19. Kaaks R, Riboli E, Esteve J, van Kappel AL, van Staveren WA. Estimating the accuracy of dietary questionnaire assessments: validation in terms of structural equation models. *Stat Med* 1994; 13(2):127-142.
20. Beaton GH. Interpretation of results from diet history studies. In: Kohlmeier L. *The diet history method: proceedings of the 2nd Berlin Meeting on Nutritional Epidemiology*. Nishimura: Smith-Gordon; 1991. p. 15-38.
21. Slater B, Marchioni DML, Voci SM. Aplicação de regressão linear para correção de dados dietéticos. *Rev Saude Publica* 2007; 41(2):190-196.
22. Hartman AM, Freedman LS. Calibrating food-frequency questionnaires: a comparison of three studies [abstract]. In: IV Calibration-validation: statistical methods. *Am J Clin Nutr* 1997; Supl.65:1327S-1330S. Day NE, Wong MY, Bingham S, Khaw KT, Luben R.
23. Michels KB, Welch A, Wareham NJ. Correlated measurement error: implications for nutritional epidemiology. *Int J Epidemiol* 2004; 33(6):1373-1381.
24. Hoffmann K, Kroke A, Klipstein-Grobusch K, Boeing H. Standardization of dietary intake measurements by nonlinear calibration using short-term reference data. *Am J Epidemiol* 2002; 156(9):862-870.
25. Stürmer T, Thürigen D, Spiegelman D, Blettner M, Brenner H. The performance of methods for correcting measurement error in case-control studies. *Epidemiology* 2002; 13(5):507-516.
26. Kaaks R, Ferrari P, Ciampi A, Plummer M, Riboli E, Part H. Advances in the statistical evaluations and interpretation of dietary data: uses and limitations of statistical accounting for random error correlations, in the validation of dietary questionnaire assessments. *Public Health Nutr* 2002; 5(6A): 969-976.
27. Carrol RJ, Pee D, Freedman LS, Brown CC. Statistical design of calibration studies. *Am J Clin Nutr* 1997; 65(Supl.):1187S-1189S.
28. Drewnowski A. Diet image: a new perspective on the food-frequency questionnaire. *Nutr Rev* 2001; 59(11):370-372.
29. Chiara VL, Sichieri R. Food consumption of adolescents: a simplified questionnaire for evaluating cardiovascular risk. *Arq Bras Cardiol* 2001; 77(4):332-341.
30. Thompson FE, Midthune D, Subar AF, Kahle LL, Schatzkin A, Kipnis V. Performance of a short tool to assess dietary intakes of fruit and vegetables, percentage energy from fat and fibre. *Public Health Nutr* 2004; 7(8):1097-1106.
31. Rosner B, Spiegelman D, Willett WC. Correction of logistic regression relative risk estimates and confidence intervals for measurement error: the case of multiple covariates measured with error. *Am J Epidemiol* 1990; 132(4):734-743.

Artigo apresentado em 09/04/2008

Aprovado em 16/12/2008

Versão final apresentada em 06/01/2009