

Validação do Questionário de Freqüência Alimentar para Adolescentes (QFAA) por grupos de alimentos em uma população de escolares

Validation of a Food Frequency Questionnaire by food groups for the adolescent population

Silvia Maria Voci
Carla Cristina Enes
Betzabeth Slater

Departamento de Nutrição da Faculdade de Saúde Pública da Universidade de São Paulo (USP)

O trabalho integra a pesquisa "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", financiada pela FAPESP Processo nº 02/9521-9

Correspondência: Sílvia Maria Voci. Endereço: Rua Dr. Mauro Paes de Almeida, 591 ap. 72A - CEP 04764-070 - São Paulo - SP. E-mail: smvoci@usp.br

Resumo

Objetivo: Verificar a validade do Questionário de Freqüência Alimentar para Adolescentes para avaliar o consumo de grupos de alimentos entre escolares de Piracicaba, São Paulo. **Métodos:** Participaram do estudo 94 adolescentes, com idade entre 11 e 15 anos, matriculados em uma escola da rede pública. O consumo alimentar foi avaliado pelo Questionário de Freqüência Alimentar para Adolescentes (QFAA) e a média de dois Recordatórios de 24 horas (R24h) foi utilizada como método de referência. Os itens alimentares foram classificados em 18 grupos. Foram realizadas análises descritivas, teste *t-Student* pareado e de *Wilcoxon*, coeficientes de correlação de *Pearson* e de *Spearman*. Foram também utilizadas análise de quartis e estatística *Kappa* ponderado. Os coeficientes de correlação foram corrigidos pela variância intrapessoal dos R24h, estimada a partir de ANOVA com um fator de classificação. **Resultados:** Não foram verificadas diferenças significativas entre os instrumentos para o arroz, massas, carnes, refrigerantes e sucos artificiais. Os coeficientes de correlação corrigidos pela variabilidade intrapessoal variaram de -0,26 a 0,78. A concordância de classificação dos indivíduos no mesmo quartil de consumo para ambos os métodos variou de 22% (massas) a 50% (feijão). Para quartis opostos, os grupos que tiveram mais de 10% dos indivíduos classificados incorretamente foram massas (19%), carnes (13%) e gorduras (11%). Os valores de *Kappa* ponderado variaram de - 0,15 (massas) a 0,56 (feijão). O QFAA superestimou o consumo de quase a totalidade dos grupos alimentares e subestimou os grupos dos óleos, feijão, carnes e refrigerantes. **Conclusão:** O instrumento apresentou boa validade para feijão, verduras e legumes, leite e derivados, biscoitos recheados e para o arroz.

Palavras-chave: Adolescentes. Avaliação dietética. Grupos de alimentos. Questionário de freqüência alimentar. Validade.

Abstract

Objective: To verify the validity of the Food Frequency Questionnaire for Adolescents in order to evaluate food group consumption among adolescents from Piracicaba, São Paulo. **Methods:** The study was carried out with 94 adolescents, ranging from 11 to 15 years of age, from the public education system. Food consumption was assessed by the Food Frequency Questionnaire for Adolescents (QFAA) and the average of two 24-hour recalls (R24h) was used as a reference method. The food items were classified into 18 groups. Descriptive analyses, paired t-test and Wilcoxon test, Pearson and Spearman coefficients were performed. Analysis of quartiles and Kappa test were used. Correlation coefficients were adjusted by the within-subject variance of the 24-hour recalls, from one-way ANOVA. **Results:** No significant differences were found between the tools for rice, pasta, meat, soft drinks, and artificial juices. The correlation coefficients adjusted by within-subject variability ranged from -0.26 to 0.78. Agreement of individuals' classification in quartiles of food consumption for both methods ranged from 22% (pasta) to 50% (beans). For discordant quartiles, the groups that presented more than 10% of misclassified subjects were pasta (19%), meat (13%) and fats (11%). The values of the Kappa test ranged from -0.15 (pastas) to 0.56 (beans). The food frequency questionnaire over-estimated the consumption of almost all the food groups and under-estimated the groups of oils, beans, meats, and soft drinks. **Conclusion:** The food frequency questionnaire revealed good validity for beans, vegetables, milk and dairy, cookies with filling, and rice.

Keywords: Adolescents. Dietary assessment. Food groups. Food frequency questionnaire. Validity.

Introdução

As práticas alimentares têm sido frequentemente relacionadas à ocorrência de diversas doenças crônicas não transmissíveis¹. Dessa maneira, surge a necessidade de elaboração de instrumentos confiáveis para se avaliar o consumo alimentar dos indivíduos e capazes de identificar associações entre doença e dieta.

É importante salientar que, independente do método escolhido para quantificar a ingestão alimentar, a obtenção de dados válidos e confiáveis se constitui em tarefa difícil, dado que não existe um método-ouro para avaliação da ingestão de alimentos e nutrientes, e os métodos utilizados estão sujeitos a variações e erros de medida².

Dentre os instrumentos utilizados para se avaliar o consumo alimentar, o Questionário de Frequência Alimentar (QFA) tem sido o método mais comumente empregado em estudos epidemiológicos em razão de sua confiabilidade e validade relativa, praticidade e rapidez de aplicação e baixo custo. Além disso, o QFA é o instrumento que melhor expressa o consumo alimentar, principalmente quando o objetivo é a associação entre o consumo de alimentos e doenças crônicas, já que prevê a medição da exposição e sua relação com o tempo³.

Apesar das vantagens atribuídas ao QFA, as informações obtidas a partir desse método dietético podem apresentar erros que podem estar relacionados aos indivíduos, ao próprio instrumento ou a efeitos externos⁴. Assim, a adequação do método - que inclui os estudos de validação - é imprescindível, já que os erros de medida atenuam as estimativas obtidas nos estudos epidemiológicos⁵.

A adequação dos QFA tem sido avaliada a partir de sua comparação com um método considerado padrão de referência, como o registro alimentar e o recordatório de 24 horas, sendo este último mais indicado aos estudos epidemiológicos devido à sua facilidade de aplicação em grupos populacionais variados, inclusive aqueles com pouca ou nenhuma escolaridade⁶.

Entre as análises utilizadas para se avaliar a adequação do QFA está o estudo de validação. Estudos dessa natureza buscam atestar o grau em que um instrumento representa bem um objeto medido⁷. Dessa maneira, entende-se por medida validada aquela que se encontra livre de erros sistemáticos³.

Muitos estudos foram conduzidos na busca de evidências a respeito do papel de determinados nutrientes na prevenção ou risco de doenças. No entanto, nos últimos anos, a influência de alguns alimentos e grupos alimentares específicos sobre a saúde tem despertado a atenção de pesquisadores. Pesquisas revelam que a ingestão habitual de determinados grupos de alimentos pode gerar impactos positivos ou negativos na saúde do indivíduo, especialmente no que diz respeito à mudança de peso corporal^{8,9}.

Embora já tenham sido desenvolvidos e validados no Brasil alguns instrumentos para medir a ingestão alimentar^{10,11}, são poucos os questionários disponíveis para aplicação em estudos com a população jovem. Diante da importância e da necessidade de métodos adequados de avaliação do consumo alimentar, o presente trabalho teve como objetivo verificar a validade de um questionário de frequência alimentar semiquantitativo para avaliar o consumo de grupos de alimentos, adaptado para a população de adolescentes de Piracicaba, São Paulo.

Material e Métodos

O Questionário de Frequência Alimentar para Adolescentes (QFAA) foi validado por Slater et al.¹² para energia e nutrientes, em uma amostra de adolescentes do município de São Paulo. Havendo a necessidade de sua calibração para energia e nutrientes durante a execução do 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), foi realizado um subestudo para esta finalidade. Assim, a validação para grupos de alimentos (não realizada por Slater et al.¹²) foi feita a partir da utilização deste banco secundário de dados de adolescentes integrantes da subamostra de calibração. De acordo com Cade et al.¹³, para a realização deste subestudo, a amostra deveria ser representativa da amostra do estudo principal. Assim, ingressaram nesse subestudo, realizado entre agosto e outubro de 2004, 94 adolescentes de ambos os sexos, voluntários, matriculados em uma escola da rede pública de ensino, integrante da amostra da coorte representativa do município de Piracicaba. Deve-se ressaltar que esta escola foi posteriormente excluída da amostra principal. A escolha da unidade se justifica pelo fato de apresentar localização central, com turmas de 5^a a 8^a série com características bastante heterogêneas por acolher alunos de diversas regiões do município.

A idade dos adolescentes da amostra variou de 11 a 15 anos. A amostra utilizada é considerada satisfatória, tendo em vista que a literatura³ recomenda a participação de 50 a 100 indivíduos em estudos de validação.

Os adolescentes foram convidados a participar voluntariamente do estudo e integraram a amostra somente aqueles que devolveram o termo de consentimento livre e esclarecido devidamente assinado pelos pais ou responsáveis. A pesquisa foi aprovada pelo Comitê de Ética em Pesquisa da Faculdade de Saúde Pública da Universidade de São Paulo.

Os instrumentos utilizados para a avaliação do consumo alimentar foram o Questionário de Frequência Alimentar para Adolescentes (QFAA), desenvolvido por Slater et al.¹², e o Recordatório de 24 horas (R24h). O R24h foi considerado como método de referência, por ser de aplicação rápida e não interferir de maneira substancial nos hábitos alimentares dos indivíduos¹⁴.

O recordatório de 24 horas foi aplicado em dois momentos diferentes, com um intervalo de tempo variando entre 30 a 45 dias

entre a primeira e a segunda aplicação. O QFAA foi aplicado em um único momento, no mesmo período do segundo R24h, na forma de entrevista presencial.

As entrevistas foram realizadas por pesquisadores treinados, sendo a primeira etapa realizada em agosto de 2004 e a segunda em outubro de 2004. Além da descrição e da quantidade consumida em medidas caseiras dos alimentos referentes às últimas 24 horas, os adolescentes foram questionados quanto ao horário e ao local de realização das refeições.

O QFAA incluiu perguntas relativas à frequência usual de consumo de 94 itens alimentares referentes a um período de seis meses. As porções utilizadas neste instrumento representavam o consumo médio, em gramas, de cada item alimentar. A construção do questionário foi descrita com maiores detalhes por Slater¹⁵.

O instrumento contou com sete opções de frequência de consumo, a saber: nunca; menos de uma vez ao mês; de 1 a 3 vezes ao mês; 1 vez por semana; de 2 a 4 vezes por semana; 1 vez ao dia; 2 ou mais vezes ao dia. Visando obter respostas mais fidedignas dos entrevistados, utilizou-se um material fotográfico elaborado especialmente para este estudo, apresentando diferentes utensílios comumente utilizados na alimentação tais como xícaras, pratos, copos e talheres.

O estudo de validade foi realizado comparando-se os relatos de consumo obtidos com a aplicação do QFAA à média referente aos dois dias de recordatório de 24h (R24h).

Para a validação do QFAA para grupos de alimentos, optou-se por classificar os itens alimentares presentes no instrumento em dezoito grupos, levando-se em conta as características físicas e o conteúdo de nutrientes em 100 gramas. Os grupos alimentares que constituíram o QFAA foram: frutas, salgadinhos tipo chips e pipoca, biscoito recheado, bebidas alcoólicas, doces e açúcar de adição, feijão, salgados e sanduíches, arroz, verduras e legumes, sucos naturais com adição de açúcar, massas, leite e derivados, carnes, gorduras, azeite/óleos, bebidas ar-

tificiais, pães e bolos, refrigerantes.

Com o auxílio de tabelas de medidas caseiras¹⁶ e padronizações de estudos anteriores, procedeu-se à conversão dos valores obtidos em medidas caseiras em unidades de peso e volume, para o cálculo do consumo diário dos alimentos do R24h. As preparações ou alimentos citados e que não constavam em tabelas ou apoios já existentes foram testados no Laboratório de Técnica e Dietética (LTD), da Faculdade de Saúde Pública da Universidade de São Paulo (FSP-USP), sendo porcionados e tendo o peso aferido.

Em relação às informações obtidas a partir do QFAA, a transformação da frequência de consumo de alimentos para a base dia foi viabilizada utilizando-se o *software Dietsys* versão 4.01¹⁷. Procedeu-se à dupla entrada dos dados com vistas a eliminar eventuais erros de digitação.

Para as análises estatísticas, inicialmente foi realizado o teste de *Kolmogorov-Smirnov* para avaliar a aderência dos dados à distribuição normal. A análise descritiva incluiu cálculo de média (desvio-padrão) tanto para o R24h quanto para o QFAA. Para comparar as médias de consumo dos grupos de alimentos entre o QFAA e os dois R24h, foram aplicados os testes utilizados para amostras relacionadas (ou dependentes), ou seja, para amostras em que os indivíduos foram avaliados por distintos métodos ou instrumentos. Neste caso, os testes aplicados foram o teste *t* de *Student* pareado (variáveis com distribuição normal) e o de *Wilcoxon* (teste não paramétrico).

Para verificar diferenças entre sexos, portanto, tratando-se de uma amostra independente, foram utilizados os testes *t-student* (para os grupos de alimentos que apresentaram distribuição normal) e *U de Mann-Whitney* (para grupos de alimentos com distribuição assimétrica).

Para a obtenção de uma medida sumária de concordância entre duas fontes de informação (QFAA e R24h) foram calculados os coeficientes de correlação de *Pearson* (variáveis com distribuição normal) e de *Spearman* (variáveis sem distribuição normal).

Os valores obtidos foram corrigidos pela variância intrapessoal dos R24h, a partir dos resultados da ANOVA utilizando um fator de classificação. Para avaliar a concordância entre as diferentes categorias de consumo, utilizou-se a estatística *Kappa* ponderado. Os pontos de corte para a definição dessas categorias foram obtidos a partir dos valores dos quartis das distribuições desses grupos para o QFAA e para a média dos R24h, separadamente. Utilizou-se a referência proposta por Landis e Koch¹⁸ para interpretar os valores obtidos para o coeficiente *kappa*. Os gráficos propostos por Bland e Altman¹⁹ também foram construídos para avaliar a concordância e a magnitude das diferenças entre as informações obtidas por QFAA e R24h.

As análises foram realizadas adotando-se nível de significância de 5%.

Resultados

Dos 94 adolescentes que participaram do estudo, um foi excluído das análises por ter preenchido apenas um R24h. O valor mediano de idade foi de 13 anos e 70% dos adolescentes eram do sexo feminino. Em relação à maturação sexual, apenas 7% foram classificados como pré-púberes.

O excesso de peso estava presente em 27% dos adolescentes da amostra estudada, sendo que 18% apresentaram sobrepeso e 9% eram obesos.

A maioria dos grupos alimentares tanto para QFAA quanto para R24h não apresentou diferenças significativas entre os sexos. Portanto, optou-se por analisar os dados para todo o grupo estudado, sem estratificar por esta variável.

Os grupos alimentares obtidos a partir do QFAA que apresentaram distribuição normal foram: doces, salgados, leite e derivados, pães, frutas e carnes. Considerando-se os dados obtidos a partir do R24h, apresentaram distribuição normal somente os grupos do leite e derivados, arroz e pães. Testes paramétricos foram utilizados apenas para o grupo do leite e derivados e dos pães, já que seus valores apresentaram distribui-

ção normal para ambos os métodos.

Na análise da validade, quando comparado o consumo entre o R24h e o QFAA (teste *t-student* pareado e o teste de *Wilcoxon*), os grupos que não apresentaram diferenças estatisticamente significativas foram os do arroz, de massas, de carnes, de refrigerantes e de sucos artificiais e infusões.

Tabela 1 – Valores dos coeficientes de correlação brutos e corrigidos pela variabilidade intrapessoal segundo grupos de alimentos.

Table 1 – *Crude and adjusted correlation coefficient values by intrapersonal variability according to food groups.*

Grupo alimentar	Coeficiente de correlação (r)	
	bruto	corrigido
Salgadinhos	0,08	0,18
Doces	0,24*	0,33
Salgados	0,33*	0,78
Leite e derivados	0,44*	0,65
Gorduras	0,31*	0,53
Óleos	0,13	0,20
Arroz	0,44*	0,60
Massas	-0,16	-0,26
Pães	0,28*	-
Biscoito recheado	0,55*	0,61
Verduras e legumes	0,49*	0,68
Frutas	0,35*	0,75
Feijão	0,56*	0,72
Carnes	-0,05	-
Refrigerantes com açúcar	0,38*	0,56
Sucos artificiais e infusões	0,32*	0,52
Sucos naturais	0,38*	0,62
Bebidas alcoólicas	-	-

*Valor estatisticamente significante ($p < 0,05$) / *Statistically significant value ($p < 0,05$)*

Os coeficientes de correlação obtidos antes do ajuste pela variabilidade intrapessoal variaram de - 0,16 (massas) a 0,56 (fei-

jão). As correlações foram estatisticamente significativas para a maioria dos grupos, exceto para salgadinhos, óleos, massas e carnes (Tabela 1). Após o ajuste pela variabilidade, os coeficientes variaram de -0,26 (massas) a 0,78 (salgados). Deve-se ressaltar que após o ajuste ocorreu um aumento nos valores dos coeficientes para todos os grupos analisados. Não foi possível corrigir os valores dos coeficientes de correlação para o grupo dos pães e das carnes, uma vez que a elevada variância intrapessoal produziu resultados não plausíveis.

A Tabela 2 apresenta os valores médios (desvio-padrão) e a mediana de consumo dos grupos alimentares avaliados tanto pelo R24h como pelo QFAA, além dos valores médios da diferença entre os dois instrumentos utilizados.

A análise das diferenças observadas indicou que o QFAA superestimou o consumo

para praticamente a totalidade dos grupos alimentares. Somente para os grupos dos óleos, feijão, carnes e refrigerantes com açúcar, observou-se subestimação do consumo. Entre os grupos analisados, somente óleos, arroz e sucos artificiais e infusões apresentaram diferenças menores que 10% (Tabela 2).

A concordância entre os métodos está ilustrada na Tabela 3, em que são apresentados resultados da análise por quartis. O grau de concordância de classificação dos indivíduos no mesmo quartil de consumo para ambos os métodos, variou de 22% para massas a 50% para o feijão. Para quartis opostos, os grupos de alimentos que apresentaram valores acima de 10% dos indivíduos classificados incorretamente foram massas (19%), carnes (13%) e gorduras (11%). Os grupos de alimentos que apresentaram as menores porcentagens de missclassification foram óleos e biscoitos recheados.

Tabela 2 - Médias (desvio-padrão), medianas de consumo e diferenças entre os métodos, por grupo de alimentos, obtidas no QFAA e no R24h.

Table 2 – Averages (standard deviation), medians of consumption, and differences between methods, by food group, obtained by the QFAA and R24h.

Grupo alimentar	QFAA		R24h		Diferença entre os métodos	
	Média (g)	Mediana(g)	Média (g)	Mediana (g)	Total	%
Salgadinhos	20 (20)	11	0 (200)	0	20	100
Doces	93 (56)	85	65 (72)	38	28	31
Salgados	195 (126)	167	88 (106)	65	107	55
Leite e derivados	237 (151)	226	169 (143)	164	68	29
Gorduras	17 (16)	14	7 (9)	2	10	62
Óleos	1 (1)	0	2 (2)	0	-1	-200
Arroz	174 (71)	124	169 (117)	150	5	3
Massas	83 (70)	60	72 (111)	25	11	14
Pães	88 (49)	79	49 (37)	45	39	45
Biscoito recheado	43 (46)	13	30 (69)	0	13	29
Verduras e legumes	91 (87)	71	42 (57)	25	49	54
Frutas	202 (152)	175	31 (65)	0	171	85,0
Feijão	87 (62)	86	149 (139)	114	-62	-72
Carnes	137 (83)	128	166 (156)	128	-29	-21
Refrigerantes com açúcar	244 (212)	186	265 (249)	205	-21	-9
Sucos artificiais e infusões	128 (152)	108	120 (146)	88	8	6
Sucos naturais	155 (177)	103	72 (179)	0	83	54
Bebidas alcoólicas	13 (70)	0	0 (0)	0	13	100

Na Tabela 3 também são apresentados os valores de *Kappa* ponderado, variando de - 0,15 (massas) a 0,56 (feijão), sendo significativos para a maioria dos grupos. Os grupos que apresentaram concordância fraca (valores de *Kappa* <0,20) foram salgadinhos, massas, carnes e óleos (embora este grupo tenha obtido um dos melhores percentuais de concordância bruta na análise de quartis). Apresentaram concordância razoável (*Kappa* entre 0,20 e 0,40) os doces, salgados, gorduras, arroz, pães, frutas, refrigerantes com açúcar, sucos artificiais/infusões e sucos naturais. Concordância considerada moderada (*Kappa* entre 0,40 e 0,60) foi observada para os grupos do leite e derivados, biscoito recheado, verduras e legumes e feijão.

A partir de gráficos de Bland-Altman (exemplo na Figura 1) é possível visualizar a concordância e a magnitude das diferenças entre QFAA e recordatório de 24 horas.

Discussão

No Brasil, são escassos os estudos de validade de questionários de frequência por grupos de alimentos. Portanto, faz-se necessário complementar a discussão tendo como base dados de estudos internacionais que nem sempre são conduzidos com o mesmo grupo etário.

As diferentes metodologias adotadas para a realização dos estudos de validação, assim como o tipo de questionário utilizado para avaliar o consumo alimentar, as características das amostras, a forma de coleta dos dados, as análises estatísticas, dentre outros, podem dificultar a comparação entre os resultados obtidos neste estudo e aqueles apresentados na literatura. Dessa forma, a comparação dos resultados com a literatura foi feita, sempre que possível, considerando-se as diferenças metodológicas empregadas em cada pesquisa.

Embora a maioria das variáveis dietéticas tenha apresentado médias estatisticamente diferentes entre os métodos utilizados, é importante ressaltar que, dos 18 grupos analisados, 11 apresentaram cor-

Tabela 3 - Concordância da classificação dos indivíduos no mesmo quartil de consumo e em quartis opostos e teste Kappa entre o QFAA e o R24h.

Table 3 - Agreement of classification of individuals in the same quartile and in discordant quartiles of food consumption, and the Kappa test between the QFAA and R24h.

Grupo alimentar	Quartis		
	Concordância Bruta (%)	Opostos (%)	Kappa ponderado
Salgadinhos	23	7	0,07
Doces	31	8	0,21*
Salgados	35	5	0,31*
Leite e derivados	43	3	0,46*
Gorduras	28	11	0,25*
Óleos	45	0	0,10
Arroz	35	7	0,39*
Massas	22	19	-0,15
Pães	43	7	0,37*
Biscoito recheado	30	0	0,48*
Verduras e legumes	43	3	0,47*
Frutas	31	3	0,27*
Feijão	50	4	0,56*
Carnes	23	13	-0,09
Refrigerantes com açúcar	38	3	0,36*
Sucos artificiais e infusões	39	9	0,36*
Sucos naturais	33	2	0,32*
Bebidas alcoólicas	-	-	-

*Valor estatisticamente significativo ($p < 0,05$) / Statistically significant value ($p < 0,05$)

relações acima de 0,40 e outros dois grupos, embora menores que 0,40, apresentaram correlações estatisticamente significantes. Segundo Nelson²⁰, valores de coeficientes de correlação maiores que 0,40 ($p < 0,05$) indicam boa associação entre os métodos.

De acordo com Cade et al.¹³, um coeficiente de correlação de 0,30 representa um nível em que a atenuação é tão severa que seria difícil encontrar associações. No presente estudo, as correlações inferiores a 0,30 foram obtidas para os grupos dos salgadinhos (*snacks*), óleos, pães e massas.

As correlações encontradas em estudo realizado por Marks et al.²¹ variaram de 0,08 (outros legumes) a 0,88 (chás). No mesmo estudo, os coeficientes mais elevados foram

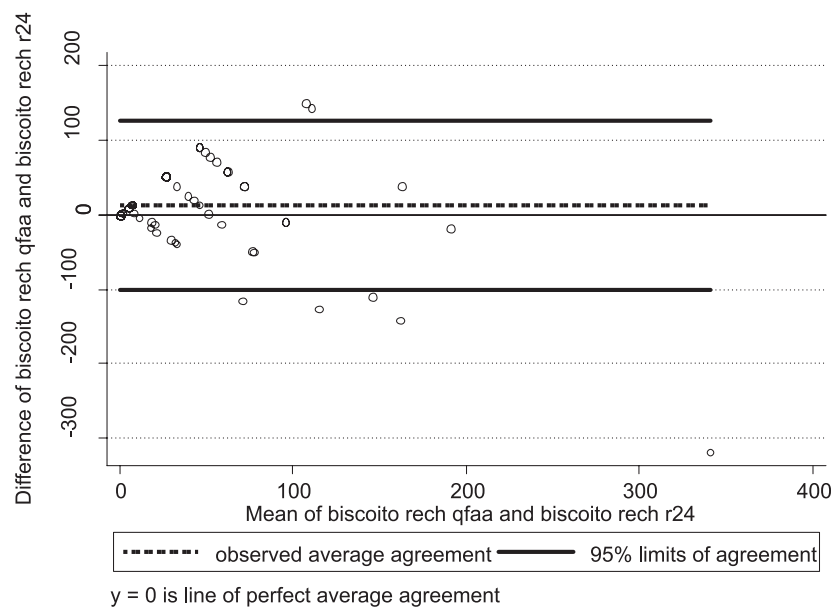


Figura 1 – Gráfico de Bland-Altman para o grupo de biscoitos.
Figure 1 - Bland-Altman graphic for cookies with filling.

obtidos para o grupo das bebidas alcoólicas, chás, café, laticínios, carnes processadas, pão branco, cereais matinais, bolos e biscoitos, sucos, refrigerantes e doces.

Em nosso estudo, os grupos de infusões e sucos artificiais, leite e derivados, biscoitos recheados, sucos naturais e refrigerantes apresentaram coeficientes de correlação de Spearman satisfatórios, com valores superiores a 0,50. A exemplo do que foi observado no estudo de Marks et al.²¹, o grupo que apresentou o menor coeficiente de correlação foi o de massas.

Millen et al.²² obtiveram coeficiente de correlação acima de 0,60 para o grupo das frutas e acima de 0,70 para o grupo de laticínios. Resultado semelhante foi obtido no presente estudo, que apresentou coeficientes de correlação de 0,75 e 0,65 para os grupos das frutas e leite e derivados, respectivamente. Em contrapartida, Spencer et al.²³ encontraram valores de coeficientes para frutas e hortaliças inferiores aos obtidos neste estudo, variando de 0,17 a 0,58.

Os resultados obtidos contradizem os relatos de Cade et al.²⁴ que, em sua revisão sobre estudos de validação para QFA, notaram que correlações médias entre o QFA e o método de referência são usualmente mais

baixas para verduras e legumes, explicando que enganos no relato de vegetais podem ocorrer por inúmeras razões, incluindo-se contagem duplicada de itens e viés do socialmente desejável.

No estudo de Millen et al.²², para a maioria dos grupos de alimentos, os coeficientes de correlação deatenuados e os fatores de atenuação foram maiores que 0,50 para ambos os sexos após o ajuste pela energia.

De acordo com Freedman et al.²⁵, baixas correlações em estudos de validade podem ser resultado de relatos com viés, ausência de padrão-ouro e utilização de escala de medida diferencial no questionário de frequência e no recordatório de 24 horas. Outra razão seria a dificuldade dos indivíduos em lembrar dos alimentos consumidos e do tamanho das porções.

A exemplo das constatações de Matarazzo et al.²⁶, também se observou uma tendência à superestimação do consumo avaliado pelo questionário de frequência. Ao analisar as diferenças entre o consumo médio obtido a partir do R24h e do QFA, Matarazzo et al.²⁶ verificaram que o último método superestimou o consumo de 14 dos 15 grupos de alimentos analisados. Segundo Marks et al.²¹, resultados semelhantes tam-

bém foram evidenciados em outros estudos de validação, com grandes superestimações para a ingestão de frutas e hortaliças. No presente estudo, os grupos que sofreram maior superestimação foram os dos salgadinhos, bebidas alcoólicas e frutas.

No estudo realizado por Marks et al.²¹, os resultados também revelaram que para todos os grupos de hortaliças, o consumo estimado a partir do QFA foi 2 vezes superior ao encontrado para o Diário Alimentar. As correlações para estes grupos foram modestas, variando de 0,08 a 0,40 e foram geralmente fortes para frutas. Esse achado é consistente com outros estudos em que o nível de concordância entre QFA e outro método de avaliação dietética foi avaliado como sendo fraco para hortaliças e frutas²⁷.

No estudo de Millen et al.²², a estimativa de ingestão do Questionário de História Dietética (*Diet History Questionnaire – DHQ*) e a dos R24h diferiram para muitos grupos alimentares. Existem muitas razões que poderiam explicar esse resultado. Pode ter havido um viés dos participantes ao relatarem maior consumo dos alimentos mais aceitos socialmente (por exemplo, frutas, vegetais, peixes e outros frutos do mar, iogurte e leite) e menor consumo para os alimentos menos aceitos socialmente (por exemplo, grãos não integrais, carne vermelha, aves, vísceras, ovos, queijo) no DHQ do que nos R24h. Poucos estudos relatam o consumo de gorduras de adição com frequências maiores nos QFAs do que em R24h^{28, 29}. Estas inconsistências podem ser parcialmente explicadas pela variação nas proporções de diferentes tipos de gorduras consumidas no país.

Outra razão para as diferenças encontradas entre a ingestão relatada de alguns grupos alimentares entre QFA e R24h pode ser a existência de diferenças na natureza dos dois métodos de avaliação dietética. Quatro R24h aleatórios podem não fornecer observações da ingestão de alimentos que são mais raramente consumidos ou mesmo consumidos ocasionalmente²².

A ordenação de indivíduos em quartis foi avaliada pela comparação dos quartis

das estimativas de ingestão por QFA e método de referência. A estatística de Kappa ponderado foi utilizada para a análise de concordância intermétodos. Ressalta-se que embora os pressupostos da estatística Kappa sejam mais apropriados para estudos de confiabilidade intramétodos, a mesma tem sido freqüentemente utilizada em estudos de confiabilidade intermétodos³⁰.

A classificação utilizada no estudo demonstrou que não houve nenhuma variável dietética com 50% ou mais dos indivíduos classificados nos mesmos quartis. Apenas os grupos dos óleos e o feijão obtiveram percentuais acima de 40%. Como citado anteriormente, verificou-se baixo percentual de classificação em quartis opostos, sendo que somente os grupos das massas, carnes e gorduras apresentaram mais de 10% dos indivíduos com classificação incorreta.

Em outro estudo de validação para alimentos, 10 dos 15 grupos alimentares analisados apresentaram percentuais superiores a 10% de indivíduos com classificação incorreta. Em contrapartida, a maioria dos grupos (nove) teve mais de 50% dos indivíduos classificados nos mesmos tercís²⁶.

De acordo com Masson et al.³¹, mais de 50% de indivíduos classificados corretamente e menos de 10% de indivíduos classificados nos quartis opostos, assim como valores de Kappa ponderado superiores a 0,40 são desejáveis para os nutrientes de interesse em estudos epidemiológicos.

No presente estudo, embora nenhum grupo tenha obtido mais de 50% de concordância bruta, os que apresentaram valores de Kappa maiores que 0,40 e menos de 10% dos indivíduos classificados em quartis opostos foram o feijão, verduras e legumes, leite e derivados, arroz e biscoitos recheados (estes dois últimos com menos de 40% dos indivíduos classificados corretamente).

No estudo de Marks et al.²¹, a concordância exata na classificação do consumo alimentar pelo QFA e método de referência variou de 26 a 63%. A concordância mais baixa foi observada para ovos, alguns grupos vegetais (como os crucíferos), arroz e nozes, sendo que a concordância para estes grupos

alimentares pouco diferiu em relação ao esperado na classificação aleatória.

Assis et al.³², ao validar um Questionário de Consumo Alimentar para escolares com idade média de 9 anos, obtiveram valores de *Kappa* de 0,76 para frutas e 0,71 para verduras, valores superiores aos observados para os mesmos grupos alimentares no presente trabalho. É importante ressaltar que o instrumento validado pelos referidos autores tem por objetivo avaliar o consumo atual, uma vez que se refere aos alimentos e bebidas consumidos no dia anterior.

As diferenças entre o QFAA e a média dos R24h foram plotadas contra a média de ambos os métodos, sendo analisadas como gráficos de Bland-Altman, em que foram definidos os limites de concordância e verificados os dados discrepantes. Quanto mais os pontos se distanciam destes limites e quanto maior o número de pontos localizados fora deste intervalo, mais fraca é a concordância.

Os grupos que apresentaram pontos discrepantes mais próximos dos limites de concordância e que a média das diferenças estava mais próxima de zero foram os sucos artificiais, biscoitos recheados (Figura 1), refrigerantes e bebidas alcoólicas.

As diferenças nos dados de grupos de alimentos obtidos por ambos os métodos mostraram superestimação, sendo que apenas o arroz, os refrigerantes e os sucos artificiais e infusões apresentaram diferenças dentro dos 10% aceitáveis, segundo Slater¹⁵.

Deve-se ressaltar que dentre os estudos utilizados para comparação dos resultados deste trabalho, nenhum apresentou gráficos de Bland e Altman.

Considerações finais

Millen et al.²² abordam a questão sobre erros correlacionados. Em estudos de validação, um dos pressupostos teóricos é a imparcialidade dos métodos de referência, que devem conter apenas erros aleatórios intrapessoais, não correlacionados com erros dos QFAs. Porém, estas assunções podem não ser garantidas por métodos de

referência auto-relatados, tais como R24h. Portanto, todos os instrumentos de referência dietéticos podem envolver erros sistemáticos em nível individual, o qual pode ser correlacionado com os erros do QFA.

Cade et al.²⁴ em uma revisão do QFA, sugerem que o diário alimentar deve ser o primeiro método de escolha em estudos de validação. Os autores ressaltam que sua maior vantagem está no fato de suas principais fontes de erros serem diferentes daquelas encontradas para o QFA e, portanto, é improvável que possam estar correlacionados (erros correlacionados podem levar à superestimação da validade por algumas medidas).

Millen et al.²² levantam dois aspectos importantes, sendo que um deles diz respeito à maior variabilidade da ingestão de alimentos (quando comparada à de nutrientes) e à distribuição assimétrica destes dados, representando um desafio do ponto de vista estatístico. O segundo aspecto abordado é o de que a maioria dos estudos não apresenta coeficientes de correlação de *Spearman* ou de *Pearson* ajustados, o que dificulta a comparabilidade com os coeficientes de correlação corrigidos pela variação intrapessoal do método de referência).

Uma limitação do presente estudo pode ter sido a utilização de apenas dois R24h, já que segundo Millen et al.²², com a aplicação de quatro R24h ainda há uma menor probabilidade de se obter informações fidedignas com relação à ingestão de alimentos que são consumidos ocasionalmente. Esta limitação também é citada por Spencer et al.²³.

Deve-se ressaltar que o QFAA que foi utilizado para a calibração de energia e nutrientes e está sendo validado para grupos de alimentos no presente trabalho não sofreu modificações estruturais no que diz respeito à ordem e agrupamento de seus itens alimentares. Apenas nas análises seus grupos originais foram desmembrados, para propiciar um maior detalhamento do padrão alimentar dos adolescentes. No caso de alterações, como por exemplo, reagrupamentos distintos, retirada ou inclusão de itens alimentares, ficará a critério do

pesquisador realizar um estudo de calibração em uma subamostra da população a ser estudada.

Considerando-se todas as análises realizadas, conclui-se que, para a população estudada, o QFAA apresentou boa validade para feijão, verduras e legumes, leite e derivados, biscoitos recheados, arroz, sucos artificiais/ infusões e refrigerantes. No entanto, para os grupos de alimentos que apresentaram coeficientes de correlação negativos (massas e carnes), assim como para os que apresentaram baixas correlações e concordância pobre (salgadinhos e óleos), o instrumento precisa ser reformulado. Nos próximos estudos também devem ser avaliadas outras propostas, como o aumento do número de observações, utilizando-se o método de referência e o ajuste dos grupos de alimentos pelo total de energia para minimizar o erro de medida do QFA, seria como citado por Millen et al.²².

Mesmo obtendo-se resultados satisfatórios para a maioria dos grupos de alimentos estudados, por se tratar de um grupo populacional que apresenta constantes mudan-

ças e está inserido em uma sociedade que estimula novas escolhas alimentares, este tipo de instrumento deve ser dinâmico para poder refletir, mesmo que globalmente, o padrão alimentar e suas relações no contexto epidemiológico.

É importante destacar ainda que os efeitos do consumo de determinados grupos de alimentos sobre a saúde tem recebido maior atenção na atualidade em razão de os achados poderem ser facilmente transformados em recomendações compreensíveis para a população. Como o número de estudos de validade e reprodutibilidade com alimentos é reduzido, este estudo pode contribuir para o debate científico nesta área.

Voci SM e Enes CC participaram da coleta, análise e interpretação dos dados, bem como da elaboração do manuscrito. **Slater B** participou diretamente na concepção e desenho do estudo, elaboração dos instrumentos, bem como da elaboração do manuscrito.

Declaração de conflito de interesse: nada a declarar.

Referências

1. Triches RM, Giugliani ERJ. Obesidade, práticas alimentares e conhecimentos de nutrição em escolares. *Rev Saúde Pública* 2005; 39(4): 541-7.
2. Lopes ACS, Caiaffa WT, Migoti SA, Lima-Costa MFF. Ingestão alimentar em estudos epidemiológicos. *Rev Bras Epidemiol* 2003; 6(3): 209-19.
3. Willet WC. *Nutritional Epidemiology*. 2nd ed. Oxford: Oxford University Press; 1998.
4. Beaton GH, Burema J, Ritenbaugh C. Errors in the interpretation of dietary assessments. *Am J Clin Nutr* 1997; 65: S1100-7.
5. Slater B, Philippi ST, Marchioni DML, Fisberg RM. Validação de Questionários de Frequência Alimentar - QFA: considerações metodológicas. *Rev Bras Epidemiol* 2003; 6(3):2 00-8.
6. Renisow K, Odom E, Wang T, Dudley WN et al. Validation of Three Food Frequency Questionnaires and 24-Hour Recalls with serum Carotenoid Levels in a Sample of African-American Adults. *Am J Epidemiol* 2000; 152: 1072-9.
7. Pereira MG. *Epidemiologia: teoria e prática*. Rio de Janeiro: Guanabara Koogan; 2001.
8. Drapeau V, Despres JP, Bouchard C, Allard L, Fournier G, Leblanc C, Tremblay A. Modifications in food-group consumption are related to long-term body-weight changes. *Am J Clin Nutr* 2004; 80: 29-37.
9. Berkey CS, Rockett HRH, Willett WC, Colditz GA. Milk, dairy fat, dietary calcium, and weight gain: a longitudinal study of adolescents. *Arch Pediatr Adolesc Med* 2005; 159: 543-50.
10. Sichieri R. *Epidemiologia da obesidade*. Rio de Janeiro: Ed. UERJ; 1998.
11. Cardoso MA, Stocco PR. Desenvolvimento de um questionário quantitativo de frequência alimentar em imigrantes japoneses e seus descendentes residentes em São Paulo, Brasil. *Cad Saúde Pública* 2000; 16(1): 107-14.
12. 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: 629-35.

13. Cade J, Thompson R, Burley V, Warm D. Development, validation and utilization of food-frequency questionnaires-a review. *Public Health Nutr* 2002; 5: 567-87.
14. Majem LIS, Barba LR. Recordatorio de 24 horas. In: Majem LIS, Bartrina JA, Verdú JM. *Nutrición y Salud Pública – Métodos, bases científicas y aplicaciones*. Barcelona: Masson S.A.; 1995. p. 113-9.
15. Slater B. *Desenvolvimento e validação de um questionário semi-quantitativo de frequência alimentar para adolescentes* [tese de doutorado]. São Paulo: Faculdade de Saúde Pública da USP; 2001.
16. Pinheiro ABV, Lacerda EMA, Benzecry EH, Gomes MC, Costa VM. *Tabela para avaliação de consumo em medidas caseiras*. 4. ed. São Paulo: Atheneu; 2001.
17. [DIETSYS] – HHHQ-Dietsys Analysis Software, Versão 4.01 [programa de computador]. National Cancer Institute; 1999.
18. Landis JR, Koch GG. The measurement of observer agreement for categorical data. *Biometrics* 1977; 33: 159-74.
19. Bland JM, Altman DG. Measuring agreement in method comparison studies. *Stat Methods Med Res* 1999; 8(2): 135-60.
20. Nelson M. *The validation of dietary assessment: design concepts in nutrition epidemiology*. 2. ed. Oxford: Oxford University Express; 1997. p. 241-72.
21. Marks GC, Hughes MC, van der Pols JC. Relative Validity of Food Intake Estimates Using a Food Frequency Questionnaire Is Associated with Sex, Age, and Other Personal Characteristics. *J Nutr* 2006; 136(2): 459-465.
22. Millen AE, Midthune D, Thompson FE, Kipnis V, Subar AF. The National Cancer Institute Diet History Questionnaire: Validation of Pyramid Food Servings. *Am J Epidemiol* 2006; 163(3): 279-88.
23. Spencer EH, Elon LK, Hertzberg VS, Stein AD, Frank E. Validation of a Brief Diet Survey Instrument among Medical Students. *J Am Diet Assoc* 2005; 105: 802-806.
24. Cade JE, Burley VJ, Warm DL, Thompson RL, Margetts BM. Food frequency questionnaires: a review of their design, validation and utilization. *Nutr Res Rev* 2004; 17: 5-22.
25. 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: 310-20.
26. Matarazzo HCZ, Marchioni DML, Figueiredo RAO, Slater B, Eluf Neto, J, Wünsch Filho, V. Reprodutibilidade e validade do questionário de frequência de consumo alimentar utilizado em estudo caso-controle de câncer oral. *Rev Bras Epidemiol* 2006; 9(3): 316-24.
27. Michels KB, Welch AA, Luben R, Bingham SA, Day NE. Measurement of fruit and vegetable consumption with diet questionnaires and implications for analyses and interpretation. *Am J Epidemiol* 2005; 161: 987-94.
28. Pisani P, Faggiano F, Krogh V, et al. Relative validity and reproducibility of a food frequency dietary questionnaire for use in the Italian EPIC centers. *Int J Epidemiol* 1997; 26(S1): S152-60.
29. Ocke MC, Bueno-de-Mesquita HB, Goddijn HE, et al. The Dutch EPIC food frequency questionnaire. I. Description of the questionnaire, and relative validity and reproducibility for food groups. *Int J Epidemiol* 1997; 26(S1): S37-48.
30. Armstrong BK, White E, Saracci R. *Principles of Exposure Measurement in Epidemiology*. Oxford: Oxford University Press, 1995.
31. Masson LF, McNeill G, Tomany JO, Simpson JA, Peace HS, Wei L, Grubb DA, Bolton-Smith C. Statistical approaches for assessing the relative validity of a semi-quantitative food frequency questionnaire: use of correlation coefficients and the Kappa statistic. *Publ Health Nutr* 2003; 6: 313-21.
32. Assis MAA, Guimarães D, Calvo MCM, Barros MVG, Kupek E. reprodutibilidade e validade de questionário de consumo alimentar para escolares. *Rev Saúde Pública* 2007; 41(6):054-7

Recebido em: 27/02/08
 Versão final reapresentada em: 10/07/08
 Aprovado em: 17/10/08