

## Reprodutibilidade, validade relativa e calibração de um questionário de frequência alimentar para adultos da Região Metropolitana de Porto Alegre, Rio Grande do Sul, Brasil

Reproducibility, relative validity, and calibration of a food-frequency questionnaire for adults in Greater Metropolitan Porto Alegre, Rio Grande do Sul State, Brazil

Reproducibilidad, validez relativa y calibración de un cuestionario de frecuencia alimentaria para adultos de la región metropolitana de Porto Alegre, Río Grande do Sul, Brasil

Simone Bonatto <sup>1</sup>  
 Ruth Liane Henn <sup>1</sup>  
 Maria Teresa Anselmo Olinto <sup>1</sup>  
 Luiz Antonio dos Anjos <sup>2</sup>  
 Vivian Wahrlich <sup>2</sup>  
 William Waissmann <sup>3</sup>

### Abstract

*This study tested the relative validity and estimated calibration factors of a food-frequency questionnaire (FFQ) with 120 food items in 128 adults. We applied one FFQ and three 24h recalls. Validity was tested by the Bland-Altman method, intraclass correlation coefficient (ICC), classification in quartile categorization, and weighted kappa. Calibration factors were estimated by linear regression, with 24h recall of food intake as the dependent variable and the FFQ values as the independent variable. FFQ underestimated the nutrient intake when compared to 24h recall. The energy-adjusted and deattenuated ICC ranged from 0.19 (zinc) to 0.82 (calcium). 37% of subjects were classified in the same quartile, with mean kappa of 0.28 (zinc: 0.08; calcium: 0.49). The highest calibration factors were 0.48 (calcium), 0.47 (potassium), and 0.44 (carbohydrates), and the lowest was 0.10 (retinol). FFQ showed satisfactory relative validity and calibrated energy and nutrient intake values similar to 24h recall.*

*Food Consumption; Reproducibility of Results; Validation Studies; Calibration; Adult*

### Resumo

*Este estudo testou reprodutibilidade e validade relativa, e estimou fatores de calibração de um QFA (questionário de frequência alimentar) com 120 itens alimentares, em 128 adultos. Aplicou-se um QFA e três inquéritos recordatórios de 24hs (IR24h). A validade foi testada pelo método de Bland-Altman, correlação intraclass (CCI), classificação em quartos de ingestão e kappa ponderado. Os fatores de calibração foram estimados por meio de regressão linear, com os valores de ingestão alimentar do IR24h como variável dependente e os valores do QFA como variável independente. O QFA subestimou a ingestão da maioria dos nutrientes em relação ao IR24h. O CCI corrigido para energia e deatenuado variou de 0,19 (zinco) a 0,82 (cálcio). Trinta e sete por cento dos indivíduos foram classificados no mesmo quarto, com valor médio de kappa de 0,28 (zinco: 0,08; cálcio: 0,49). Os maiores fatores de calibração foram 0,48 (cálcio), 0,47 (potássio) e 0,44 (carboidratos), e o menor fator foi 0,10 (retinol). Esse QFA demonstrou validade relativa satisfatória e valores de ingestão de energia e nutrientes calibrados semelhantes ao IR24h.*

*Consumo de Alimentos; Reprodutibilidade dos Testes; Estudos de Validação; Calibração; Adulto*

<sup>1</sup> Universidade do Vale do Rio dos Sinos, São Leopoldo, Brasil.

<sup>2</sup> Universidade Federal Fluminense, Niterói, Brasil.

<sup>3</sup> Escola Nacional de Saúde Pública Sergio Arouca, Fundação Oswaldo Cruz, Rio de Janeiro, Brasil.

#### Correspondência

R. L. Henn  
 Centro de Ciências da Saúde,  
 Universidade do Vale do Rio dos Sinos.

Av. Unisinos 950,  
 São Leopoldo, RS  
 93022-000, Brasil.  
 ruthenn@unisinos.br

## Introdução

A Organização Mundial da Saúde (OMS) reconhece que uma alimentação saudável, acompanhada da prática de atividade física, é estratégia fundamental na prevenção das doenças crônicas não transmissíveis<sup>1</sup>. Sendo assim, torna-se necessário avaliar a ingestão alimentar, à medida em que os alimentos, por meio de seus componentes, são determinantes na promoção e manutenção da saúde e prevenção de morbimortalidade<sup>2</sup>.

Na investigação das possíveis relações entre ingestão alimentar e ocorrência de agravos não transmissíveis, a dieta pregressa ou habitual deve ser avaliada. Nesse contexto, o questionário de frequência alimentar (QFA) é o método mais utilizado, pois classifica os indivíduos segundo a sua ingestão alimentar habitual, além de ser um instrumento de fácil aplicação e baixo custo<sup>2,3</sup>. Entretanto, esse instrumento está sujeito a erros sistemáticos e randômicos, implicando associações fracas entre dieta e agravos à saúde<sup>3</sup>. Com isso, nos últimos anos tem sido observado o aumento de estudos de construção e avaliação das propriedades psicométricas de QFA, realizados por pesquisadores de diversas partes do Brasil<sup>4,5,6,7</sup>. A diversidade cultural existente no país demanda a realização desses estudos para as populações alvo, delimitadas por área ou regiões.

A reprodutibilidade de um QFA se refere à capacidade que este instrumento tem de produzir estimativas semelhantes em dois momentos diferentes. A validade, por sua vez, é obtida comparando-se a estimativa de ingestão alimentar do QFA com métodos independentes, considerados padrão-ouro. Como não existe um padrão ouro para avaliação dietética, o consumo dos alimentos ou nutrientes é comparado com outro método tido como mais exato e considerado como padrão de referência<sup>2</sup>. Diversos métodos estatísticos são utilizados para avaliar a validade do QFA. Entre eles estão os coeficientes de correlação, classificação em categorias de ingestão alimentar (quartis ou quintis) em cada método e o método proposto por Bland & Altman<sup>8</sup>, que avalia a concordância entre os métodos por meio da média das diferenças entre eles<sup>8,9,10</sup>. Os estudos de calibração, por sua vez, servem para aproximar os dados obtidos com o QFA aos valores do método de referência<sup>11</sup>.

O presente estudo tem como objetivo testar a reprodutibilidade, a validade relativa e estimar os fatores de calibração de um QFA desenvolvido para adultos residentes na Região Metropolitana de Porto Alegre, Rio Grande do Sul, Brasil.

## Métodos

Este trabalho está inserido no projeto de pesquisa *Construção e Validação de um Instrumento de Avaliação da Ingestão Alimentar na População Adulta* (Programa Nacional de Cooperação Acadêmica – PROCAD 01/2005, nº 0257052), desenvolvido pelos programas de pós-graduação da Universidade do Vale do Rio dos Sinos (UNISINOS), Universidade Federal Fluminense (UFF) e Escola Nacional de Saúde Pública Sergio Arouca, Fundação Oswaldo Cruz (ENSP/Fiocruz).

Foi realizado um estudo observacional de acompanhamento longitudinal.

Recrutou-se uma amostra de conveniência de 164 indivíduos, de ambos os sexos, com idades entre 20 e 69 anos. Esse tamanho de amostra atende ao recomendado pela literatura, pois foi demonstrado que estudos de validação com um número de indivíduos maior do que 150 a 200 fornece pouca precisão adicional<sup>12</sup>. Para a seleção dos participantes, divulgou-se a pesquisa por meio de jornais e distribuição de panfletos na Região Metropolitana de Porto Alegre. Obesidade (índice de massa corporal  $\geq 30\text{kg/m}^2$ ), patologias que interferissem no hábito alimentar, gravidez e estar em dieta orientada por profissional de saúde foram considerados critérios de exclusão.

A coleta de dados foi realizada entre janeiro e abril de 2007, no centro clínico de um hospital privado, em Porto Alegre, e na clínica escola de uma universidade de São Leopoldo, Rio Grande do Sul. As entrevistas foram realizadas por entrevistadores treinados, acompanhados de um manual de instruções com todas as etapas da pesquisa. As características demográficas e socioeconômicas foram obtidas por meio de um questionário padronizado, pré-codificado e pré-testado. As variáveis foram categorizadas como segue: sexo (feminino/masculino); idade (20-40 anos e 40 anos ou mais); situação conjugal (com companheiro/sem companheiro); escolaridade (ensino médio, superior completo/em andamento e pós-graduação completa/em andamento); e classe socioeconômica (com base no Critério de Classificação Econômica Brasil da Associação Brasileira de Empresas de Pesquisa – ABEP<sup>13</sup>: A – 35-46 pontos; B – 23-34 pontos; C – 14-22 pontos).

Dados de ingestão alimentar foram obtidos com a aplicação de dois QFA e três IR24h (inquérito recordatório de 24 horas). Cada participante foi entrevistado em três momentos: 1º momento – QFA1 e IR24h1; 2º momento – questionário sobre informações demográficas e socioeconômicas e IR24h2; e 3º momento – QFA2 e IR24h3. Uma das aplicações do IR24h foi realizada na

segunda-feira para contemplar a ingestão alimentar do domingo.

Os questionários eram codificados pelos entrevistadores, ao final das entrevistas, e revisados pelas supervisoras. Para garantir a qualidade na coleta dos dados, as supervisoras permaneceram nos locais de coleta de dados a maior parte do tempo e, periodicamente, realizavam reuniões para esclarecimento de dúvidas.

### **Questionário de frequência alimentar**

Dados referentes às etapas prévias do desenvolvimento do QFA estão descritos no trabalho de Zanolla et al.<sup>14</sup>, no qual um QFA quantitativo, com 127 itens alimentares, teve testada a sua reprodutibilidade e validade. Embora o referido QFA tenha apresentado propriedades psicométricas aceitáveis, reconheceu-se a necessidade do seu aprimoramento, o que exigiu um novo estudo de reprodutibilidade e validade. Além disso, ampliou-se o local de realização do estudo para a Região Metropolitana de Porto Alegre. O QFA, então, foi reduzido para 120 itens alimentares, reunidos em 19 grupos, e adaptado para ser semiquantitativo. A redução da lista explica-se pela exclusão de alimentos que não tiveram relato de ingestão e pela agregação, em um único item, de alimentos isolados, como foi o caso de vários biscoitos salgados similares que passaram a compor o item “biscoitos salgados”. Por outro lado, alimentos frequentemente relatados nos IR24h desse estudo prévio (aqueles citados por, aproximadamente, 2% da amostra) e que não constavam da lista original do QFA, foram acrescentados (refrigerante *light* e arroz integral), e outros, que constituíam um único item alimentar, foram separados (café e chá). Incluiu-se, também, o grupo “alimentos de consumo regional” de modo a contemplar alimentos típicos. Os itens desse grupo para a Região Metropolitana de Porto Alegre foram chimarrão, cuca, pinhão e polenta frita. O QFA também previu espaço para o registro de outros alimentos referidos pelos participantes. Além da lista de alimentos, a nova versão do QFA apresentou uma seção para registrar se o indivíduo ingeria ou não o item alimentar, outra para o registro da frequência de ingestão, que podia ser mensal ou semanal, um espaço para informar o número de vezes que o alimento era ingerido no dia, e uma última seção para registrar o número de porções ingeridas, considerando-se os tamanhos predeterminados (unidades naturais, medidas caseiras ou unidades de comercialização). A gramatura das porções foi estabelecida com base na Tabela para avaliação de consumo alimentar em medidas caseiras<sup>15</sup> e nas informações dos rótulos dos alimentos industrializados.

O período de referência foi o consumo no mês anterior ao da entrevista.

### **Inquérito recordatório de 24 horas**

O IR24h foi utilizado para avaliar a ingestão alimentar no dia anterior à entrevista. O participante respondia detalhadamente sobre todos os alimentos e bebidas ingeridos, o modo de preparo e a marca comercial. O tamanho ou o volume da porção ingerida era informado com o auxílio de um álbum fotográfico, com 224 fotos, produzido no Laboratório de Avaliação Nutricional e Funcional da UFF (LANUFF).

### **Preparação dos dados para as análises**

A entrada dos dados socioeconômicos e demográficos foi feita no programa Epi Info 6.0 (Centers for Disease Control and Prevention, Atlanta, Estados Unidos), com dupla digitação e validação.

Os dados dos IR24h e do QFA foram digitados em planilha de Excel for Windows (Microsoft Corp., Estados Unidos) e a ingestão alimentar foi transformada em gramas/dia. Para o QFA, as frequências mensal e semanal foram transformadas numa base diária, dividindo-se por 30 e 7, respectivamente. Esse resultado foi multiplicado pelo número de vezes que o entrevistado referiu ter ingerido no dia, pelo número de porções e pela gramatura da porção. Por exemplo, a ingestão em gramas/dia para um indivíduo que referiu ter ingerido abacaxi 3 vezes no mês, em cada um destes dias referiu ter ingerido 2 vezes e, em cada vez, ingeriu 1 fatia de 75g, seria de 15g ( $[(3/30) \times 2 \times 75] = 15g$ ). Caso o participante tivesse referido a ingestão de abacaxi 2 vezes na semana, em cada um destes dias referiu ter ingerido 2 vezes e, em cada vez, ingeriu 2 fatias de 75g cada uma, a ingestão diária seria de 86g ( $[(2/7) \times 2 \times (2 \times 75)] = 86g$ ). A análise da composição nutricional foi feita com base na TACO – *Tabela Brasileira de Composição de Alimentos*<sup>16</sup> e na tabela americana *USDA National Nutrient Database for Standard Reference – Release 20* (United States Department of Agriculture. *Food Search for Window, Version 1.0, Database SR20*. <http://www.ars.usda.gov/nutrientdata>, acessado em 12/Nov/2007). Para alguns alimentos, houve a necessidade de utilização das informações contidas nos rótulos e elaboração de receitas. O cômputo final dos nutrientes foi realizado com o auxílio do SAS (SAS Institute, Cary, Estados Unidos). Avaliou-se energia e os seguintes nutrientes: carboidratos, proteínas, gorduras totais, gorduras saturadas, gorduras monoinsaturadas, gorduras poli-insaturadas, colesterol, fibra, cálcio, fósforo, ferro, sódio, potássio, zinco, retinol e vitamina C.

A variabilidade intraindividual no consumo alimentar, obtida pelos IR24h, pode atenuar as correlações entre o método teste de avaliação do consumo (QFA) e o método de referência (IR24h). No presente trabalho, os dados de ingestão de energia e nutrientes corrigidos pela variabilidade intraindividual foram obtidos por meio do programa PC-SIDE (Department of Statistics, Iowa State University, Iowa, Estados Unidos), desenvolvido pelo National Research Council e Iowa State University<sup>17,18</sup>. Esses valores foram utilizados nas diferentes medidas de validade do QFA do presente estudo.

Posteriormente, todos os dados foram exportados para o IBM SPSS 20.0 para Windows (IBM Corp., Armonk, Estados Unidos).

### **Análises estatísticas**

Os dados socioeconômicos e demográficos foram descritos como proporção. Foram calculadas as médias  $\pm$  desvios padrão para os valores de energia e nutrientes obtidos no QFA1, QFA2 e nos três IR24h.

A normalidade dos dados de energia e nutrientes foi verificada pelo teste de Shapiro-Wilk e os valores foram transformados em seu logaritmo natural para normalizar sua distribuição, a qual foi confirmada ao se testar os dados log-transformados. Utilizou-se a fórmula  $\log(x+1)$  para corrigir possíveis nutrientes cujo consumo tivesse sido igual a zero<sup>19</sup>.

Todos os nutrientes de ambos os QFA e dos IR24h foram corrigidos pela energia, computando-se os resíduos da análise de regressão linear, com a ingestão energética total como variável independente e a ingestão dos nutrientes como variável dependente. Como os resíduos incluem valores negativos, adicionou-se a eles a ingestão energética média da amostra como uma constante<sup>3</sup>.

A reprodutibilidade foi testada por meio dos coeficientes de correlação intraclasse (CCI), por ponto e por intervalo de 95% de confiança (IC95%), tanto para os nutrientes brutos log-transformados como para os nutrientes log-transformados corrigidos pela energia.

A validade do QFA foi testada por meio do CCI; pela classificação dos indivíduos de acordo com sua distribuição em quartos de ingestão de energia e nutrientes, em ambos os métodos, utilizando-se o kappa ponderado; e pelo método de Bland-Altman<sup>8</sup>, que permite determinar se há diferenças sistemáticas (viés) entre o QFA e o IR24h (diferença média entre os dois métodos), bem como, a amplitude destas diferenças, por meio dos limites de concordância (LDC), os quais definem a faixa em que se espera que es-

tejam 95% dos valores referentes às diferenças entre os dois métodos<sup>8</sup> e são calculados pela fórmula:

$$\text{LDC} = \text{diferença média} \pm 1,96 * \text{desvio-padrão da diferença.}$$

Para testar a dependência entre os dois métodos, ajustou-se uma linha de regressão das diferenças. Se ambos os métodos variam igualmente, espera-se que a correlação entre as diferenças seja igual a zero<sup>8</sup>. Para as análises de validade, considerou-se o segundo questionário (QFA2), uma vez que ambos os métodos devem avaliar a ingestão alimentar do mesmo período<sup>9</sup>.

Em epidemiologia nutricional, a calibração é utilizada para corrigir os dados de ingestão, obtidos com o método teste (QFA), pelo método de referência (IR24h). Neste estudo utilizou-se a regressão linear, com a ingestão de energia e nutrientes do IR24h corrigidos pela variabilidade intraindividual como variável dependente e aquela do QFA como variável independente. Foram obtidas a constante de regressão ( $\alpha$ ) e a inclinação da reta da regressão ( $\lambda$ ), esta última sendo o fator de calibração, informação chave para a correção do erro da relação entre dieta e agravos à saúde<sup>20,21</sup>. Os valores de energia e nutrientes calibrados foram obtidos utilizando-se  $\alpha$  e  $\lambda$  por meio da seguinte equação:

$$\text{QFA calibrado} = \alpha + \lambda \text{QFA}$$

A pesquisa foi submetida ao Comitê de Ética da UNISINOS e aprovada. Antes da aplicação do questionário, todos os procedimentos foram explicados e obteve-se a concordância do entrevistado em participar da pesquisa por meio da assinatura do Termo de Consentimento Livre e Esclarecido.

### **Resultados**

Dos 164 indivíduos que iniciaram a pesquisa, 137 concluíram todas as etapas. Os principais motivos alegados para a saída do estudo foram: indisponibilidade de tempo, duração das entrevistas (50-90 minutos para o QFA e 20-40 minutos para o IR24h ou questionário socioeconômico e demográfico) e viagem de férias. Nove indivíduos (7%) foram excluídos por apresentarem ingestão alimentar superior a 5.000kcal/dia em um dos questionários de frequência alimentar, valores de consumo usual considerados pouco prováveis<sup>22</sup>. O intervalo médio entre as aplicações dos instrumentos foi de 18 dias para o QFA e de 16 dias para o IR24h.

A amostra foi predominantemente feminina (73%), 59,4% encontravam-se na faixa etária de 20-40 anos e 61,7% viviam sem companheiro. Em relação à escolaridade, 59,4% da amostra tinham curso superior ou pós-graduação completo ou em andamento, e 85,3% pertenciam às classes socioeconômicas A e B (dados não demonstrados em tabela).

O consumo de energia mínimo no IR24h foi 701,8Kcal/dia e o máximo 4.236,7Kcal/dia. Para o QFA1, os consumos mínimo e máximo foram, respectivamente, 849,7Kcal e 4.797,2Kcal/dia. Esses valores para o QFA2 foram 591,2Kcal e 4.515,9Kcal/dia (dados não demonstrados em tabela).

A Tabela 1 mostra que o QFA1 produziu estimativas médias de energia e nutrientes maiores que o QFA2. Os coeficientes de correlação intraclasses não corrigidos pela energia variaram de 0,59 (ferro) a 0,74 (vitamina C). O ajuste pela energia aumentou os coeficientes de correlação para a maioria dos nutrientes, com valores que variaram de 0,54 (gordura monoinsaturada) a 0,77 (cálcio).

Na Tabela 2, estão descritos os valores do consumo médio de energia e nutrientes do QFA2

e da média dos três IR24h. Também são apresentados os CCI brutos, deatenuados e corrigidos pela energia; a concordância pela classificação dos indivíduos em quartos de ingestão de energia e nutrientes; e os valores do kappa ponderado entre os dois métodos. Os coeficientes de correlação brutos variaram de 0,05 (retinol) a 0,51 (fibra). Os coeficientes deatenuados e corrigidos pela energia aumentaram para a maioria dos nutrientes, variando de 0,14 para zinco a 0,71 para cálcio. O percentual médio de indivíduos classificados no mesmo quarto pelos dois métodos foi de 36%, com o menor percentual para o zinco (25,8%) e o maior para o cálcio (50,8%). Já o percentual médio de indivíduos classificados em quartos opostos foi de 5%. O valor de kappa ponderado variou de 0,10 (ferro) a 0,49 (cálcio).

A Tabela 3 apresenta as diferenças médias e os LDC entre o QFA2 e o IR24h corrigido para a variabilidade intraindividual. Os valores das diferenças médias revelaram que o QFA, em relação ao IR24h, superestimou a energia e substituiu 56,3% dos nutrientes avaliados. Embora as diferenças médias tenham sido pequenas, os LDC foram amplos para a maioria dos nutrientes. A Figura 1 apresenta os gráficos de dispersão

Tabela 1

Média e desvio padrão (DP) de ingestão de energia e nutrientes dos questionários de frequência alimentar 1 e 2 (QFA1) (QFA2) (n = 128).

Energia e nutrientes	QFA1 (DP)	QFA2 (DP)	CCI *	IC95%	CCI **	IC95%
Energia (kcal)	2.423,4 (872,6)	2.081,6 (806,4)	0,63	0,41-0,76	-	-
Carboidrato (g)	335,8 (46,9)	281,3 (47,1)	0,62	0,38-0,76	0,71	0,60-0,79
Proteína (g)	95,6 (18,7)	84,4 (16,9)	0,64	0,45-0,76	0,61	0,49-0,71
Gordura						
Total (g)	76,5 (14,4)	65,5 (12,7)	0,64	0,49-0,75	0,65	0,54-0,74
Saturada (g)	27,4 (7,3)	24,9 (6,4)	0,63	0,50-0,73	0,65	0,53-0,74
Monoinsaturada (g)	25,3 (5,7)	20,8 (5,0)	0,62	0,46-0,73	0,54	0,41-0,66
Poli-insaturada (g)	11,9 (2,9)	10,2 (2,8)	0,66	0,52-0,76	0,61	0,49-0,71
Colesterol (mg)	290,8 (92,3)	263,2 (93,9)	0,65	0,53-0,74	0,55	0,41-0,66
Fibra (g)	27,1 (10,0)	22,9 (8,2)	0,70	0,55-0,80	0,75	0,66-0,82
Cálcio (mg)	890,1 (317,8)	784,9 (324,5)	0,65	0,51-0,75	0,77	0,69-0,83
Fósforo (mg)	1.441,0 (261,5)	1.260,0 (231,7)	0,64	0,47-0,75	0,69	0,58-0,77
Ferro (mg)	10,3 (2,3)	9,0 (1,9)	0,59	0,40-0,72	0,63	0,51-0,73
Sódio (mg)	2.206,9 (906,3)	1.893,6 (502,1)	0,64	0,49-0,75	0,63	0,52-0,73
Potássio (mg)	3501,6 (906,3)	2935,6 (724,4)	0,60	0,37-0,74	0,75	0,66-0,82
Zinco (mg)	10,5 (2,3)	9,2 (2,0)	0,63	0,47-0,74	0,57	0,44-0,67
Retinol (mcg)	430,5 (515,2)	376,9 (306,7)	0,67	0,56-0,76	0,66	0,55-0,75
Vitamina C (mg)	188,9 (227,3)	145,1 (142,3)	0,74	0,64-0,81	0,76	0,67-0,83

CCI: coeficiente de correlação intraclasses; IC95%: intervalo de 95% de confiança.

\* Energia e nutrientes log-transformados;

\*\* Nutrientes log-transformados e corrigidos pela energia



Tabela 2

Média e desvio-padrão (DP) de ingestão de energia e nutrientes, coeficientes de correlação intraclasse (CCI) e intervalos de 95% de confiança (IC95%), percentual de concordância, estatística kappa ponderado e IC95% entre o questionário de frequência alimentar 2 (QFA2) e a média de três inquéritos recordatórios de 24 horas (IR24h) corrigidos pela variabilidade intraindivíduo (n = 128).

Energia e nutrientes	QFA2 (DP)	3 IR24h (DP)	CCI * (IC95%)	CCI ** (IC95%)	Concordância **		Kappa (IC95%)
					Exata (%)	Oposta (%)	
Energia (Kcal)	2.081,6 (806,4)	2.060,2 (649,3)	0,44 (0,29-0,57)	-	35,9 *	3,9 *	0,29 (0,17-0,41)
Carboidrato (g)	282,3 (121,2)	263,0 (94,5)	0,48 (0,33-0,60)	0,54 (0,40-0,65)	38,3	2,3	0,35 (0,23-0,47)
Proteína (g)	83,7 (32,6)	95,4 (36,8)	0,40 (0,24-0,54)	0,37 (0,21-0,51)	35,9	4,7	0,26 (0,14-0,38)
Gordura							
Total (g)	66,4 (29,1)	69,2 (26,6)	0,38 (0,22-0,52)	0,44 (0,29-0,57)	34,4	6,3	0,26 (0,14-0,38)
Saturada (g)	25,5 (11,8)	26,0 (10,1)	0,41 (0,25-0,54)	0,44 (0,28-0,57)	34,4	1,6	0,26 (0,14-0,38)
Monoinsaturada (g)	21,6 (9,7)	21,8 (9,0)	0,42 (0,27-0,56)	0,40 (0,25-0,54)	35,9	5,5	0,26 (0,14-0,38)
Poli-insaturada (g)	9,5 (4,7)	11,7 (5,8)	0,35 (0,18-0,50)	0,34 (0,18-0,49)	36,7	5,5	0,28 (0,15-0,40)
Colesterol (mg)	262,6 (131,8)	309,4 (167,2)	0,32 (0,16-0,47)	0,42 (0,27-0,55)	36,7	3,9	0,33 (0,21-0,44)
Fibra (g)	22,0 (11,2)	20,4 (8,8)	0,51 (0,37-0,63)	0,59 (0,46-0,69)	41,4	2,3	0,35 (0,23-0,47)
Cálcio (mg)	785,8 (376,0)	768,4 (387,4)	0,48 (0,33-0,60)	0,71 (0,61-0,78)	50,8	0,8	0,49 (0,38-0,60)
Fósforo (mg)	1.259,3 (462,0)	1.364,3 (478,7)	0,42 (0,26-0,55)	0,48 (0,34-0,61)	40,6	3,9	0,38 (0,26-0,49)
Ferro (mg)	9,4 (3,9)	11,4 (5,4)	0,28 (0,11-0,43)	0,19 (0,02-0,35)	32,0	14,1	0,10 (-0,03-0,23)
Sódio (mg)	1.893,5 (860,8)	2.485,7 (1.168,6)	0,33 (0,13-0,50)	0,25 (0,09-0,40)	29,7	8,6	0,14 (0,01-0,27)
Potássio (mg)	2.953,3 (1.111,0)	2.943,3 (1.126,2)	0,42 (0,27-0,55)	0,58 (0,45-0,68)	41,4	3,1	0,36 (0,24-0,48)
Zinco (mg)	9,3 (3,8)	12,8 (6,2)	0,22 (0,04-0,39)	0,14 (-0,03-0,30)	25,8	7,0	0,06 (-0,06-0,19)
Retinol (mcg)	376,3 (326,7)	247,3 (150,5)	0,05 (-0,09-0,21)	0,23 (0,06-0,38)	31,3	7,0	0,18 (0,05-0,30)
Vitamina C (mg)	144,2 (143,9)	94,9 (120,9)	0,40 (0,24-0,54)	0,51 (0,37-0,63)	38,3	3,9	0,33 (0,20-0,45)
Média			0,37	0,4	36,3	5,0	0,28

\* Nutrientes log-transformados;

\*\* Nutrientes log-transformados e corrigidos pela energia.

das diferenças entre os métodos para ferro e vitamina C e as linhas de regressão. Observou-se uma tendência linear entre a diferença média do QFA e IR24 e o método de referência, com maior magnitude do viés nos extremos de ingestão. Essa característica também foi observada para os demais nutrientes.

Na Tabela 4 estão descritos os parâmetros de calibração  $\alpha$  e  $\lambda$  e os valores calibrados do QFA2. O fator de calibração  $\lambda$  variou de 0,10 (retinol) a 0,48 (cálcio). Os valores calibrados foram semelhantes aos dados de ingestão obtidos pelo método de referência.

## Discussão

O presente estudo mediu a reprodutibilidade e a validade relativa, bem como estimou os fatores de calibração de um QFA, com 120 itens alimentares, em adultos, residentes na Região Metropolitana de Porto Alegre, utilizando como método de referência o IR24h.

A reprodutibilidade foi analisada por meio dos coeficientes de correlação intraclasse. Todos os nutrientes, tanto brutos como corrigidos pela energia, apresentaram coeficientes acima de 0,50. Achados semelhantes foram encontrados por Ribeiro et al.<sup>23</sup>, porém, para a maioria dos nutrientes os coeficientes foram superiores aos reportados em outro trabalho<sup>6</sup>. Na literatura, coeficientes de correlação entre 0,40 e 0,70 são considerados indicativos de boa reprodutibilidade do QFA<sup>3</sup>. Sabe-se, contudo, que a reprodutibilidade pode ser afetada pelo intervalo de tempo entre as administrações dos questionários<sup>3</sup>. Intervalo muito curto, tal como poucos dias ou semanas, favorece que os entrevistados lembrem-se das respostas dadas no primeiro QFA, produzindo correlações altas, porém espúrias. Por outro lado, quando o intervalo é muito longo, duas condições podem ocorrer: mudanças reais na dieta e variabilidade nas respostas, ambas levando a coeficientes mais baixos<sup>9</sup>. No presente estudo, o intervalo de tempo médio entre as aplicações foi de 18 dias. Esse intervalo poderia

Tabela 3

Diferença média e limites de concordância (LDC) entre o questionário de frequência alimentar 2 (QFA2), corrigido pela energia, e o inquérito recordatório de 24 horas (IR24h) corrigido pela variabilidade intraindivíduo e pela energia (n = 128).

Energia e nutrientes	Diferença média *	Limite de concordância **
Energia (Kcal)	66,1	-1373,0; 1505,3
Carboidrato (g)	18,1	-73,3; 109,4
Proteína (g)	-10,6	-43,0; 21,9
Gordura		
Total (g)	1,4	-22,7; 25,4
Saturada (g)	1,6	-10,4; 13,5
Monoinsaturada (g)	-0,2	-9,3; 9,0
Poli-insaturada (g)	0,3	-5,0; 5,5
Colesterol (mg)	-39,7	-223,2; 143,8
Fibra (g)	3,3	-11,9; 18,4
Cálcio (mg)	-4,4	-639,3; 630,6
Fósforo (mg)	-91,9	-545,1; 361,4
Ferro (mg)	-3,1	-7,0; 0,8
Sódio (mg)	-419,2	-1.402,7; 564,4
Potássio (mg)	-74,8	-1.493,7; 1.344,1
Zinco (mg)	-2,7	-6,9; 1,5
Retinol (mcg)	102,7	-498,1; 703,6
Vitamina C (mg)	49,7	-228,3; 327,8

\* QFA2 – IR24h;

\*\* Limite de concordância = diferença média  $\pm$  1,96\*desvio-padrão da diferença.

implicar coeficientes de correlação mais altos, contudo, Burley et al.<sup>9</sup> demonstraram haver poucas diferenças ao compararem os coeficientes obtidos em estudos com intervalo de tempo de um mês ou menos àqueles obtidos em estudos com intervalos de um a seis meses.

A validade do instrumento foi testada com diferentes abordagens.<sup>9</sup> A primeira delas foi a correlação intraclasse, cujos coeficientes foram superiores a 0,40 para a maioria dos nutrientes não corrigidos, valores similares aos verificados em outros estudos de validação<sup>6,7</sup>. Após a deatenuação e correção pela energia, os coeficientes de correlação aumentaram para a maioria dos nutrientes. A correção pela energia é feita baseada no pressuposto que cada entrevistado relata a ingestão de nutrientes de maneira similar nos dois métodos, o que aumentaria os coeficientes após o ajuste<sup>24</sup>. Entretanto, os coeficientes de alguns nutrientes diminuíram, achados estes consistentes com os de outros estudos<sup>5,23,25,26</sup>. Quando o ajuste diminui os coeficientes, é possível que a variabilidade nos nutrientes se deva a erros sistemáticos de sub ou super-relato da ingestão alimentar em cada método<sup>3</sup>.

A classificação dos indivíduos em quantis de energia e nutrientes, por ambos os méto-

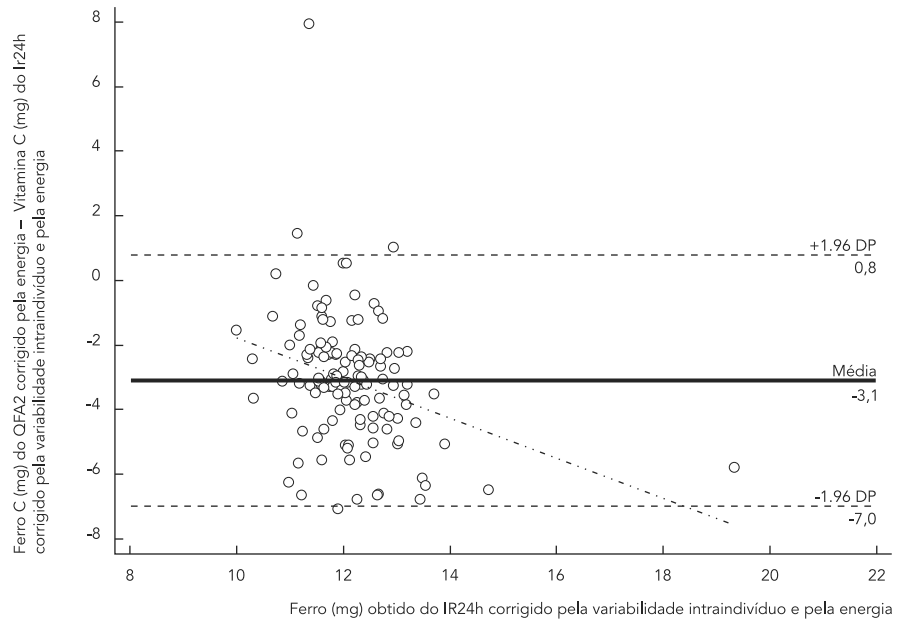
dos, mostra o grau de concordância entre estes. Neste trabalho, a proporção média de indivíduos classificados no mesmo quarto foi de 36% e em quartos opostos somente 5%. Em um estudo com adultos de Minas Gerais, 45% dos indivíduos foram classificados no mesmo quarto e 3% em quartos opostos<sup>25</sup>. Outros dois estudos, um no sul do Brasil<sup>5</sup> e outro no centro-oeste<sup>7</sup>, mostraram, respectivamente, que 38% e 34% dos indivíduos foram corretamente classificados no mesmo quarto, demonstrando semelhança com o presente trabalho. Deve-se levar em consideração que a classificação dos entrevistados de acordo com a distribuição de ingestão nos dois métodos, tanto pode agrupar indivíduos com níveis de ingestão diferentes na mesma categoria como colocar em categorias distintas aqueles com níveis de ingestão similares, caso estejam muito próximos do ponto de corte, especialmente se o tamanho da amostra é pequeno<sup>27</sup>; entretanto, o tamanho de amostra utilizado está dentro da faixa recomendada para estudos de validação. Os valores do kappa ponderado mostraram razoável concordância<sup>28</sup> entre os métodos. Esses resultados são consistentes com a literatura<sup>7,26</sup>.

Na análise de concordância proposta por Bland & Altman<sup>8</sup>, verificou-se que o QFA supe-

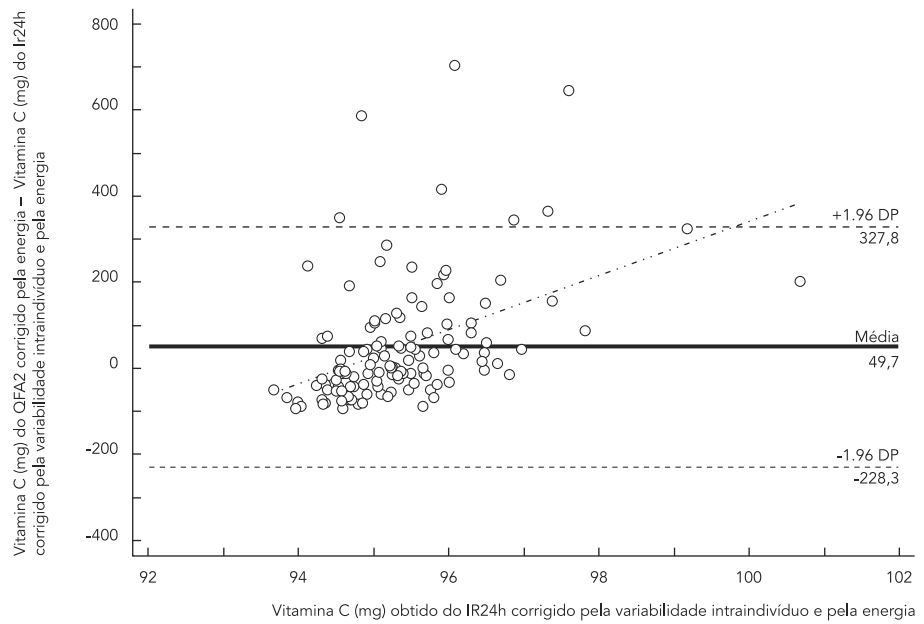
Figura 1

Análises de dispersão para ferro e vitamina C entre o questionário de frequência alimentar 2 (QFA2) e o inquérito recordatório de 24 horas (IR24h) (n = 128).

1a) Ferro



1b) Vitamina C



DP: desvio-padrão.



Tabela 4

Parâmetros de calibração ( $\alpha$  e  $\lambda$ ) e intervalos de 95% de confiança (IC95%); média e desvio padrão (DP) de ingestão de energia e nutrientes do questionário de frequência alimentar 2 (QFA2), três inquéritos recordatórios de 24 horas (IR24h), corrigidos pela variabilidade intraindivíduo, e questionário de frequência alimentar calibrado (QFA calibrado) (n = 128).

Energia e nutrientes *	$\alpha$ ** (IC95%)	$\lambda$ ** (IC95%)	QFA2 * (DP)	IR24h * (DP)	QFA2 calibrado *** (DP)
Energia (Kcal)	1.430,31 (1.210,52-1.650,10)	0,28 (0,18-0,38)	2.081,6 (806,4)	2.015,4 (504,4)	2.013,1 (225,8)
Carboidrato (g)	140,61 (104,04-177,19)	0,44 (0,31-0,56)	281,3 (47,1)	263,3 (39,9)	264,4 (20,7)
Proteína (g)	63,54 (50,74-76,34)	0,30 (0,15-0,45)	84,4 (16,9)	89,0 (15,1)	88,9 (5,1)
Gordura					
Total (g)	47,85 (40,10-55,60)	0,31 (0,19-0,43)	65,5 (12,7)	68,1 (9,2)	68,1 (3,9)
Saturada (g)	17,89 (15,62-20,17)	0,22 (0,13-0,31)	24,9 (6,4)	23,3 (3,5)	23,4 (1,4)
Monoinsaturada (g)	15,22 (12,87-17,57)	0,27 (0,16-0,38)	20,8 (5,0)	20,9 (3,4)	20,8 (1,3)
Poli-insaturada (g)	6,39 (4,49-8,30)	0,35 (0,16-0,53)	10,2 (2,8)	9,9 (3,0)	9,9 (1,0)
Colesterol (mg)	239,36 (200,23-278,49)	0,24 (0,10-0,38)	263,2 (93,9)	302,8 (78,0)	302,5 (22,5)
Fibra (g)	11,41 (8,68-14,15)	0,36 (0,25-0,43)	22,9 (8,2)	19,7 (6,0)	19,7 (2,9)
Cálcio (mg)	409,30 (311,81-506,79)	0,48 (0,37-0,60)	784,9 (324,5)	789,3 (263,4)	786,1 (155,8)
Fósforo (mg)	895,06 (714,16-1.075,95)	0,36 (0,22-0,50)	1.260,0 (231,7)	1.351,9 (203,7)	1.348,6 (83,4)
Ferro (mg)	10,14 (8,34-11,94)	0,22 (0,03-0,42)	9,0 (1,9)	12,1 (2,2)	12,1 (0,4)
Sódio (mg)	1.664,48 (1.324,69-2.004,26)	0,34 (0,17-0,52)	1.893,6 (502,1)	2.312,8 (523,2)	2.308,3 (170,7)
Potássio (mg)	1.614,77 (1.163,83-2.065,71)	0,47 (0,33-0,62)	2.935,6 (724,4)	3.010,5 (703,1)	2.994,5 (340,5)
Zinco (mg)	10,55 (8,22-12,87)	0,15 (-0,09-0,39)	9,2 (2,0)	11,9 (2,8)	11,9 (0,3)
Retinol (mcg)	236,34 (170,75-301,93)	0,10 (-0,03-0,24)	376,9 (306,7)	274,2 (237,2)	274,0 (30,7)
Vitamina C (mg)	62,77 (46,69-78,85)	0,22 (0,14-0,30)	145,1 (142,3)	95,4 (71,5)	94,7 (31,3)

\* Nutrientes corrigidos pela energia;

\*\* Fator de calibração;

\*\*\* QFA calibrado por meio de regressão linear, com o IR24h como variável dependente e o QFA como variável independente.

restimou a ingestão de energia e subestimou a ingestão da maioria dos nutrientes em relação ao IR24h. Na literatura é possível encontrar relato de superestimativa tanto do QFA<sup>23,25</sup> quanto do método de referência<sup>29</sup>. Quando são considerados os LDC para as comparações entre o QFA e o método de referência, observa-se que estes são amplos para a maioria dos nutrientes, indicando discordância entre os métodos por esta abordagem. Achados semelhantes foram vistos em outros estudos de validação de QFA<sup>6,30</sup>.

A calibração é útil para corrigir os erros na estimativa alimentar, particularmente quando a ingestão dietética é a variável de exposição de um estudo de associação entre dieta e doença<sup>31</sup>. Esse método estatístico fornece os coeficientes necessários para corrigir os valores médios de ingestão de energia e nutrientes estimados pelo método teste (QFA), resultando em valores semelhantes aos obtidos pelo método de referência (IR24h)<sup>21,26</sup>. Fatores de calibração com valores próximos a 1 indicam um excelente desempenho do instrumento teste, revelando que aquela particular ingestão do nutriente pode ser medida pelo QFA de forma comparável ao método IR24h<sup>21</sup>,

enquanto valores de calibração atenuados são, geralmente, menores do que 1<sup>20</sup>. Em nosso estudo, os nutrientes com os maiores fatores de calibração foram cálcio (0,48) potássio (0,47) e carboidratos (0,44), achados superiores aos de outros trabalhos<sup>21,26</sup>. Segundo Voci et al.<sup>32</sup>, para se obter coeficientes  $\lambda$  maiores é necessário aumentar o tamanho da amostra ou aumentar o número de replicatas do método de referência. Os dados de ingestão de energia e nutrientes calibrados foram semelhantes aos dados de ingestão da média dos três IR24h, resultados consistentes com a literatura<sup>20,21,26,32</sup>. Observou-se ainda um encurtamento nas estimativas do desvio-padrão dos valores calibrados<sup>20,21,26,32</sup>. Isso poderia ser explicado pela não adesão dos valores extremos dos dados de ingestão ao pressuposto da linearidade entre o método teste e o método de referência<sup>20</sup>.

Algumas limitações do estudo, entretanto, devem ser consideradas. Entre elas podemos citar a utilização do IR24h como método de referência para a validação do QFA. Ambos os métodos dependem da memória do indivíduo e os erros, portanto, não seriam independentes, o que

poderia produzir correlações espúrias entre os dois instrumentos<sup>3</sup>. No entanto, como o período de referência para cada método é bem distinto (24 horas *vs.* 1 mês), acredita-se que os erros devidos à memória sejam menos correlacionados. Embora o registro alimentar seja recomendado como método de referência para estudos de validação do QFA, ele demanda maior esforço dos participantes e pode provocar alterações na ingestão alimentar para facilitar o seu registro<sup>3</sup>. Assim, o IR24h tem maior facilidade de aplicação, sobretudo em populações com pouca participação e motivação<sup>2,3</sup>.

O número de replicatas do IR24h é outra limitação, uma vez que para capturar a variabilidade dia a dia de alguns nutrientes poderia ser necessário mais do que os três utilizados neste estudo, conforme demonstrado no trabalho de Costa et al.<sup>33</sup>, em que o menor e o maior número de dias de observação da dieta foram seis e onze para carboidratos e proteínas, respectivamente<sup>34</sup>. Entretanto, pode não ser factível a realização de mais IR24h, uma vez que isto exigiria maior disponibilidade dos participantes, aumentando a possibilidade de perdas, como foi o caso neste estudo. Os indivíduos perdidos para o seguimento, no entanto, não apresentaram diferenças significativas quanto à distribuição por sexo, idade e estado nutricional em relação aos que permaneceram no estudo, sugerindo que estas perdas não causaram modificação nos resultados.

Também deve-se considerar que as informações dietéticas são referentes ao período de um mês, o que não permite contemplar a variação sazonal. Porém, sabe-se que existe uma tendência do entrevistado em responder sobre a ingestão passada permeada pela ingestão atual<sup>35</sup>.

Outra limitação refere-se à utilização de uma amostra de conveniência. Idealmente, os indivíduos que participam de um estudo de validação de um QFA deveriam ser selecionados, aleatoriamente, com base na população do estudo maior<sup>3</sup>. Com isso, não se pode descartar a ocorrência do viés do voluntariado, o que contribuiria para a ocorrência de correlações mais fortes do que na

população em geral, uma vez que existe uma motivação diferenciada nos voluntários para participar de pesquisas. Além disso, a amostra apresentou alta escolaridade. Embora essa característica confira maior consistência aos inquéritos dietéticos<sup>34</sup>, se desconhece o desempenho do QFA testado neste estudo em amostras com menor escolaridade. Outro aspecto é a predominância do sexo feminino na amostra. Nos estudos de validação do QFA que avaliaram diferenças entre os sexos, distintos resultados têm sido encontrados: nenhuma diferença<sup>36</sup>, correlações mais altas entre as mulheres<sup>37</sup> e correlações mais altas entre os homens<sup>38</sup>.

Os achados deste estudo indicam que o QFA testado demonstrou boa reprodutibilidade, considerando-se os CCI. Para a validade, verificou-se que as medidas de concordância não foram coincidentes. Assim, quando são considerados os CCI e a classificação em quartos, o QFA mostrou validade moderada para a maioria dos nutrientes. Por outro lado, os valores do Kappa ponderado foram razoáveis e os LDC indicaram pobre concordância. Isso é corroborado pelos gráficos de dispersão, que mostraram aumento na magnitude do viés à medida em que aumentou a ingestão. Essa característica também tem sido observada em outros estudos<sup>26,39</sup>. Esses resultados reforçam a necessidade de diferentes abordagens para testar a validade de um QFA<sup>9,27</sup>. A calibração, por sua vez, corrigiu o erro de medida do QFA, o que possibilita o seu uso em estudos de associação entre dieta e o processo saúde/doença, entretanto, deve-se ter em mente que os intervalos de confiança das medidas de efeito baseadas em dados de ingestão calibrados também devem ser corrigidos, de modo a responder pela imprecisão na estimativa do fator de calibração<sup>31</sup>. O presente trabalho representa o aperfeiçoamento de um QFA<sup>14</sup>, contudo, recomenda-se que os questionários sejam frequentemente atualizados e testados, uma vez que erros de classificação da ingestão alimentar podem atenuar a associação entre dieta e doença<sup>27</sup>.

## Resumen

*Se evaluó la validez relativa y se obtuvieron los factores de calibración de un cuestionario de frecuencia alimentaria (CFA) con 120 alimentos en 128 adultos. Se aplicó un CFA y tres recuerdos de 24 horas (R24h). La validez se evaluó mediante el método de Bland-Altman, correlación intraclase (CCI), clasificación en cuartil de ingesta, y kappa ponderado. Los factores de calibración se estimaron por regresión lineal, con los valores del R24h como la variable dependiente y los valores de los CFA como la variable independiente. El CFA subestimó la ingesta de nutrientes en relación con R24h. El CCI corregido para la energía y desatenuado osciló entre 0,19 (zinc) y 0,82 (calcio). Un 37% de los sujetos fueron clasificados en el mismo cuartil de ingesta, con un valor promedio de kappa de 0,28 (zinc: 0,08; calcio: 0,49). Los mayores factores de calibración fueron 0,48 (calcio), 0,47 (potasio) y 0,44 (carbohidrato), y el factor más bajo fue de 0,10 (retinol). Este CFA demostró validez satisfactoria y los valores relativos de la ingesta de energía y nutrientes similares al R24h calibrado.*

*Consumo de Alimentos; Reproducibilidad de Resultados; Estudios de Validación; Calibración; Adulto*

## Colaboradores

S. Bonatto analisou os dados e redigiu o manuscrito. R. L. Henn colaborou na análise dos dados e redação do manuscrito. M. T. A. Olinto, L. A. Anjos e W. Waissmann participaram na elaboração e execução do projeto, análise dos dados e redação do manuscrito. V. Wahrlich participou na execução do projeto e discussão do manuscrito. Todos os autores participaram da revisão da versão final do artigo.

## Agradecimentos

O projeto teve apoio financeiro da Capes no Programa Nacional de Cooperação Acadêmica (PROCAD; processo 0257052). L. A. Anjos (proc. 311801/2006-4 e 308489/2009-8) e M. T. A. Olinto (proc. 308833/2006-6) receberam bolsas de produtividade em pesquisa do CNPq.

## Referências

1. World Health Organization. Global strategy on diet, physical activity and health. Geneva: World Health Organization; 2004.
2. Pereira RA, Sichieri R. Métodos de avaliação do consumo alimentar. In: Kac G, Sichieri R, Gigante DP, organizadores. Epidemiologia nutricional. Rio de Janeiro: Editora Fiocruz/Editora Atheneu; 2007. p. 181-200.
3. Willett W. Nutritional epidemiology. New York: Oxford University Press; 1998.
4. Silva TA, Vasconcelos SML. Procedimentos metodológicos empregados em questionários de frequência alimentar elaborados no Brasil: uma revisão sistemática. Rev Nutr 2012; 25:785-97.
5. Henn RL, Fuchs SC, Moreira LB, Fuchs FD. Development and validation of a food frequency questionnaire (FFQ-Porto Alegre) for adolescent, adult and elderly populations from Southern Brazil. Cad Saúde Pública 2010; 26:2068-79.
6. Molina MCB, Benseñor IM, Cardoso LO, Velazquez-Melendez G, Drehmer M, Pereira TSS, et al. Reprodutibilidade e validade relativa do Questionário de Frequência Alimentar do ELSA-Brasil. Cad Saúde Pública 2013; 29:379-89.
7. Silva NF, Sichieri R, Pereira RA, Silva RMVG, Ferreira MG. Reproducibility, relative validity and calibration of a food frequency questionnaire for adults. Cad Saúde Pública 2013; 29:1783-94.
8. Bland JM, Altman DG. Measuring agreement in method comparison studies. Stat Methods Med Res 1999; 8:135-60.
9. Burley V, Cade J, Margetts B, Thompson R, Warm D. Consensus document on the development, validation and utilization of food frequency questionnaires. In: The Fourth International Conference on Dietary Assessment Methods. Leeds: Nuffield Centre for International Health and Development, Leeds Institute of Health Sciences, University of Leeds/Southampton: Institute of Human Nutrition, University of Southampton; 2000. p. 3-48.

10. Bountziouka V, Panagiotakos DB. Statistical methods used for the evaluation of reliability and validity of nutrition assessment tools used in medical research. *Curr Pharm Des* 2010; 16:3770-5.
11. 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.
12. Willett W, Lenart E. Reproducibility and validity of food-frequency questionnaires. In: Willett W, editor. *Nutritional epidemiology*. New York: Oxford University Press; 1998. p. 101-47.
13. Associação Brasileira de Empresas de Pesquisa. Critério de classificação econômica Brasil. São Paulo, 2003. <http://www.anep.org.br/codigosguia/cceb> (acessado em 05/Fev/2007).
14. Zanolli AF, Olinto MTO, Henn RL, Wahrlich V, Anjos LA. Assessment of reproducibility and validity of a food frequency questionnaire in a sample of adults living in Porto Alegre, Rio Grande do Sul State, Brazil. *Cad Saúde Pública* 2009; 25:840-8.
15. Pinheiro ABV, Lacerda EMA, Benzecry EH, Gomes MCS, Costa VM. Tabela para avaliação de consumo alimentar em medidas caseiras. Rio de Janeiro: Editora Atheneu; 2005.
16. Núcleo de Estudos e Pesquisas em Alimentação, Universidade Estadual de Campinas. Tabela brasileira de composição de alimentos. São Paulo: Núcleo de Estudos e Pesquisas em Alimentação, Universidade Estadual de Campinas; 2006.
17. Nusser SM, Carriquiry AL, Dodd KW, Fuller WA. A semi parametric transformation approach to estimating usual intake distributions. *J Am Stat Assoc* 1996; 91:1440-9.
18. Nusser SM, Fuller WA, Guenther PM. Estimating usual dietary intake distributions: adjusting for measurement error and no normality in 24-hour food intake data. In: Lyberg L, Biemer P, Collins M, De Leeuw E, Dippo C, Schwarz N, et al., editors. *Measurement and process quality*. New York: Wiley and Sons; 1997. p. 689-709.
19. Chen Y, Ahsan H, Parvez F, Howe GR. Validity of a food-frequency questionnaire for a large prospective cohort study in Bangladesh. *Br J Nutr* 2004; 92:851-9.
20. Kaaks R, Riboli E, Van Staveren W. Calibration of dietary intake measurements in prospective cohort studies. *Am J Epidemiol* 1995; 142:548-56.
21. Slater B, Marchioni DM, Voci SM. Aplicação de regressão linear para correção de dados dietéticos. *Rev Saúde Pública* 2007; 41:190-6.
22. Sichieri R. *Epidemiologia da obesidade*. Rio de Janeiro: Universidade do Estado do Rio de Janeiro; 1998.
23. Ribeiro AC, Sávio KEO, Rodrigues MLCF, Costa THM, Schmitz BAS. Validação de um questionário de frequência de consumo alimentar para população adulta. *Rev Nutr* 2006; 19:553-62.
24. Flegal KM, Larkin FA. Partitioning macronutrient intake estimates from a food frequency questionnaire. *Am J Epidemiol* 1990; 131:1046-58.
25. Crispim SP, Ribeiro RCL, Panato E, Silva MM, Rosa-do LEFP, Rosado GP. Relative validity of a food frequency questionnaire for use in adults. *Rev Nutr* 2009; 22:81-95.
26. Araujo MC, Yokoo EM, Pereira RA. Validation and calibration of a semiquantitative Food Frequency Questionnaire designed for adolescents. *J Am Diet Assoc* 2010; 110:1170-77.
27. Masson LF, McNeill G, Tomany JO, Simpson JA, Peace HS, Wei L, et al. Statistical approaches for assessing the relative validity of a food-frequency questionnaire: use of correlation coefficients and the Kappa statistic. *Public Health Nutr* 2003; 6:313-21.
28. Altman DG. *Practical statistics for medical research*. London: Chapman and Hall; 1991.
29. Cardoso MA, Kida AA, Tomita LY, Stocco PR. Reproducibility and validity of a food frequency questionnaire among women of Japanese ancestry living in Brazil. *Nutr Res* 2001; 21:725-33.
30. Giacomello A, Schmidt MI, Nunes MAA, Soares RM, Manzolli P, Camey S. Validação relativa de Questionário de Frequência Alimentar em gestantes usuárias de serviços do Sistema Único de Saúde em dois municípios no Rio Grande do Sul, Brasil. *Rev Bras Saúde Matern Infant* 2008; 8:445-54.
31. Kaaks R, Riboli E. Validation and calibration of dietary intake measurements in the EPIC project: methodological considerations. *European Prospective Investigation into Cancer and Nutrition*. *Int J Epidemiol* 1997; 26 Suppl 1:S15-25.
32. Voci SM, Slater B, Silva MV, Marchioni DML, Latorre MRDO. Estudo de calibração do Questionário de Frequência Alimentar para Adolescentes (QFAA). *Ciênc Saúde Coletiva* 2011; 16:2335-43.
33. Costa MME, Takeyama L, Voci SM, Slater B, Silva MV. Within- and between-person variations as determinant factors to calculate the number of observations to estimate usual dietary intake of adolescents. *Rev Bras Epidemiol* 2008; 11:541-8.
34. Hansson LM, Galanti MR, Bergstrom R. Factors affecting reproducibility of dietary reports using food frequency questionnaires. *Eur J Clin Nutr* 2000; 54:658-64.
35. Slater B, Philippi ST, Marchioni DML, Fisberg RM. Validação de questionário de frequência alimentar – QFA: considerações metodológicas. *Rev Bras Epidemiol* 2003; 6:200-8.
36. Brunner E, Stallone D, Juneja M, Bingham S, Marmot M. Dietary assessment in Whitehall II: comparison of 7d diet diary and food-frequency questionnaire and validity against biomarkers. *Br J Nutr* 2001; 86:405-14.
37. Collins CE, Boggess MM, Watson JF, Guest M, Duncanson K, Pezdirc K, et al. Reproducibility and comparative validity of a food frequency questionnaire for Australian adults. *Clin Nutr* 2014; 33: 906-14.
38. Bohlscheid-Thomas S, Hoting I, Boeing H, Wahrendorf J. Reproducibility and relative validity of energy and macronutrient intake of a food frequency questionnaire developed for the German part of the EPIC project. *Int J Epidemiol* 1997; 26 Suppl 1:71-81.
39. Mouratidou T, Ford F, Frase RB. Validation of a food-frequency questionnaire for use in pregnancy. *Public Health Nutr* 2005; 9:515-22.

Recebido em 19/Ago/2013

Versão final reapresentada em 30/Jun/2014

Aprovado em 16/Jul/2014