

UNIVERSIDADE FEDERAL DO ESPÍRITO SANTO
CENTRO DE CIÊNCIAS DA SAÚDE
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM SAÚDE COLETIVA

LIVIA WELTER MANNATO

**QUESTIONÁRIO DE FREQUÊNCIA ALIMENTAR ELSA-BRASIL:
PROPOSTA DE REDUÇÃO E VALIDAÇÃO DA VERSÃO REDUZIDA**

VITÓRIA

2013

LIVIA WELTER MANNATO

QUESTIONÁRIO DE FREQUÊNCIA ALIMENTAR ELSA-BRASIL:
PROPOSTA DE REDUÇÃO E VALIDAÇÃO DA VERSÃO REDUZIDA

Dissertação de mestrado apresentada ao Programa de Pós-graduação em Saúde Coletiva do Centro de Ciências da Saúde da Universidade Federal do Espírito Santo, como requisito para obtenção do grau de Mestre em Saúde Coletiva.

Orientadora: Prof^a. Dr^a. Maria del Carmen Bisi Molina

VITÓRIA

2013

Dados Internacionais de Catalogação-na-publicação (CIP)
(Biblioteca Central da Universidade Federal do Espírito Santo, ES, Brasil)

M281q Mannato, Livia Welter, 1985-
Questionário de frequência alimentar ELSA-Brasil : proposta de redução e validação da versão reduzida / Livia Welter Mannato. – 2013.
117 f. : il.

Orientadora: Maria del Carmen Bisi Molina.
Dissertação (Mestrado em Saúde Coletiva) – Universidade Federal do Espírito Santo, Centro de Ciências da Saúde.

1. Dieta. 2. Questionários. 3. Epidemiologia - Estudos longitudinais. I. Molina, Maria del Carmen Bisi. II. Universidade Federal do Espírito Santo. Centro de Ciências da Saúde. III. Título.

CDU: 614

LIVIA WELTER MANNATO

**Questionário de Frequência Alimentar ELSA-Brasil: Proposta de redução
e validação da versão reduzida.**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Saúde Coletiva do Centro de Ciências da Saúde da Universidade Federal do Espírito Santo, como requisito parcial para obtenção do Grau de Mestre em Saúde Coletiva, na área de concentração Epidemiologia.

Aprovada em 10 de abril de 2013.

COMISSÃO EXAMINADORA

Prof^a. Dr^a. Maria del Carmen Bisi Molina - orientadora
Universidade Federal do Espírito Santo

Prof^a. Dr^a. Rosangela Alves Pereira
Universidade Federal do Rio de Janeiro

Prof^a. Dr^a. Nágela Valadão Cade
Universidade Federal do Espírito Santo

Prof. Dr. Gustavo Velasquez-Melendez
Universidade Federal de Minas Gerais

Prof^a. Dr^a. Elizabete Regina Araújo de Oliveira
Universidade Federal do Espírito Santo

Aos meus pais, os maiores encorajadores e incentivadores. As minhas irmãs pelo apoio e amizade em todos os momentos. À minha família, em especial, à minha avó pela dedicação e cuidado. Ao meu amor, Felipe, pelo carinho e companhia. Às minhas amadas amigas pela força. Sem vocês eu nada seria.

AGRADECIMENTOS

À minha orientadora e amiga, Prof^a. Dr^a. Maria del Carmen Bisi Molina, a maior entusiasta na realização deste trabalho. Por todo ensinamento ministrado e pela presença constante em todas as etapas da construção desta dissertação.

A todos os professores e funcionários do Programa de Pós Graduação em Saúde Coletiva pela disponibilidade em atender a todas as necessidades para a minha formação.

Ao Projeto ELSA-Brasil e a seus agentes financiadores pela oportunidade de participar deste grandioso projeto. Aos coordenadores e pesquisadores pela contribuição na construção deste trabalho.

À todos as amigas que de alguma forma contribuíram para a realização deste: Carol Perim, Carol Dadalto, Flávio Andrade, Lorena Narducci e Thamyres Souza. À Taisa pela parceria e imensa ajuda em todas as etapas do desenvolvimento deste estudo.

Aos meus amigos do mestrado, em especial a: Juliana Tovar, Poliane Sampaio, Rosalva Pazo, Sérgio Riguete e Tiago Lessa. Agradeço ainda a Milena Batista, com quem pude contar desde o início inclusive nos estudos para a realização da prova do mestrado, incentivando e ajudando sempre com uma palavra amiga, dividimos muitos momentos, confidencias, dúvidas e incertezas.

Às minhas amigas por todo apoio e por todos os bons momentos partilhados.

À minha família por todo empenho na minha formação. Às minhas irmãs que são minhas amigas e estão sempre dispostas a ajudar. Ao Felipe por toda paciência e carinho que teve durante este período. Além dos meus tias (os), primas (os) e avó, pela torcida.

*“Por vezes sentimos que aquilo que fazemos não é senão uma gota de água no mar.
Mas o mar seria menor se lhe faltasse uma gota”.*

Madre Teresa de Calcutá

RESUMO

Dissertação de mestrado (Saúde Coletiva) – Programa de Pós-Graduação em Saúde Coletiva, UFES, Vitória, 2013.

Introdução. O QFA tem sido o instrumento de escolha para a obtenção das informações dietéticas em estudos epidemiológicos, especialmente aqueles relacionados às DCNT. Muitos QFAs têm sido elaborados para a realização de inquéritos epidemiológicos nacionais, buscando a avaliação da dieta habitual da população a ser estudada, mas a maior parte desses estudos apresenta uma lista extensa de alimentos, com tendência a apresentar maior índice de não resposta, elevando o tempo e o custo dos estudos. **Objetivo.** Desenvolver versão reduzida do QFA ELSA-Brasil e estudar a validade relativa do QFA – versão reduzida. **Métodos.** A partir do QFA ELSA-Brasil com 114 itens alimentares realizou-se a redução da lista por regressão linear múltipla, frequência de consumo e composição nutricional dos alimentos. Foi conduzida análise de sensibilidade e kappa na qual foi avaliada a concordância entre os métodos (QFA original e QFA reduzido) por meio da classificação dos indivíduos segundo a distribuição em tercis de consumo de energia e nutrientes. Foram apresentados os somatórios dos percentuais de concordâncias “exata” e “adjacente”. Para avaliação da validade os valores de energia e nutrientes dos RA foram deatenuados e as variáveis de ambos os métodos (QFA e RA) foram log transformados, foi aplicado correlação de Pearson, correlação intraclasse, além da sensibilidade e kappa para avaliar concordância. Para avaliar diferenças e vieses de energia e nutrientes obtidos entre os métodos (QFA reduzido – registros alimentares), foram construídos gráficos com as diferenças absolutas entre os valores no eixo das ordenadas e a média de ingestão calculada por meio dos três registros alimentares nas abscissas. **Resultados.** Foi obtida redução aproximada de 33% da lista de alimentos original. Assim, a nova lista contém 76 itens alimentares. Com relação a validação os coeficientes de correlação intraclasse variaram de 0,17 (selênio) a 0,66 (cálcio). Foi encontrado valores de somatório da distribuição exata mais adjacente acima de 60% de concordância entre os métodos QFA e RA. **Conclusão.** Tendo em vista os resultados deste estudo, conclui-se que seus objetivos foram alcançados. O QFA ELSA-Brasil foi reduzido de 114 itens alimentares para 76, redução aproximada de 33%, e ainda assim foi possível manter

a capacidade de medir relativamente bem energia e os nutrientes selecionados, obtendo ótima concordância e correlação com o QFA original.

Palavras-Chave. Dieta. Questionários. Estudos de Validação. Estudos Epidemiológicos.

ABSTRACT

Dissertação de mestrado (Saúde Coletiva) – Programa de Pós-Graduação em Saúde Coletiva, Universidade Federal do Espírito Santo, Vitória, 2013.

Introduction. The FFQ has been the instrument of choice for obtaining dietary information in epidemiological studies, especially those related to NCDs. Many QFAs have been prepared for the national epidemiological surveys, seeking review of the habitual diet of the population being studied, but most of these studies has an extensive list of foods that tend to have higher rate of non-response, raising the time and cost studies. **Objective.** Develop reduced version of the FFQ ELSA-Brasil and study the relative validity of the FFQ reduced version. **Methods.** From the FFQ ELSA-Brasil with 114 food items was held to reduce the list by multiple linear regression, frequency of consumption and nutrient composition of foods. We conducted sensitivity analysis and kappa in which we evaluated the concordance between the methods (FFQ original and FFQ reduced) by classifying individuals into tertiles according to the distribution of energy and nutrients. Were presented the sums of percentages of concordance “exact” and “adjacent”. To assess the validity of the values of energy and nutrients were deattenuated food records and variables of both methods (FFQ and food records) were log transformed, we applied Pearson correlation, intraclass correlation, and sensitivity and kappa to assess agreement. To evaluate differences and biases of energy and nutrients obtained between methods (FFQ - food records) were constructed graphs with absolute differences between the values in the y-axis and the average estimated intake by three food records in the abscissas. **Results.** Was obtained by reduction of approximately 33% of the original food list. Thus, the new list contains 76 food items. With respect to the validation intraclass correlation coefficients ranged from 0.17 (selenium) to 0.66 (calcium). Found the sum of the values of most adjacent exact distribution above 60% agreement between the methods and food records. **Conclusion.** Given the results of this study, it is concluded that its objectives were achieved. The FFQ ELSA-Brasil was reduced from 114 to 76 food items, reduction of approximately 33%, and it was still possible to maintain the ability to measure relatively good energy and selected nutrients, obtaining excellent agreement and correlation with the original FFQ.

Keywords. Diet. Questionnaires. Validation Studies. Epidemiologic Studies.

LISTA DE QUADROS

Quadro 1. Principais características dos Questionários de Frequência Alimentar (QFA) curtos.....	25
Quadro 2. Principais características dos estudos de validação de Questionários de Frequência Alimentar (QFA).....	31
Quadro 3. Lista de grupos alimentares do QFA ELSA-Brasil, 2008.....	35

LISTA DE TABELAS

Tabela 1. Distribuição de características da população estudada segundo sexo.....	42
Tabela 2. Correlação entre energia, nutrientes selecionados e alimentos da lista do QFA ELSA-Brasil.....	44
Tabela 3. Coeficiente de determinação dos alimentos selecionados da lista de alimentos do QFA ELSA-Brasil.....	51
Tabela 4. Distribuição percentual (%) de frequência de consumo referido no QFA ELSA-Brasil.....	54
Tabela 5. Médias (desvios-padrão) brutas e ajustadas pela energia do QFA original e QFA reduzido.....	56
Tabela 6. Coeficientes de correlação intraclasse entre o QFA original e o QFA reduzido.....	57
Tabela 7. Análise de concordância entre o QFA original e o QFA reduzido.	58
Tabela 8. Médias (desvio-padrão) brutas e ajustadas pela energia para o QFA reduzido e bruto, ajustado e deatenuado para o RA.....	59
Tabela 9. Correlação de Pearson entre QFA reduzido e RA.....	60
Tabela 10. Coeficientes de correlação intraclasse entre QFA reduzido e RA.....	61
Tabela 11. Concordância entre QFA reduzido e RA.....	62
Tabela 12. Concordância entre QFA reduzido ajustado pela energia e RA ajustado e deatenuado.....	63

LISTA DE FIGURAS

Figura 1. Desenho do estudo.....	37
Figura 2. Gráfico de dispersão das diferenças entre os métodos QFA reduzido e RA.....	64

LISTA DE SIGLAS E ABREVIATURAS

CI – Centro de Investigação
DCNT – Doenças Crônicas não Transmissíveis
ELSA – Estudo Longitudinal de Saúde do Adulto
FIOCRUZ – Fundação Oswaldo Cruz
IBGE - Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
ICC – Coeficiente de correlação intraclasse
ISU – Iowa State University
NDRS – Nutrition Data System for Research
POF – Pesquisa de Orçamento Familiar
QFA- Questionário de Frequência Alimentar
QQFA – Questionário Quantitativo de Frequência Alimentar
RA – Registro Alimentar
R24h – Recordatório de 24 horas
TACO - Tabela Brasileira de Composição de Alimentos
UFBA – Universidade Federal da Bahia
UNICAMP – Universidade Estadual de Campinas
UFES – Universidade Federal do Espírito Santo
UFMG – Universidade Federal de Minas Gerais
UFRGS – Universidade Federal do Rio Grande do Sul
USDA – United States Department of Agriculture
USP – Universidade de São Paulo
VIGITEL – Vigilância de fatores de risco e proteção para doenças crônicas por inquérito telefônico

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	15
2	OBJETIVOS.....	33
3	METODOLOGIA.....	34
3.1	DESENVOLVIMENTO DO QFA ELSA BRASIL.....	34
3.2	ESTUDO DE REPRODUTIBILIDADE E VALIDADE DO QFA ELSA BRASIL.....	36
3.3	DESENHO DO ESTUDO.....	37
3.4	ANÁLISE DE DADOS.....	38
3.4.1	Redução da lista de alimentos do QFA.....	38
3.4.2	Deatenuação pela variabilidade intraindividual.....	40
3.4.3	Ajuste pelo consumo de energia.....	40
3.4.4	Validação relativa da lista reduzida do QFA.....	41
4	RESULTADOS.....	42
4.1	RESULTADOS DA REDUÇÃO DA LISTA DE ALIMENTOS.....	43
4.2	ANÁLISE PRELIMINAR DA LISTA DE ALIMENTOS REDUZIDA.....	56
4.3	VALIDAÇÃO DA LISTA DE ALIMENTOS REDUZIDA.....	59
5	DISCUSSÃO.....	65
6	CONCLUSÃO.....	69
7	REFERÊNCIAS.....	70
	ANEXO.....	77
	ANEXO A QUESTIONÁRIO DE FREQUÊNCIA ALIMENTAR - ELSA- Brasil.....	78
	APÊNDICES.....	88
	APÊNDICE A QUESTIONÁRIO DE FREQUÊNCIA ALIMENTAR REDUZIDO.....	89
	APÊNDICE B ARTIGO.....	98

1 INTRODUÇÃO

Em estudos populacionais, é de interesse investigar qual a participação dos alimentos e nutrientes na manutenção da saúde, estimando se há relação entre diferentes níveis de ingestão de nutrientes e ocorrência de agravos ou, ainda, se determinados nutrientes e/ou padrões alimentares se associam à prevenção de doenças, pois essas informações podem auxiliar no planejamento e implementação de políticas públicas, quer seja no monitoramento, intervenção ou para fins de regulamentação de atividades comerciais (SLATER et al., 2004; COSTA et al., 2006; HOLANDA; BARROS, 2006; FISBERG et al., 2005).

Um dos aspectos que desafia os pesquisadores na área da nutrição é a mensuração do consumo de alimentos/nutrientes, devido à complexidade da dieta humana, além da dificuldade implícita dos próprios métodos utilizados nos inquéritos dietéticos (WILLETT, 1998). Nesse contexto, o Questionário de Frequência Alimentar (QFA) mostra-se fundamental para a investigação da relação entre dieta e saúde, além da sua importância para a análise do papel do consumo alimentar na etiologia de doenças crônicas (THOMPSON; BYERS, 1994; WILLETT, 1998). Além disso, possibilitam a classificação relativa dos indivíduos, segundo níveis de consumo, permitindo o estabelecimento de associação entre dieta e desenlaces específicos (WILLETT, 1998).

O QFA tem sido o instrumento de escolha para a obtenção das informações dietéticas em estudos epidemiológicos, especialmente aqueles relacionados às DCNT, mas esses necessitam da validação em função do seu grau de imprecisão e das diferenças entre as populações alvo (WILLETT, 1998). A validade relativa do questionário é determinada pela avaliação do desempenho do instrumento, quando se compara sua estimativa de ingestão de alimentos e nutrientes com medidas obtidas a partir de métodos independentes considerados “métodos de referência” (WILLETT, 1998). Esses métodos devem oferecer estimativas mais acuradas que o QFA a ser validado, sempre se referir ao mesmo período de tempo, além de estarem sujeitos a fontes de erros sistemáticos diferentes.

Muitos QFA têm sido elaborados para a realização de inquéritos epidemiológicos nacionais, buscando a avaliação da dieta habitual da população a ser estudada (SILVA; VASCONCELOS, 2012). A maior parte desses estudos apresenta uma lista extensa de alimentos, com tendência a apresentar maior índice de não resposta, elevando o tempo e o custo dos estudos (CHIARA et al., 2007).

No Estudo Longitudinal de Saúde do Adulto (ELSA-Brasil) foi utilizado um QFA com 114 itens, o qual já se encontra validado (MOLINA et al., 2013). O tempo médio de aplicação desse instrumento na linha de base foi de 40 minutos. Tendo em vista a aplicação de outros instrumentos de coleta de dados no momento da visita do participante aos Centros de Investigação (CI) ELSA, o tempo total destinado à entrevista foi de aproximadamente duas horas e trinta minutos. Com objetivo de reduzir o tempo destinado à entrevista e facilitar a aplicação do QFA, propõe-se neste estudo construir uma lista reduzida de alimentos a partir do QFA ELSA-Brasil (ANEXO A), bem como estimar a validade relativa desse instrumento.

Uma das metas a ser alcançada em estudos epidemiológicos sobre a relação entre dieta e doenças crônicas não transmissíveis, como é o caso do ELSA-Brasil, é obter informações válidas de consumo de energia e nutrientes. Para Willett (1998) desenvolver métodos práticos, válidos e viáveis para mensurar dieta individual é um dos principais desafios da epidemiologia nutricional.

Ainda que já exista conhecimento acumulado sobre o tema, quase todos os estudos de coorte que analisaram a relação entre dieta e desfechos crônicos foram realizados no hemisfério norte. Portanto, uma das principais contribuições da mensuração da dieta no ELSA-Brasil será a de identificar características particulares de nossa dieta e sua relação com outros fatores específicos da população brasileira e com os desfechos estudados no ELSA Brasil.

DIETA E SAÚDE

A relação entre dieta e saúde vem sendo observada desde a Antiguidade quando médicos e cientistas observaram que a falta de alimentos decorrentes de guerras e longas viagens estava relacionada com algumas doenças. James Lind, Baron Takaki e Joseph Goldberger são considerados os pioneiros na investigação da relação entre dieta e doença, tendo em vista que os resultados dos estudos desenvolvidos por eles apontaram para a marcada relação inversa entre baixa renda e incidência de pelagra (GOLDBERGER, 1998; LIND, 1998; TAKAKI, 1998). Relataram, ainda, que a renda mais baixa mostrou-se associada com menor quantidade de carne, verduras, frutas frescas, leite e derivados e maior quantidade de farinha de milho nos domicílios estudados (TARDIDO; FALCÃO, 2006; MONTEIRO et al., 2000; KAC, 2007; FISBERG et al., 2005).

Novas observações foram feitas e as metodologias para a avaliação da relação entre dieta e doenças foram evoluindo com o tempo, identificando novos desenhos de estudos, inicialmente voltados para estudar a associação entre morbidade e deficiências nutricionais (KAC, 2007; TARDIDO; FALCÃO, 2006; MONTEIRO et al., 2000; FISBERG et al., 2005; PEREIRA; SICHIERI, 2007).

Entretanto, nas últimas décadas, as condições de saúde da população brasileira passaram por enormes mudanças, especialmente relacionadas ao aumento da expectativa de vida, a redução das taxas de mortalidade infantil, mortalidade por doenças infecciosas e o incremento das taxas de mortalidade por doenças crônicas não transmissíveis (MONTEIRO et al, 2000; PRATA, 1992).

A partir da década de 1960 modelos explicativos foram desenvolvidos a fim de evidenciar as grandes modificações na estrutura demográfica e nos padrões de morbimortalidade de diferentes populações do mundo, denominada “teoria da transição epidemiológica”. Assim, para Oram (1971), a transição epidemiológica refere-se às complexas mudanças nos padrões de saúde e doença ao longo do tempo e às interações entre esses padrões e seus determinantes demográficos, econômicos e sociais em populações específicas. As modificações nos padrões de morbimortalidade aconteceriam em estágios consecutivos, variando de sociedade para sociedade quanto à velocidade das mudanças (OMRAN, 2005).

Omran (1971), comparando os padrões de mortalidade, identificou três modelos diferentes de mudanças nos padrões epidemiológicos: o modelo clássico ou ocidental, caracterizado pela redução gradual e progressiva da mortalidade e fecundidade, acompanhada de um aumento das doenças crônicas; o modelo de transição acelerada, caracterizado pelo rápido e acentuado declínio da mortalidade e fecundidade; e o modelo tardio ou contemporâneo, comum nos países em desenvolvimento, onde a redução da mortalidade por doenças infecciosas começou somente depois da Segunda Guerra e os níveis de fecundidade continuam substancialmente altos (OMRAN, 2005).

Contudo, Frenk et al. (1991) mostraram que as mudanças nos padrões de morbimortalidade dos países da América Latina ocorriam de forma distinta se comparadas com a dos países desenvolvidos, sugerindo um novo modelo de transição chamado de modelo polarizado prolongado. De uma forma geral, os países da América Latina apresentam a coexistência das doenças infecciosas com as doenças crônicas, ou seja, os padrões se sobrepõem (FRENK et al., 1991).

Popkin (1993) utilizou o conceito de transição para descrever também as alterações ocorridas na dieta, atividade física, no estilo de vida e composição corporal dos indivíduos. O autor define tais fenômenos como sendo os relativos à “transição nutricional”, quais sejam: mudanças ocorridas nos hábitos alimentares, caracterizados por dietas com alta densidade energética, elevado consumo de gorduras saturadas e do sal de cozinha, além do excesso no consumo de açúcar refinado e refrigerante, deficientes em carboidratos complexos e micronutrientes, e no estilo de vida, caracterizado pelo sedentarismo, colaborando para a atual epidemia de excesso de peso (GIMENO; FERREIRA, 2007; TARDIDO; FALCÃO, 2006; DREWNOWSKI; POPKIN, 1997).

Roth et al. (2004) relataram que o número de pessoas com excesso de peso supera o de desnutridos, ocorrendo em adultos, adolescentes e crianças (ROTH et al., 2004). No Brasil, dados da Pesquisa de Orçamento Familiar (POF 2002-2003) mostram altas prevalências de obesidade sendo maiores no sul do país. Segundo dados da Vigilância de Fatores de Risco e Proteção para Doenças Crônicas por Inquérito Telefônico (VIGITEL, 2010), a frequência do excesso de peso em 2010 foi de 48,1%, sendo maior entre homens (52,1%) do que entre mulheres (44,3%)

(BRASIL, 2011). Já a obesidade se mostrou frequente em 15% dos adultos. É fato que com o incremento da prevalência de obesidade na população brasileira aumenta-se o risco de desenvolvimento das doenças crônicas (IBGE, 2005; SICHIERI; SOUZA, 2007).

Os procedimentos metodológicos utilizados para a pesquisa das informações sobre a dieta são denominados inquéritos dietéticos (VASCONCELOS, 2007). Esse vem sendo o aspecto mais desafiador para a ciência da nutrição que é a mensuração do consumo de alimentos, devido à complexidade da dieta humana (PEREIRA; SICHIERI, 2007), além da dificuldade implícita dos próprios métodos de inquéritos (PEREIRA; SICHIERI, 2007; CRISPIM et al., 2003; FISBERG et al., 2008; BONOMO, 2000).

Várias metodologias vêm sendo utilizadas para quantificar a ingestão alimentar. Segundo Vasconcelos (2007), são conhecidos seis distintos métodos de inquéritos dietéticos: história alimentar, registro diário, pesquisa de orçamento alimentar, métodos que envolvem a pesagem de alimentos, recordatório de 24 horas (R24h), e questionário de frequência alimentar. Pereira e Sichieri (2007) relatam sobre os métodos mais utilizados em pesquisas epidemiológicas e a aplicabilidade desses: folha de balanço, inventário e as Pesquisas de Orçamento Familiar (POF), os quais permitem a avaliação nos agregados; e registro ou diário alimentar, métodos de recordatórios e o QFA que propiciam tanto a avaliação nos agregados quanto dos indivíduos (PEREIRA; SICHIERI, 2007).

A *história alimentar* busca obter informações pgressas sobre o consumo e hábitos alimentares do indivíduo, por um período de tempo específico. Esse método pode ser utilizado para estimar a ingestão alimentar em períodos longos de tempo, mas é desaconselhável para grandes estudos, pois é muito trabalhoso. Já no *registro diário*, o indivíduo anota os alimentos e bebidas consumidos, assim como suas quantidades, seus tipos, receitas e preparações, durante certo período de tempo, caracterizando o consumo atual (VASCONCELOS, 2007); três dias de registro permitem uma boa estimativa para energia, porém esse número varia de acordo com a variabilidade da dieta (PEREIRA; SICHIERI, 2007).

Atualmente, o instrumento mais utilizado para avaliação dietética é o *recordatório alimentar* que é realizado por meio de entrevista. Seu protocolo visa à obtenção de informações de um dado período de tempo e é conduzido para que o indivíduo recorde tudo o que consumiu no dia anterior. Esse método é rápido, relativamente barato e não gera alteração nos hábitos alimentares (VASCONCELOS, 2007; BONOMO, 2000; PEREIRA; SICHIERI, 2007).

Para a coleta pgressa sobre os gastos familiares e individuais com alimentação que propiciam estimativas da quantidade e qualidade dos alimentos adquiridos tem-se a *Pesquisa de Orçamentos Familiares* (POF) (VASCONCELOS, 2007). As famílias anotam durante sete dias consecutivos todos os produtos (alimentos e bebidas) adquiridos com detalhamento além da quantidade, o valor pago e o local de compra (PEREIRA; SICHIERI, 2007). O método de *Pesagem de alimentos* consiste no registro dos alimentos ingeridos e quantidades por meio da pesagem direta ou medidas caseiras, que posteriormente serão transformadas em gramas ou mililitros. É considerado um método exato, porém demorado, caro e trabalhoso (VASCONCELOS, 2007; BONOMO, 2000).

Já o *Questionário de Frequência Alimentar* é composto por uma lista de alimentos em que se registra o tipo de alimentos, a quantidade e a frequência em que são consumidos. Esse questionário pode se reportar a um período no passado recente (VASCONCELOS, 2007; BONOMO, 2000).

Destaca-se que o registro e avaliação precisa da dieta são aspectos difíceis no desenvolvimento de instrumentos que devem ser válidos, econômicos e precisos. Além disso, deve se levar em consideração qual o objetivo da pesquisa (PEREIRA; SICHIERI, 2007). É muito difícil registrar a ingestão alimentar de indivíduo sem influenciá-lo, já que quando as pessoas são observadas ou questionadas a respeito do que comem, tendem a modificar o seu padrão de consumo (BONOMO, 2000; CRISPIM et al., 2003).

Atualmente, os questionários de frequência de consumo alimentar têm sido o método de escolha para a obtenção das informações dietéticas em estudos epidemiológicos, especialmente aqueles relacionados a doenças crônicas (WILLETT, 1998; SICHIERI; EVERHART, 1998; PEREIRA; SICHIERI, 2007).

Segundo Willett (1998), os questionários de frequência alimentar devem ser validados em função da população a ser avaliada. Para tanto, são planejados estudos a fim de validar determinado questionário tal como foi feito por diferentes autores (SICHIERI; EVERHART, 1998; CHIARA et al., 2007; WILLETT, 1998).

A validade do questionário é determinada pela avaliação do desempenho do instrumento, quando se compara sua estimativa de ingestão de alimentos e nutrientes com medidas de métodos independentes considerados “métodos de referência” (CARDOSO, 2007).

ESTUDOS COM QFA CURTO

Estudos sobre a redução de questionários de frequência alimentar vêm sendo propostos para a avaliação da dieta em estudos populacionais, quando se faz necessário a diminuição do tempo de aplicação, ou porque os questionários estão sendo propostos para avaliar nutrientes específicos (Quadro 1).

Na década de 1990, Block et al. (1990) propuseram estratégias metodológicas para a redução de questionários dietéticos. O objetivo de seu estudo era desenvolver um questionário breve que ainda assim mantivesse sua capacidade de fornecer informações válidas e representativas da completa gama de nutrientes. Após redução, a validação foi realizada por meio de outros estudos que haviam aplicado o questionário original, mostrando que é possível obter adequadas correlações e estimativas de nutrientes próximas daquelas conseguidas com o questionário completo (BLOCK et al., 1990).

Osler & Heitmann (1996), em estudo longitudinal, avaliaram a validade e a capacidade do questionário curto em mensurar as mudanças ocorridas na ingestão de alimentos. Eles aplicaram o questionário em 329 indivíduos em dois momentos: o primeiro em 1987-1988 e o segundo, 6 anos depois (1993-1994). As correlações do primeiro questionário foram em média 0,50 para a maioria dos alimentos, e no geral

as correlações foram melhores no segundo momento, além de ter sido capaz de medir as mudanças ocorridas na dieta dos participantes (OSLER; HEITMANN, 1996).

Em Singapura, chineses de um quartel general participaram de um estudo que tinha por objetivo avaliar a capacidade de um questionário curto que continha 16 itens alimentares mensurar consumo de cereais, frutas e vegetais. Ling et al.(1998) encontraram que o QFA superestimou a ingestão de cereais, e as correlações sem ajuste pela energia variou entre 0,63 para vegetais, 0,79 para cereais e 0,84 para frutas (LING et al., 1998).

Em 2002, pesquisadores avaliaram a utilidade de um QFA curto para o rastreamento de baixo consumo de frutas, vegetais e consumo de gordura. O QFA tinha 27 itens alimentares e foi comparado a 14 registros com pesagem da dieta, as correlações encontradas foram 0,46 para vegetais, 0,66 para frutas e concluíram que o QFA não foi bom para estimar o consumo de gorduras (ANDERSEN et al., 2002).

Na Holanda, Assema et al. (2002) validaram um QFA curto para avaliar o consumo de frutas e vegetais entre adolescentes e adultos. O QFA foi composto por 10 itens, 6 itens relacionados ao consumo de frutas e 4 ao consumo de vegetais, sendo que o método de referência utilizado foi o registro da dieta de 7 dias. As correlações encontradas para o consumo total de frutas e vegetais para os adolescentes foram de 0,56 e para os adultos de 0,43 (ASSEMA et al., 2002).

Pufulete et al. (2002) validaram questionário de frequência alimentar curto para estimar consumo de folato em amostra de 36 funcionários e estudantes da faculdade de Londres, o QFA continha 40 grupos alimentares e foi comparado com 7 registros com pesagem além de 2 amostras de sangue. A correlação entre o QFA e registro foi de 0,53, e entre QFA e amostra de sangue foi de 0,47 (PUFULETE et al., 2002).

Tokudome et al. (2004) propuseram estratégias metodológicas para o desenvolvimento de um QFA curto para medir a ingestão de alimentos em Japoneses de meia idade. A partir de um QFA longo contendo 102 itens alimentares, foram escolhidos 47 alimentos/grupos para categorizar as pessoas de acordo com 21 nutrientes estimados (TOKUDOME et al., 2004).

Um questionário de frequência alimentar curto foi desenvolvido e validado para avaliar o consumo de gordura entre indivíduos de meia-idade trabalhadores de uma empresa no Japão. O QFA com 47 itens alimentares foi comparado com resultados de ácidos graxos em amostra de sangue. A correlação encontrada para homens foi de 0,38 e para mulheres de 0,26. Os autores concluíram dizendo que mais estudos são necessários para determinar a validade do QFA curto na avaliação do consumo de ácidos graxos (GOTO et al., 2006).

A reprodutibilidade de um QFA curto desenvolvido para avaliar consumo de alimentos e nutrientes na população geral do Japão foi avaliada. O questionário continha 47 itens alimentares e 8 categorias de frequência e participaram do estudo 1918 indivíduos. A correlação entre QFA1 x QFA2, para homens variou de 0,55 a 0,74 e para mulheres de 0,54 a 0,73. O coeficiente de correlação intraclasse variou de 0,67 a 0,85 para homens e 0,69 a 0,84 para mulheres (IMAEDA et al., 2007).

Charlton et al. (2007) desenvolveram e validaram QFA curto com o intuito de avaliar o consumo de sódio, participaram desse estudo 324 indivíduos entre homens e mulheres. Foi obtida amostra de urina de 24 horas e três recordatórios alimentares. Correlação encontrada entre QFA e recordatórios foi de 0,75 e quando comparados com a urina foi de 0,15. A diferença encontrada entre as estimativas do questionário e os valores de excreção urinária destaca a dificuldade em quantificar o consumo de sal em inquéritos alimentares, o questionário subestimou o consumo devido a grande proporção de consumo ser proveniente do sal de adição (CHARLTON et al., 2007).

Papadaki et al. (2007) validaram um QFA curto que avaliava o consumo de hortaliças em mulheres escocesas. O QFA auto administrado contendo 5 itens alimentares foi comparado com o registro alimentar de 7 dias; os dois métodos encontraram médias de ingestão alimentar muito similares e a correlação encontrada foi de 0,35 e valor de kappa de 0,26 (PAPADAKI et al., 2007).

Outro questionário de frequência alimentar curto para avaliar consumo de frutos do mar e consumo de suplemento de Omega 3 foi validado por meio da comparação com resultados de amostras de sangue e urina. Correlação entre o QFA e nível de

Omega-3 nos eritrócitos foi de 0,73 e entre vitamina D do soro foi de 0,37 (DAHL et al., 2011).

Eysteinsdottir et al. (2012) avaliaram a validade de um QFA curto sobre o consumo alimentar atual de idosos Islandeses. Foram avaliadas as correlações para o consumo de alimentos e grupos de alimentos e encontradas correlações entre 0,40 e 0,71 para homens e entre 0,40 e 0,61 para mulheres, mostrando que as correlações se apresentaram no geral melhores entre homens (EYSTEINSDOTTIR et al., 2012).

AUTOR(ES), ANO	CARACTERÍSTICAS DO GRUPO ESTUDADO	CARACTERÍSTICAS DO QFA	MÉTODO DE REFERÊNCIA	RESULTADOS PRINCIPAIS
OSLER; HEITMANN, 1996	329 indivíduos participantes do estudo GEN-MONICA na Dinamarca	QFA curto com 26 itens alimentares	Método de história alimentar	Correlação média $r=0,5$
LING et al., 1998	70 chineses trabalhadores do quartel general do ministério da saúde	QFA curto auto administrado contendo 16 itens, entre cereais, frutas e vegetais	3 recordatórios de 24h	QFA superestima a ingestão de cereais a uma média de 0,28 porções. Coeficiente de correlação sem ajuste variou de 0,63 para vegetais, 0,79 para cereais a 0,84 para frutas.
ANDERSEN et al., 2002	108 Homens saudáveis trabalhadores da estação da força aérea da Noruega	QFA com 27 itens alimentares	14 registros com pesagem	Correlação de <i>Spearman</i> entre frequência de consumo do QFA x registro com pesagem foi de 0,46 para vegetais e 0,66 para frutas, para gordura utilizada no pão foi de 0,79. O QFA não foi bom para estimar o consumo de gorduras.
ASSEMA et al., 2002	49 adultos e 51 adolescentes	QFA com 6 itens relacionados ao consumo de frutas e 4 itens relacionados ao consumo de vegetais	7 dias de registro	A Correlação entre adultos para consumo de frutas e vegetais total foi de 0,43. Para adolescentes foi de 0,56.
PUFULETE et al., 2002	36 indivíduos entre funcionários e estudantes da faculdade de Londres	QFA com 40 grupos alimentares, incluindo 90 itens alimentares	7 registros com pesagem 2 amostras de sangue	Correlação entre QFA e registro foi de 0,53. A concordância entre o QFA e registro foi melhor para homens. A correlação entre QFA e amostra do sangue foi de 0,47
GOTO et al., 2006	177 trabalhadores de uma companhia no Japão	QFA com 47 itens e 8 categorias de frequência	Amostra de sangue	Correlação ajustada entre QFA e sangue foi de 0,38 para homens e 0,26 para mulheres.

IMAEDA et al., 2007	1918 indivíduos participantes do programa de check up na região central do Japão	QFA com 47 itens e 8 categorias de frequência	(reprodutibilidade)	Correlação entre QFA1 x QFA2, para homens variou de 0,55 a 0,74 e para mulheres de 0,54 a 0,73. O coeficiente de correlação intraclasse variou de 0,67 a 0,85 para homens e 0,69 a 0,84 para mulheres.
CHARLTON et al., 2007	324 indivíduos selecionados por conveniência	QFA com 42 itens alimentares	3 Amostras de urina de 24h 3 recordatórios de 24h	A correlação do QFA com o R24h foi de 0,75, quando comparado o QFA com a urina foi de 0,15.
PAPADAKI; SCOTT, 2007	51 mulheres saudáveis funcionárias da universidade de Glasgow na Escócia	QFA auto administrado com 5 itens alimentares	Registro alimentar de 7 dias	Os dois métodos encontraram médias de ingestão similar e a correlação foi de 0,353. O valor de kappa foi de 0,262.
DAHL et al., 2011	53 Noruegueses saudáveis trabalhadores	QFA curto desenvolvido com foco no consumo de frutos do mar e suplemento de Omega 3	Amostra de sangue e urina	Correlação entre QFA e Omega 3 nos eritrócitos foi de 0,73 quando comparados com a vitamina D no soro foi de 0,37.
EYSTEINSDOTTIR et al., 2012	128 participantes idosos saudáveis	QFA curto contendo 30 questões	3 dias de registro pesado	Para os homens no geral as correlações se apresentaram melhores do que para as mulheres. A correlação entre homens variou de 0,40 a 0,71 e para mulheres de 0,40 a 0,61.

ESTUDOS DE VALIDAÇÃO DE QFA NO BRASIL

Foram encontrados 12 estudos de validação de questionários de frequência alimentar para a população adulta, conforme pode ser observado no Quadro 2.

O primeiro QFA para a população brasileira foi proposto e validado por Sichieri & Everhart (1998). O questionário é semi-quantitativo contendo 73 itens alimentares e 6 categorias de frequência; seu desempenho foi avaliado por comparação com quatro recordatórios de 24h. O QFA foi aplicado em 88 funcionários de uma Universidade pública do Rio de Janeiro. Foram encontrados coeficientes de correlação entre QFA e R24h que variaram de 0,18 (vitamina A) a 0,55 (cálcio) e o instrumento avaliado superestimou o consumo de frutas e vitamina C (SICHERI; EVERHART, 1998).

Em 2001, Cardoso et al.(2001) publicaram os resultados de um estudo com um QFA semiquantitativo com 120 itens alimentares para mulheres com ascendência japonesa, moradoras da cidade de São Paulo. Para o estudo de validação utilizou-se quatro registros com pesagem de três dias consecutivos totalizando 12 registros; os coeficientes de correlação sem ajuste variaram de 0,11 (vitamina E) a 0,54 (carboidrato) e média foi de 0,4. Após ajuste pela energia total, as correlações variaram de 0,27 (sódio) a 0,68 (fibra) e a média foi de 0,47 (CARDOSO et al., 2001).

No ano de 2002 foi publicado um estudo de reprodutibilidade e validade de um QFA com 90 itens alimentares respondidos por 146 indivíduos com excesso de peso de uma instituição privada de ensino superior de São Paulo. O método de referência utilizado para o estudo de validação foi o recordatório de 24h em três momentos. O maior valor de concordância (Kappa) encontrado foi de 0,25 para energia e para o coeficiente de correlação intraclasse foi de 0,21 para proteínas (SALVO; GIMENO, 2002).

Fornés et al.(2003) aplicaram um QFA com 127 itens alimentares em uma amostra de 104 trabalhadores da cidade de Goiânia, utilizando para a validação seis recordatórios de 24h. Os coeficientes de correlação variaram de $r=0,21$ (vitamina C)

a $r=0,70$ (energia), com média de 0,50. Após o ajuste pela energia, os coeficientes de correlação, no geral, foram menores, assim como os coeficientes de correlação que aumentaram após a deatenuação (FORNÉS et al., 2003).

Uma amostra de 35 indivíduos proveniente do Estudo Latino-Americano sobre Câncer Oral e de Laringe respondeu ao QFA composto por 26 alimentos e um recordatório de 24h utilizado como método de referência, para a validação do instrumento. Encontrou-se que o consumo registrado no QFA2 foi maior que no R24h, os coeficientes de correlação variaram de 0,36 a 0,71. O grau de concordância de classificação de indivíduos no mesmo tercil de consumo variou de 31% para o grupo das frutas e 74% para o grupo de carne de porco (MATARAZZO et al., 2006).

Frequentadores de restaurantes industriais de dois órgãos públicos de Brasília foram entrevistados em três momentos, totalizando 69 indivíduos de ambos os sexos, para investigar a validade e reprodutibilidade de um questionário de frequência de consumo alimentar desenvolvido para a população adulta. O QFA com 52 itens alimentares foi comparado com a média de três recordatórios de 24h. Os melhores coeficientes deatenuados foram observados para vitamina C ($r=0,66$), ferro ($r=0,58$), proteína ($r=0,55$) e carboidrato ($r=0,55$) e os piores para colesterol ($r=0,32$) e vitamina A ($r=0,37$) (RIBEIRO et al., 2006).

Lima et al. (2007) verificaram a validade relativa de um questionário quantitativo de frequência alimentar (QQFA) para ser utilizado em estudo caso-controle sobre os fatores dietéticos e câncer de mama no Estado da Paraíba. Utilizaram a média de quatro R24h aplicados no período de um ano e os coeficientes de correlação bruta variaram de 0,53 para energia a 0,08 para vitamina C, porém após a correção pela variabilidade intraindividual, todos os nutrientes tiveram seus coeficientes aumentados ($0,36 \leq r \leq 0,67$). O QQFA superestimou todos os nutrientes estudados com exceção da proteína (LIMA et al., 2007).

Giacomello et al. (2008) avaliaram o desempenho do QFA desenvolvido por Sichieri e Everhart (1998) em medir o consumo alimentar de gestantes atendidas pelo Sistema Único de Saúde (SUS), utilizando como referência a média de quatro recordatórios de 24h. Os autores concluíram que o instrumento superestimou o

consumo de energia e nutrientes. O coeficiente de correlação ajustado pela energia variou de 0,01 para gordura insaturada a 0,47 para cálcio. Em média, 30% das gestantes foram classificadas no mesmo quartil de consumo (GIACOMELLO et al., 2008).

Em 2009, foi publicado um estudo realizado por Crispim et al.(2009) com objetivo de validar um questionário de frequência alimentar com 58 itens alimentares para avaliar a ingestão dietética de adultos da cidade de Viçosa. O método de referência utilizado para a comparação foi quatro recordatórios de 24h aplicados com intervalos de um mês. As correlações encontradas variaram de 0,4 a 0,76 para proteína e energia, respectivamente, sendo que 45% dos indivíduos foram classificados no mesmo quartil de consumo (CRISPIM et al., 2009).

O estudo de reprodutibilidade e validade desenvolvido por Zanolla et al. (2009) na região metropolitana de Porto Alegre contou com uma amostra de conveniência de 83 indivíduos. Aplicou-se um QFA quantitativo com 127 itens alimentares e três inquéritos recordatórios de 24h. Na análise da comparação dos valores obtidos pelos QFA1 e QFA2, foram obtidos coeficientes de correlação intraclasse (sem ajuste) entre 0,17 (vitamina A) a 0,78 (proteína). Após o ajuste pela energia, houve redução nos coeficientes para todos os nutrientes, com exceção da Vitamina C no QFA2. A classificação no mesmo quarto de consumo foi de 36% no QQFA1 e 37% no QFA2 (ZANOLLA et al., 2009).

Henn et al. (2010) desenvolveram e validaram um questionário de frequência alimentar para adolescentes, adultos e idosos do Sul do Brasil. A amostra foi composta por 113 adultos que responderam a um QFA com 135 itens alimentares e dois recordatórios de 24h. Encontrou-se que o QFA superestimou a ingestão em cerca de duas vezes mais que o R24h, particularmente para fibra, vitaminas A, E e C. O coeficiente de correlação bruto variou de 0,29 (vitamina E) a 0,66 (cálcio). Houve aumento nos coeficientes de correlação após o ajuste pela energia e deatenuação com média de 0,42. Na concordância entre os dois métodos obteve-se resultado satisfatório pois 75% dos adultos foram classificados no mesmo quartil (HENN et al., 2010).

Cardoso et al. (2010) desenvolveram e validaram um QFA adaptado para avaliar a ingestão dietética de amostra de mulheres participantes do estudo brasileiro de caso-controle que investigou a Nutrição e Prevenção do Câncer do colo do útero. No estudo de Cardoso et al. (2010), participaram 93 mulheres que responderam a dois QFAs e três recordatórios de 24h. Os coeficientes de correlação ajustados e deatenuados variaram de 0,24 (tiamina) a 0,54 (fibra). Os piores coeficientes foram para Vitamina A (-0,003), E (0,16) e B12 (0,05) e os melhores valores para cálcio (0,75), fibra (0,54) e folato (0,48). A concordância variou entre 87%-218% e Kappa ponderado mostrou boa concordância para a maioria dos nutrientes (CARDOSO et al., 2010).

Não obstante o número e a qualidade dos questionários dietéticos desenvolvidos no Brasil nas últimas duas décadas foi necessário desenvolver um questionário específico para a população investigada no ELSA-Brasil. Assim sendo, o QFA que foi desenvolvido e aplicado na linha de base desse estudo encontra-se validado (MOLINA et al., 2013).

A validade do QFA ELSA-Brasil foi avaliada a partir da comparação do instrumento com três registros alimentares no período de um ano. Participaram desse estudo 281 servidores de instituições de ensino superior e de pesquisa. As correlações variaram de 0,20 a 0,72 para selênio e cálcio, respectivamente. Concordâncias exata e adjacente entre métodos variaram de 82,9% para vitamina E a 89% para lipídio e cálcio (média = 86%). Conclui-se que esse instrumento apresenta confiabilidade satisfatória para todos nutrientes e validade relativa razoável para energia, para todos os macronutrientes, cálcio, potássio e vitaminas E e C.

AUTORES, ANO	CARACTERÍSTICAS DO GRUPO ESTUDADO	CARACTERÍSTICAS DO QFA	MÉTODO DE REFERÊNCIA	RESULTADOS PRINCIPAIS
SICHIERI; EVERHART, 1998	88 funcionários da Universidade Pública do Rio de Janeiro.	QFA semiquantitativo contendo 73 itens alimentares e 6 opções de frequência.	4 recordatórios de 24h	Coefficiente de correlação de <i>Pearson</i> variou 0,18 (vitamina A) a 0,55 (cálcio). O QFA superestimou o consumo de frutas e vitamina C.
CARDOSO et al., 2001	52 mulheres de ancestrais japoneses que moram no Brasil	QFA semiquantitativo contendo 120 itens alimentares	4 registros de 3 dias com pesagem	Coefficiente de correlação de <i>Pearson</i> sem ajuste variou de 0,11 (VitE) a 0,54 (carboidrato) e média de 0,4. O ajuste pela energia melhorou as correlações que variaram de 0,27 (sódio) a 0,68 (fibra) e média de 0,47. Média da correlação após ajuste e deatenuação foi de 0,56. Concordância no mesmo quartil: 36% e quartil oposto: 4% (para energia e nutrientes)
SALVO; GIMENO, 2002	146 indivíduos com excesso de peso de instituição privada de ensino superior de São Paulo	QFA quantitativo com 90 itens alimentares	3 recordatórios de 24h	O maior valor de <i>Kappa</i> encontrado foi de 0,25 (calorias) e o maior coeficiente de correlação intraclasse foi de 0,21 (proteína).
FORNÉS et al., 2003	104 indivíduos de Goiânia	QFA com 127 itens alimentares	6 recordatórios de 24h	Correlação variou de 0,21 para vitamina C a 0,70 para energia total, com média de 0,50.
MATARAZZO et al., 2006	35 indivíduos provenientes do estudo Latino Americano sobre Câncer Oral e de Laringe do centro situado em São Paulo	QFA com 26 alimentos	1 recordatório de 24h	O consumo registrado no QFA2 foi maior que no R24h. Os coeficientes de correlação de <i>Spearman</i> variaram de 0,36 a 0,71. O grau de concordância de classificação de indivíduos no mesmo tercil de consumo variou de 31% para o grupo das frutas e 74% para o grupo de carne de porco.
RIBEIRO et al., 2006	69 indivíduos frequentadores de restaurantes industriais de órgãos públicos de Brasília	QFA semiquantitativo adaptado de Sichieri & Everhart (1998) contendo 52 itens alimentares e 8 opções de frequência	3 recordatórios de 24h	Coefficientes de correlação de <i>Pearson</i> deatenuados e ajustados variaram de 0,32 (colesterol) a 0,66 (Vitamina C).

LIMA et al., 2007	38 mulheres do nordeste	QFA quantitativo com 68 itens alimentares	4 recordatórios de 24h	coeficientes de correlação bruta, energia (r=0,53) e lipídios (r=0,40) e baixo para vitamina C (r=0,08). Quando os coeficientes foram corrigidos pela variabilidade intraindividual, todos os nutrientes tiveram seus coeficientes consideravelmente aumentados (r= 0,36 – 0,67).
GIACOMELLO et al., 2008	161 gestantes de Bento Gonçalves e Porto Alegre.	QFA adaptado de Sichieri & Everhart (1998)	4 recordatórios de 24h	Coeficiente de correlação bruto variou 0,01 (Vitamina E) a 0,43 (Vitamina C), Correlação ajustada variou de 0,1 (colesterol) a 0,50 (Vitamina C). Kappa ponderado variou de 0,39 (Vitamina C) a 0,06 (cobre). O QFA superestimou o consumo de energia e nutrientes, exceto para proteína, colesterol e sódio. Percentual de concordância variou de 35 a 255%.
CRISPIM et al., 2009	94 adultos da cidade de Viçosa-MG	QFA semiquantitativo com 58 itens alimentares	4 recordatórios de 24h	Houve uma subestimação do instrumento na avaliação de micronutrientes (Vit C, retinol e cálcio). Correlação variou de 0,4 a 0,76, com média de 0,52.
ZANOLLA et al., 2009	83 indivíduos residentes na região metropolitana de Porto Alegre	QFA quantitativo com 127 itens alimentares.	3 recordatórios de 24h	ICC não ajustado de 0,17 (vitamina A) a 0,65 (proteína) no QFA1. Kappa ponderado variou de 0,1 (cálcio) a 0,38 (Vitamina C) no QFA1 e 0,23 (Lipídio, cálcio, vitamina A) a 0,38 (energia) no QFA2.
HENN et al., 2010	113 adultos da região metropolitana de Porto Alegre	QFA com 135 itens alimentares	2 recordatórios de 24h	Coeficiente de correlação ajustado e deatenuado com média de 0,42, variando de 0,16 (ferro) a 0,73 (energia). Percentual de concordância foi de 74,9%.
CARDOSO et al., 2010	Amostra de 93 mulheres do <i>Brazilian Investigation into Nutrition and Cervical Cancer Prevention</i> (BRINCA) de São Paulo	QFA adaptado e reduzido a partir de um QFA validado anteriormente por Cardoso (2001), contendo 76 itens alimentares	3 recordatórios de 24h	Coeficientes de correlação ajustados e deatenuados variaram de 0,24 (tiamina) a 0,54 (fibra). Os piores coeficientes foram: Vitamina A (-0,003), E (0,16) e B12 (0,05) e os melhores valores para cálcio (0,75), fibra (0,54) e folato (0,48). A concordância variou de 87% a 218%. Kappa ponderado mostrou boa concordância para a maioria dos nutrientes.
MOLINA et al., 2013	281 servidores de instituições de ensino superior e de pesquisa	QFA com 114 itens alimentares	3 registros de 24h	As correlações variaram de 0,20 a 0,72 para selênio e cálcio, respectivamente. Concordâncias exata e adjacente entre métodos variaram de 82,9% para vitamina E a 89% para lipídio e cálcio (média = 86%).

2 OBJETIVOS

- Desenvolver versão reduzida do Questionário de Frequência Alimentar ELSA-Brasil
- Avaliar a validade relativa do Questionário de Frequência Alimentar – versão reduzida

3 METODOLOGIA

3.1 DESENVOLVIMENTO DO QFA ELSA-BRASIL

O QFA semi-quantitativo do ELSA-Brasil foi desenvolvido a partir do QFA proposto por Sichieri e Everhart (1998) na década de 1990. Além dos itens originais desse instrumento, foram incluídos novos itens no QFA ELSA-Brasil a fim de contemplar mudanças ocorridas na alimentação nos últimos 20 anos (MOLINA et al.,2013b).

O QFA original de Sichieri e Everhart (1998) foi elaborado no Rio de Janeiro, não considerando alimentos consumidos em outras regiões do país. Portanto, um estudo piloto foi realizado nos seis Centros de Investigação ELSA, por meio da aplicação de 100 recordatórios de 24 h em indivíduos não elegíveis para o estudo, porém com características semelhantes aos participantes ELSA. Após análise, foram obtidas frequências para itens registrados nos formulários. A lista prévia de alimentos do QFA ELSA-Brasil continha, além dos alimentos do QFA original, alimentos/preparações e bebidas registradas nesses recordatórios de 24 h, com exceção daqueles itens que obtiveram frequência de citações menor que 10% (MOLINA et al.,2013b).

Em seguida, foi avaliada a inclusão dos alimentos típicos ou comuns a cada Estado do estudo, e por decisão dos pesquisadores, foram incluídos até dois itens regionais ou marcadores de consumo diferenciado, como: Comida Baiana e Acarajé (BA), Chimarrão e Cuca (RS), Cuscuz Paulista e Comida Japonesa (SP), Feijoada (RJ), Pão de Queijo e Feijão Tropeiro (MG) e Moqueca Capixaba e Banana da Terra frita (ES) (MOLINA et al.,2013b).

Portanto, o QFA ELSA-Brasil, composto por 114 itens alimentares, possui três componentes: 1. Alimentos/preparações, 2. Medidas de porções de consumo e 3. Frequência de consumo, com 8 opções de resposta, variando de “Mais de 3x/dia” até “Nunca/quase nunca”. Além da inserção de uma coluna onde era possível aos participantes o relato do consumo sazonal. Para a adequação do tamanho do QFA, alguns itens foram agrupados quadro 3. (MOLINA et al.,2013b).

QUADRO 3: Lista de grupos alimentares do QFA ELSA-Brasil, 2008.

Grupo	Alimentos Agrupados
Pães, Cereais e Tubérculos	Aveia/Granola/Farelos/Outros cereais Farofa/Cuscuz salgado/Cuscuz Paulista Farinha de mandioca/farinha de milho Pão francês/de Forma/Sírio/Torrado Pão doce/Caseiro Bolo recheado/Torta/Pavê/Cuca Polenta/Angu/Pirão Batata cozida/ensopada/Purê de Batata Batata/Mandioca/Banana/Polenta/Batata doce fritas
Frutas	Laranja/Mexerica/Tangerina/Ponkan Maçã/Pêra Pêssego/Ameixa/Kiwi/Caju/Cajá/Nectarina Caqui/Jaca/Pinha/Fruta do conde
Verduras Legumes e Leguminosas	Couve/espinafre refogado Chicória/Agrião/Rúcula/Couve/Almeirão/Escarola/Acelga/Espinafre crus Abobrinha (italiana)/Chuchu/Berinjela Lentilha/Grão de bico/Ervilha
Ovos, Carnes, Leites e Derivados	Ovo frito/omelete/ovo mexido Queijo Minas frescal/Ricota/Cottage/Muçarela de búfala Queijo Minas Padrão/Muçarela/Prato/Cheddar/Canastra /Processado Fígado/ Miúdos Peito de frango/Chester/Peru Linguiça/Chouriço Blanquet/Peito de peru/Peito de chester Presunto/Mortadela/Copa/Salame/Patê Bacon/Toucinho/Torresmo Peixe cozido/moqueca capixaba/peixe assado/ensopado ou grelhado Sardinha/Atum Camarão/mariscos
Massas e Outras Preparações	Feijoada/Feijão tropeiro
Doces e Bebidas	Chocolate em pó/Achocolatado em pó/Capuccino

Quadro adaptada do artigo de Molina et al., 2013 (prelo)

3.2 ESTUDO DE REPRODUTIBILIDADE E VALIDADE DO QFA ELSA BRASIL

Foi realizado estudo de reprodutibilidade e validade com o QFA ELSA Brasil, com amostra de 281 participantes da pesquisa. Os participantes do estudo foram provenientes do Estudo Longitudinal de Saúde do Adulto – ELSA-Brasil, em população adulta na faixa etária de 35 a 74 anos, de seis capitais em três regiões do Brasil (Sul, Sudeste e Nordeste). Participantes contatados no período de abril a maio de 2009 pela coorte foram escolhidos aleatoriamente para participarem do presente estudo. A amostra foi constituída por homens e mulheres, distribuídos nas faixas etárias de 35 a 54 anos e de 55 a 74 anos, nas três categorias de servidores estudados (MOLINA et al., 2013).

O primeiro QFA foi aplicado no mesmo dia dos exames clínicos, por estagiários de nutrição previamente treinados, com o auxílio de um kit de medidas caseiras padronizadas do questionário. O segundo QFA foi respondido pelos participantes um ano após a aplicação do primeiro (MOLINA et al., 2013).

Os participantes registraram seu consumo alimentar de 24 horas em três momentos, com intervalo de quatro meses entre cada um deles, a fim de captar a sazonalidade da alimentação ao longo do ano: o primeiro em outubro de 2009, o segundo e o terceiro em março e agosto de 2010, respectivamente. Todos os Centros de investigação (CI) realizaram a coleta de dados no mesmo período (MOLINA et al., 2013).

O método de referência utilizado foi o registro alimentar de três dias não consecutivos, sendo dois dias durante a semana e um dia de final de semana, ao longo de um ano. O participante foi orientado a relatar em detalhes todos os alimentos e bebidas consumidos nas últimas 24 horas, conforme manual de aplicação, elaborado especialmente para este fim. No primeiro contato com o participante foram fornecidas informações escritas e verbais e entregue um álbum com fotos em tamanho real de utensílios para estimar o tamanho da porção/volume consumido, bem como os dias da semana e do mês em que deveriam registrar o seu consumo alimentar. Todos os participantes foram agendados para confirmar a data

para realização do RA e a data em que o registro preenchido seria conferido e recolhido (MOLINA et al., 2013).

Tendo em vista que se trata de um estudo multicêntrico, o projeto do Estudo Longitudinal de Saúde do Adulto foi aprovado no Comitê Nacional de Ética em Pesquisa, bem como nos Comitês de cada instituição envolvida (MOLINA et al., 2013).

3.3 DESENHO DO ESTUDO

Este estudo foi realizado com os participantes provenientes do Estudo ELSA-Brasil, especificamente com uma sub-amostra de 281 indivíduos inseridos no estudo de validação do QFA ELSA-Brasil (MOLINA et al., 2013).

Foram incluídos os indivíduos na faixa etária de 35 a 74 anos, de seis capitais em três regiões do Brasil (Sul, Sudeste e Nordeste). Participantes contatados no período de abril a maio de 2009 pela coorte foram escolhidos aleatoriamente para participarem do presente estudo. A amostra foi constituída por homens e mulheres, distribuídos nas faixas etárias de 35 a 54 anos e de 55 a 74 anos, nas três categorias de servidores estudados.



Figura 1 – Desenho do estudo

3.4 ANÁLISE DE DADOS

As estimativas de consumo de nutrientes obtidas a partir do QFA foram realizadas com o auxílio do aplicativo Excel, através do cálculo: frequência de consumo x tamanho da porção x composição nutricional dos alimentos. Para a construção do banco de dados com a composição nutricional dos alimentos foi utilizado o *software Nutrition Data System for Research (NDRS)* que utiliza como base os dados de composição de alimentos disponibilizados pelo *United States Department of Agriculture (USDA)*. Para o único alimento (farinha de mandioca) que não existia no programa americano realizou-se a entrada das receitas padronizadas e os itens alimentares não constantes utilizou-se a tabela de composição Tabela Brasileira de Composição de Alimentos – TACO da Universidade Estadual de Campinas – UNICAMP.

A composição nutricional de preparações regionais foi calculada baseada nos componentes individuais de cada preparação conforme receitas provenientes de publicações técnicas de instituições de ensino e pesquisa. Para cada 100 gramas de parte comestível dos alimentos e preparações, foram calculados os valores de energia total (Kcal), carboidratos (g), proteínas (g), lipídios (g), fibra (mg), cálcio (mg), ferro (mg), potássio (mg), selênio (mcg), zinco (mg), sódio (mg), Vitamina A (UI), Vitamina C (mg) e Vitamina E (mg).

3.4.1 Redução da lista de alimentos do QFA

As variáveis foram testadas quanto à normalidade pelo teste de Kolmogorov-Smirnov, para as variáveis que não apresentavam distribuição normal, aplicou-se a transformação log.

Para a redução da lista de alimentos foram realizados os seguintes procedimentos:

(a) Foi estimada a correlação de Pearson dos itens alimentares do QFA reduzido com os nutrientes selecionados, energia, carboidrato, proteína, lipídio, cálcio, ferro, fibras, potássio, selênio, zinco, sódio, vitamina A, E e C. A partir da matriz de correlação foram selecionados os alimentos que obtiveram coeficiente de correlação positivo e significativo ao nível de $p \leq 0,05$ e $r \geq 0,10$ para a entrada nos modelos de regressão. Considerou-se como variáveis dependentes o consumo per capita dos nutrientes selecionados e como variável independente os itens alimentares do QFA.

(b) Foram estimados modelos de regressão linear adotando-se o método automatizado de inclusão de variáveis *stepwise* na direção *forward* e foram inseridos os itens alimentares selecionados na primeira etapa. Ao final da regressão permaneceram os alimentos que contribuíam com a maior porcentagem do nutriente em questão.

Foram excluídos dos modelos alimentos que não apresentavam plausibilidade, ou seja aqueles alimentos que apareceram nos modelos mas baseado na composição nutricional não justificava a sua entrada na explicação do nutriente estudado. Exemplo, maionese e potássio.

(c) aqueles alimentos que não permaneceram nos modelos finais da regressão linear mas que apresentaram percentuais de frequência de consumo da população iguais ou superiores a 50%, foram incluídos

Adicionalmente, foi conduzida análise de sensibilidade na qual comparou-se tercís das variáveis referentes às estimativas de nutrientes obtidas a partir da lista completa de itens alimentares e da lista reduzida. Com a lista original de alimentos foi possível obter a distribuição esperada e com a lista reduzida a distribuição observada. Portanto, a sensibilidade foi estabelecida dividindo-se a distribuição observada pela distribuição esperada. O coeficiente Kappa ponderado foi estimado para analisar o grau de concordância entre o QFA original e o QFA reduzido. Além disso, foi calculado o percentual de concordância entre eles. Foram apresentados os somatórios dos percentuais de concordâncias “exata” e “adjacente”.

3.4.2 Deatenuação pela variabilidade intraindividual

A variação intraindividual na ingestão dia-a-dia de alimentos deve ser levada em consideração na análise de dados, pois ela tem uma implicação importante para a epidemiologia nutricional. Tendo em vista que nesta área é importante estabelecer associações entre nutrientes e doença, esta variação pode gerar redução de possíveis associações verdadeiras. (WILLETT, 1998; NUSSER et al., 1997). Desta forma, a partir dos três registros alimentares, é possível obter a estimativa das variabilidades intraindividual e da interindividual, bem como os valores individuais de energia e nutrientes deatenuados pela variabilidade intraindividual. Essa deatenuação foi realizada por meio do método proposto pela *Iowa State University* (ISU), com a utilização do *software* PC-SIDE (Software for Intake Distribution Estimation for the Windows OS) desenvolvido pelo Conselho Nacional de Pesquisa (National Research Council) da Universidade do Estado de Iowa (NUSSER et al., 1997).

3.4.3 Ajuste pelo consumo de energia

É necessário realizar o ajuste dos nutrientes pelo consumo total de energia para remover possíveis fatores de confusão (WILLETT, 1998; CADE et al., 2002).

O ajuste foi realizado pelo método dos resíduos proposto por Willett et al. (1997). Assim sendo, realizou-se análise de regressão linear simples, utilizando como variável independente a energia consumida e como variável dependente o consumo de nutrientes. Obteve-se então o resíduo do nutriente que representa o consumo do mesmo que não explicado pelo consumo da energia total. Contudo, o resíduo possui média igual à zero, sendo necessário que se faça a soma de uma constante aos valores de resíduo. A constante representa o consumo do nutriente para a média do total de energia consumida pela população estudada (WILLETT et al., 1997).

A partir dos coeficientes α e β obtidos pela regressão, calcula-se a constante:

$$C = \alpha + (\beta * \text{Energia média do grupo})$$

Desta forma, encontra-se o valor do nutriente ajustado pela energia.

3.4.4 Validação relativa da lista reduzida do QFA

Foram estimadas as médias e desvios-padrão para valores absolutos de energia e os nutrientes selecionados e dos mesmos nutrientes ajustados pela energia, obtidos a partir do QFA e dos registros de 24h.

O Coeficiente de correlação de Pearson foi utilizado para comparação dos valores de energia e nutrientes do QFA e média dos registros, a fim de verificar a relação entre eles. Valores aceitáveis de correlação entre os dois instrumentos variam entre 0,40 a 0,70 (WILLET et al., 1997). De acordo com Nelson (1997), valores de coeficiente de correlação intraclasse são menores que os coeficientes de correlação de Pearson, portanto valores acima de 0,4 mostram boa concordância entre os métodos. Foi calculado o coeficiente de correlação intraclasse que permite avaliar a concordância entre as informações do QFA reduzido e a média dos RA (NELSON, 1997)

A concordância entre o QFA e a média dos três RA foi avaliada por meio da classificação dos indivíduos segundo a distribuição em tercis de consumo de energia e nutrientes, de cada método. Os percentuais de concordância exata e de discordância foram estimados. Essa análise foi realizada pela estatística Kappa ponderado com o objetivo de avaliar a exata concordância entre os métodos. Valores acima de 0,80 é considerada concordância ótima, entre 0,61 e 0,81 boa, entre 0,41 e 0,60 moderada, entre 0,21 e 0,40 leve e valores menores que 0,20 concordância pobre entre os métodos (MASSON et al., 2003).

Para avaliar diferenças e vieses de energia e nutrientes obtidos entre os métodos (QFA reduzido – registros alimentares), foram construídos gráficos com as diferenças absolutas entre os valores no eixo das ordenadas e a média de ingestão calculada por meio dos três registros alimentares nas abscissas, como proposto por Bland & Altman (BLAND; ALTMAN 1995).

4 RESULTADOS

Dentre os 281 participantes do estudo, 145 (51,6%) eram do sexo feminino e 136 (48,4%) do sexo masculino. Aproximadamente 55% dos indivíduos encontravam-se na faixa etária de 35-54 anos. Entre os participantes 38,8% pertenciam à categoria funcional de nível técnico, variando de 15,3% (Rio Grande do Sul - UFRGS) a 18,9% (Minas Gerais - UFMG) a participação de cada centro de investigação (Tabela 1).

Tabela 1 – Distribuição de características da população estudada segundo sexo.

Variáveis	Sexo				Total	
	Masculino (n=136)		Feminino (n=145)		n	%
	n	%	n	%		
<i>Faixa Etária</i>						
35-54 anos	74	26,3	80	28,5	154	54,8
55-74 anos	62	22,1	65	23,1	127	45,2
<i>Categoria Funcional</i>						
Apoio	41	14,6	40	14,2	81	28,8
Técnico	53	18,9	56	19,9	109	38,8
Superior	42	14,9	49	17,4	91	32,4
<i>Centro de Investigação</i>						
Bahia (UFBA)	25	8,9	21	7,5	46	16,4
Espírito Santo (UFES)	25	8,9	24	8,5	49	17,4
Minas Gerais (UFMG)	26	9,3	27	9,6	53	18,9
Rio Grande do Sul (UFRGS)	19	6,8	24	8,5	43	15,3
Rio de Janeiro (FIOCRUZ)	21	7,5	25	8,9	46	16,4
São Paulo (USP)	20	7,1	24	8,5	44	15,7

4.1 RESULTADOS DA REDUÇÃO DA LISTA DE ALIMENTOS

A tabela 2 apresenta os coeficientes de correlação entre energia total e energia dos alimentos, assim como para os nutrientes selecionados e alimentos. Das matrizes de correlação de *Pearson* foram selecionados 82 alimentos para energia com r variado de 0,12 (uva) a 0,35 (feijão), 67 alimentos para carboidrato com r variado de 0,12 chá mate a 0,40 (mandioca), 42 alimentos para proteína com r variando de 0,13 (cerveja) a 0,36 (carne de boi sem osso), 41 alimentos para lipídio com r variado de 0,12 (biscoito salgado) a 0,42 (linguiça), 27 alimentos para fibra com r variando de 0,11 (lentilha) a 0,44 (laranja), 65 alimentos para potássio com r variando de 0,12 (morango) a 0,35 (couve flor), 33 alimentos para selênio com r variando de 0,11 (couve) a 0,65 (nozes), 15 alimentos para zinco com r variando de 0,13 (pão light) a 0,53 (Carne de boi sem osso), 71 alimentos para sódio com r variando de 0,12 (polenta) a 0,38 (arroz), 45 alimentos para vitamina A com r variando de 0,11 (fígado) a 0,41 (cenoura), 31 alimentos para vitamina C com r variando de 0,12 (goiaba) a 0,44 (manga) e 12 alimentos para vitamina E com r variando de 0,15 (nozes) a 0,38 (manga).

O coeficiente de correlação mais alto foi observado para nozes e selênio ($r=0,65$ e $p=0,000$) e o mais baixo coeficiente apresentado foi para couve e selênio ($r=0,11$ e $p=0,030$).

Tabela 2 – Correlação entre energia, nutrientes selecionados e alimentos da lista do QFA ELSA-Brasil.

Alimentos	Energia (Kcal)	Carboidrato (g)	Lipídio (g)	Proteína (g)	Fibra (g)	Cálcio (mg)	Ferro (mg)	Potássio (mg)	Selênio (mcg)	Zinco (mg)	Sódio (mg)	VitA (UI)	VitC (mg)	VitE (mg)
Abacaxi	0,220	0,261	-	-	0,169	0,204	-	0,285	-	-	-	0,299	0,388	-
Abacate	-	0,164	-	-	0,123	-	-	0,135	-	-	-	0,151	0,152	-
Abóbora	0,258	0,146	-	-	-	0,180	-	0,302	-	-	0,233	0,320	-	-
Abobrinha	0,226	0,234	-	-	-	-	-	0,238	-	-	0,156	0,328	-	-
Alface	0,139	0,199	0,129	0,164	0,253	0,159	0,172	0,189	-	0,152	0,134	0,391	0,290	0,194
Alho	0,143	0,209	-	-	0,191	-	0,148	-	-	-	0,133	0,149	-	-
Água de coco	-	0,118	-	-	-	-	-	0,152	-	-	-	-	-	-
Arroz	0,351	0,372	0,275	0,247	0,178	-	0,462	-	-	0,216	0,382	-	-	-
Aveia	-	-	-	-	-	0,148	-	-	0,154	-	-	-	-	-
Bacon	0,200	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,154	-	-	-
Banana	0,231	0,293	0,166	0,195	0,297	0,253	0,139	0,259	0,160	0,194	0,197	0,253	0,197	0,159
Batata cozida	0,307	0,351	0,161	0,199	0,178	0,149	-	0,242	-	-	0,306	0,221	0,135	-
Batata frita	0,119	0,151	0,187	-	0,149	-	-	-	-	-	0,164	-	-	-
Bebidas alcoólicas destiladas	0,205	0,160	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Beterraba	0,150	0,180	-	-	-	0,137	-	0,198	-	-	0,197	0,308	0,138	-
Biscoito doce	0,173	0,171	-	-	-	-	-	-	-	-	0,211	-	-	-
Biscoito salgado	0,203	0,186	0,126	-	-	-	-	0,174	0,147	-	0,216	-	-	-
Bolo simples	0,282	0,326	0,279	-	-	0,213	-	0,200	0,142	-	0,298	-	-	-

Tabela 2 – Correlação entre energia, nutrientes selecionados e alimentos da lista do QFA ELSA-Brasil.

Bolo recheado	0,150	0,148	0,144	-	-	0,131	-	-	-	-	0,139	-	-	-
Brócolis	-	-	-	-	-	0,155	-	0,177	-	-	-	0,249	0,260	-
Bucho	0,309	0,166	-	0,341	-	0,133	-	0,265	0,168	-	0,300	-	-	-
Cachorro quente	0,216	-	0,262	-	-	-	-	0,127	-	-	0,265	-	-	-
Café	0,201	0,261	-	-	-	-	-	-	-	-	0,183	-	-	-
Camarão	0,171	-	-	-	-	0,159	-	0,170	0,149	-	0,171	0,129	-	-
Caranguejo	0,155	-	-	0,181	-	-	-	0,169	-	-	0,161	-	-	-
Caramelo	0,200	0,183	-	-	-	0,171	-	-	-	-	0,154	-	-	-
Carne de boi c/osso	0,294	-	0,263	0,259	-	-	-	0,184	0,158	-	0,247	-	-	-
Carne de boi s/osso	0,270	-	0,402	0,367	-	-	0,299	-	0,207	0,539	0,278	-	-	0,222
Carne de porco	0,165	-	0,270	0,142	-	-	-	-	-	-	0,181	0,159	-	-
Caqui	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,154	-	-
Cebola	0,240	0,200	-	-	0,137	0,163	-	0,245	-	-	0,134	0,218	0,185	-
Cenoura	0,279	0,243	-	0,206	0,241	0,278	0,186	-	0,148	0,142	0,275	0,415	0,186	0,187
Cerveja	0,215	0,166	-	0,131	-	-	-	-	-	-	0,150	-	-	-
Couve	0,305	0,298	0,207	0,209	0,153	0,221	0,138	0,327	0,112	-	0,287	0,367	0,328	0,156
Couve flor	0,223	-	-	-	-	0,153	-	0,359	-	-	0,247	0,223	0,368	-
Chá mate	-	0,123	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Chicória	-	-	-	0,126	-	-	0,149	-	-	-	-	0,202	0,140	-
Chocolate em barra	0,219	0,174	0,267	-	-	0,194	-	0,158	-	-	0,181	-	-	-
Doce de fruta	0,136	0,138	-	-	-	0,166	-	0,191	-	-	0,168	-	-	-

Tabela 2 – Correlação entre energia, nutrientes selecionados e alimentos da lista do QFA ELSA-Brasil.

Estrogonofe	0,145	-	0,238	0,187	-	0,178	-	-	-	-	0,130	-	-	-
Farofa	0,229	0,257	-	-	-	0,187	-	0,163	-	-	0,212	0,138	-	-
Farinha	0,283	0,340	-	-	-	0,137	-	0,204	-	-	0,192	-	-	-
Feijão	0,358	0,375	0,272	0,310	0,432	-	0,483	0,197	-	0,284	0,331	-	-	-
Feijoada	0,224	0,234	0,287	0,253	-	-	-	-	0,213	-	0,245	-	-	-
Frango cozido	0,305	-	0,201	0,427	-	0,158	-	0,201	0,199	0,192	0,235	-	-	-
Frango frito	0,279	-	0,198	0,286	-	-	-	-	0,154	0,128	0,229	-	-	-
Frios light	-	0,153	-	0,142	-	-	0,145	-	-	-	-	-	-	-
Fígado	0,252	-	-	0,136	-	-	-	0,235	-	-	0,270	0,118	-	-
Goiaba	0,150	0,178	-	-	0,144	-	-	0,149	-	-	-	0,190	0,122	-
Hambúrguer	0,171	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,202	-	-	-
Iogurte	-	-	0,158	-	-	0,277	-	-	-	-	-	-	-	-
Laranja	0,191	0,297	-	0,152	0,444	0,305	-	0,357	0,159	-	-	0,365	0,529	0,229
Leite	0,129	-	0,211	0,174	-	0,473	-	0,211	0,154	0,139	-	-	-	-
Lentilha	-	-	-	-	0,119	0,117	-	-	-	-	-	-	-	-
Linguiça	0,301	-	0,427	0,342	-	0,119	-	0,137	-	-	0,272	-	-	-
Macarrão	0,282	0,298	0,291	0,287	0,147	-	0,240	-	0,234	0,159	-	-	-	-
Macarrão instantâneo	-	-	0,168	0,128	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Maça	-	0,169	-	-	0,222	0,188	-	0,280	-	-	-	0,325	0,332	-

Tabela 2 – Correlação entre energia, nutrientes selecionados e alimentos da lista do QFA ELSA-Brasil.

Mamão	-	-	-	-	0,155	0,254	-	0,220	-	-	-	0,296	0,433	0,158
Maionese	0,163	-	0,212	-	-	-	-	0,151	-	-	0,160	-	-	-
Mandioca	0,330	0,409	-	0,135	0,210	0,188	-	0,348	-	-	0,254	0,257	0,281	-
Margarina	0,170	-	0,235	-	-	-	-	-	-	-	0,210	-	-	-
Mel	-	-	-	-	-	-	-	0,128	-	-	-	-	-	-
Melancia	0,208	0,258	-	-	-	0,236	-	0,294	-	-	-	0,257	0,300	-
Melão	0,153	0,132	-	-	-	0,228	-	0,238	-	-	-	-	0,208	-
Manga	0,246	0,403	0,145	0,191	0,417	0,169	0,152	0,314	-	-	0,229	0,295	0,447	0,387
Milho	0,175	0,216	-	-	-	-	-	0,220	-	-	0,144	0,193	-	-
Morango	-	0,140	-	-	-	0,120	0,118	0,121	-	-	-	0,119	0,162	-
Moqueca de peixe	0,173	-	0,135	0,117	-	-	-	0,187	0,127	-	0,133	-	-	-
Nozes	0,137	0,142	0,303	0,132	0,154	0,214	-	0,172	0,655	-	-	-	-	0,153
Ovo cozido	0,242	-	-	-	-	0,191	-	0,278	0,203	-	0,270	0,223	-	-
Ovo frito	0,215	-	0,178	-	-	-	-	-	-	-	0,216	-	-	-
Pão doce	0,274	0,308	-	0,163	-	0,221	-	0,158	0,179	-	0,259	-	-	-
Pão de queijo	0,167	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Pão francês	-	0,316	-	0,241	0,182	-	0,398	-	0,136	0,181	0,294	-	-	-
Pão light	-	-	-	-	0,136	0,138	0,141	-	-	0,137	-	-	-	-
Pão integral	-	-	-	-	0,128	-	0,137	-	0,147	-	-	-	-	-
Peixe cozido	0,335	-	0,338	0,502	-	0,196	-	0,352	0,442	-	0,303	0,252	0,184	-

Tabela 2 – Correlação entre energia, nutrientes selecionados e alimentos da lista do QFA ELSA-Brasil.

Peixe frito	0,286	0,326	0,355	0,327	-	-	-	0,224	0,214	-	0,221	0,152	-	-
Peito de frango	0,229	-	0,318	0,533	-	0,217	0,346	0,184	0,193	0,326	0,233	-	-	0,276
Pêssego	0,134	0,171	-	-	-	-	-	0,207	-	-	-	-	0,240	-
Picolé	0,166	0,155	-	-	-	-	-	0,129	-	-	-	-	-	-
Presunto	0,322	-	0,206	0,176	-	0,120	-	0,128	0,166	-	0,319	-	-	-
Pizza	-	-	0,272	0,180	-	-	-	-	0,124	-	0,153	-	-	-
Pipoca	0,149	-	-	-	-	-	-	0,145	-	-	0,163	0,123	-	-
Polenta	0,175	0,251	-	-	-	-	-	0,146	-	-	0,124	-	-	-
Pudim	0,293	0,288	-	-	-	0,202	-	0,166	-	-	0,251	-	-	-
Queijos amarelos	0,174	0,194	0,383	0,247	-	0,246	-	-	0,152	0,212	0,185	-	-	-
Queijos brancos	-	0,141	0,172	0,189	-	0,255	0,202	0,146	0,202	0,240	-	0,180	-	0,117
Quiabo	0,286	0,148	-	-	-	0,119	-	0,266	-	-	0,146	0,188	0,233	-
Refrigerante	0,375	0,311	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Repolho	0,283	0,257-	-	-	0,137	0,195	-	-	-	-	-	0,270	0,226	-
Salada de fruta	0,155	0,149	-	-	-	0,128	-	0,167	-	-	-	0,191	0,144	-
Salgados assados	-	-	0,215	-	0,123	-	-	-	0,146	-	0,159	-	0,138	-
Salgados fritos	0,197	0,218	0,280	0,200	-	-	-	-	0,226	-	0,173	-	-	-
Sardinha	-	-	-	0,161	-	0,118	-	-	0,132	-	0,119	-	-	-
Sopa de legumes	0,160	0,168	-	-	-	0,223	-	0,251	0,119	-	0,257	0,316	-	-
Sopa instantânea	-	0,124	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,128	-	-

Tabela 2 – Correlação entre energia, nutrientes selecionados e alimentos da lista do QFA ELSA-Brasil.

Sorvete	0,215	0,198	0,267	-	-	0,175	-	0,149	-	-	0,198	-	-	-
Suco artificial	0,172	0,133	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Suco natural	0,251	0,312	-	0,196	-	0,235	-	0,304	-	-	0,202	0,223	0,459	-
Suco industrializado	0,167	0,169	-	-	-	0,158	-	0,127	-	-	0,145	-	0,165	-
Tomate	0,221	0,235	-	-	0,271	0,242	0,126	0,292	-	-	-	0,411	0,292	0,207
Uva	0,126	0,176	-	-	-	0,156	-	0,229	-	-	-	0,180	0,247	-
Vagem	0,161	0,147	-	-	-	0,168	-	0,249	-	-	0,191	0,380	-	-

A partir destas matrizes de correlação procedeu-se a realização da regressão linear múltipla *stepwise forward*. O R^2 variou de 0,25 (Vitamina E) a 0,83 (Proteína). Os modelos de regressão resultaram em 18 alimentos para energia ($R^2=0,62$), 19 alimentos para carboidrato ($R^2=0,72$), 20 alimentos para proteína ($R^2=0,83$), 21 alimentos para lipídio ($R^2=0,81$), 8 alimentos para fibra ($R^2=0,57$), 16 alimentos para cálcio ($R^2=0,63$), 9 alimentos para ferro ($R^2=0,52$), 15 alimentos para selênio ($R^2=0,71$), 18 alimentos para sódio ($R^2=0,62$), 13 alimentos para potássio ($R^2=0,54$), 8 alimentos para zinco ($R^2=0,49$), 16 alimentos para vitamina A ($R^2=0,63$), 13 alimentos para vitamina C ($R^2=0,72$) e 4 alimentos para vitamina E ($R^2=0,24$) (Tabela 3).

Tabela 3 – Coeficiente de determinação dos alimentos selecionados da lista de alimentos do QFA ELSA-Brasil
(continuação)

Alimentos	Energia (Kcal)	Carboidrato (g)	Lipídio (g)	Proteína (g)	Fibra (g)	Cálcio (mg)	Ferro (mg)	Potássio (mg)	Selênio (mcg)	Zinco (mg)	Sódio (mg)	VitA (UI)	VitC (mg)	VitE (mg)
Salgados assados	-	-	0,009	-	-	-	-	-	0,005	-	-	-	0,007	-
Sopa de legumes	-	-	-	-	-	0,008	-	-	-	-	0,012	0,011	-	-
Sorvete cremoso	-	-	0,016	-	-	0,008	-	-	-	-	-	-	-	-
Suco artificial	0,01	0,013	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Suco industrializado	0,005	0,015	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,024	-
Suco natural	-	0,024	-	0,011	-	-	-	-	-	-	-	-	0,07	-
Tomate	0,01	-	-	0,004	-	0,021	-	0,015	-	-	0,006	0,026	0,006	-
Vagem	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,013	-	-

Resultaram das regressões 58 itens alimentares. A maionese, derivada da regressão dos alimentos com o potássio, foi excluída, pois não apresentava plausibilidade na explicação deste nutriente. Permaneceram desta forma, 57 itens alimentares.

Em seguida, foram selecionados os itens alimentares consumidos por 50% ou mais dos participantes, conforme pode ser observado na tabela 4. Dos 114 itens, 56 foram indicados por 50% ou mais.

Tabela 4 – Distribuição percentual (%) de frequência de consumo referido no QFA ELSA-Brasil

Alimento	%	Alimento	%
Feijão	98	Queijos Amarelos	67
Carne de boi sem osso	95	Frango cozido (Outras partes)	67
Cebola	93	Chocolate em barra	66
Alface	93	Ovo frito	65
Banana	92	Abacaxi	63
Alho	90	Couve-flor	62
Tomate	90	Presunto	60
Cenoura	89	Bolo simples (sem recheio)	60
Peito de frango	87	Brócolis	60
Laranja	87	Sorvete cremoso	59
Macarrão	86	Melancia	59
Pão francês	86	Uva	59
Batata inglesa cozida	85	Ovo cozido	58
Maçã	81	Sopa de Legumes	57
Mamão	80	Vagem	57
Peixe cozido	78	Carne de porco	57
Couve	77	Aveia/	56
Abobrinha	76	Farofa	56
Arroz Branco	76	Lingüiça	55
Queijos Brancos	74	Quiabo	54
Abóbora	74	Lentilha	53
Mandioca	71	Polenta	53
Biscoito salgado	71	Pudim	53
Repolho	71	Nozes	52
Beterraba	69	Cerveja	52
Chicória	69	Margarina	51
Pizza	68	Pão de queijo	51
Manga	67	Café com açúcar	50

Desta lista de frequência foram selecionados 15 alimentos que não apareceram nas regressões, mas obtiveram um relato de consumo numa frequência maior ou igual a 50%, são eles: Abobrinha/chuchu/berinjela, alho, biscoito salgado, café, farofa, lentilha, melancia, ovo frito, ovo cozido, pão de queijo, polenta, pudim, quiabo, repolho e uva. Os itens ovo cozido e ovo frito foram incorporados em um único grupo.

Como o ELSA-Brasil tem por um de seus objetivos avaliar o efeito de fatores nutricionais no risco para o desenvolvimento da obesidade, diabetes e doenças cardiovasculares (AQUINO et al, 2012), foram incluídos dois itens (vinho e bebidas alcoólicas destiladas), baseados nas evidências dos estudos publicados nos últimos anos, que vêm mostrando o efeito protetor do consumo leve a moderado de álcool na redução do risco para o desenvolvimento de DCNT (ROKSLEY et al, 2011; COSTANZO et al, 2011). Além desses, os alimentos regionais “chimarrão” e “acarajé” também foram incluídos já que mostraram alto consumo em suas regiões, 65% e 56%, respectivamente Sul e Nordeste.

Portanto, a versão final da lista de alimentos do QFA reduzido foi composta por 76 itens alimentares. Desses itens, 58 provenientes dos modelos de regressão, 14 da lista de 50% de frequência relatada pelos participantes, 2 por decisão dos pesquisadores e 2 por serem alimentos regionais com importante frequência de consumo em seus centros de investigação.

4.2 ANÁLISE PRELIMINAR DA LISTA DE ALIMENTOS REDUZIDA

Na tabela 5, são apresentados os valores de média (desvios-padrão) brutos e ajustados pela energia, para o QFA original e o QFA reduzido.

Tabela 5 – Médias (desvios-padrão) brutas e ajustadas pela energia do QFA original e QFA reduzido.

ENERGIA E NUTRIENTES	QFA original		QFA reduzido	
	Média (DP)		Média (DP)	
	Bruta	Ajustada	Bruta	Ajustada
Energia (Kcal)	2982 (1456)	-	2662 (1327)	-
Carboidrato (g)	402 (189)	274 (43)	366 (175)	220 (35)
Lipídio (g)	91 (47)	36 (7)	77 (41)	35 (7,6)
Proteína (g)	135 (74)	75 (15)	124 (69)	72 (15,2)
Fibras (g)	41 (22)	16 (5,3)	37 (19,1)	15 (5,1)
Cálcio (mg)	1184 (573)	432 (168)	1128 (561)	387 (154)
Ferro (mg)	18 (8,2)	17 (2,7)	17 (7,6)	16 (2,5)
Potássio (mg)	5081 (2451)	2929 (663)	4621 (2199)	2765 (635)
Selênio (mcg)	249 (184)	27 (17)	231 (179)	24 (16)
Zinco (mg)	16 (9,2)	11 (3,5)	15 (8,5)	10 (3,9)
Sódio (mg)	4456 (2160)	2414 (465)	3921 (1932)	2071 (390)
Vitamina A (UI)	14899 (10284)	1447 (746)	13605 (9647)	1235 (660)
Vitamina C (mg)	391 (385)	10 (7,0)	329 (244)	12 (7,3)
Vitamina E (mg)	14 (11,2)	1,4 (0,9)	12,5 (10)	1,2 (0,9)

Na tabela 5 pode ser observado que o nutriente que apresentou maior variação na redução foi o sódio. Após ajustes por energia os valores médios dos nutrientes diminuiriam.

Na tabela 6 estão apresentados os valores do coeficiente de correlação intraclasse entre o QFA original e o QFA reduzido. O teste foi realizado para as variáveis brutas e ajustadas pela energia.

Tabela 6 – Coeficientes de correlação intraclasse entre o QFA original e o QFA reduzido.

ENERGIA E NUTRIENTES	Coeficiente de Correlação	
	Intraclasse	
	Bruta	Ajustada
Energia (Kcal)	0,92	-
Carboidrato (g)	0,94	0,97
Lipídio (g)	0,94	0,95
Proteína (g)	0,95	0,97
Fibras(g)	0,95	0,96
Cálcio (mg)	0,97	0,96
Ferro (mg)	0,96	0,95
Potássio (mg)	0,95	0,96
Selênio (mcg)	0,96	0,99
Zinco (mcg)	0,96	0,96
Sódio (mg)	0,94	0,92
Vitamina A (UI)	0,95	0,97
Vitamina C (mg)	0,95	0,96
Vitamina E (mg)	0,96	0,98
Média	0,95	0,96

Os valores de correlação intraclasse bruta variaram de 0,97 (Cálcio) a 0,92 (energia), com uma média de 0,95. Já os valores ajustados pela energia variaram de 0,99 (Selênio) a 0,92 (Sódio), com média de 0,96. Os valores da correlação intraclasse aumentaram para a maioria dos nutrientes, com exceção do cálcio, ferro e sódio. O zinco permaneceu com o mesmo valor 0,96. A análise da concordância entre os métodos QFA original e QFA reduzido são apresentados na tabela 7.

A sensibilidade calculada para as variáveis ajustadas pela energia ficou acima de 0,80, variando de 0,82 (zinco) a 0,92 (cálcio), com média de 0,87. O Kappa ponderado apresentou boa concordância para os macros e micronutrientes, variando de 0,82 (lipídio) a 0,91 (Vitamina A e E). O percentual de concordância exata mais adjacente ficou acima de 95%.

Tabela 7 – Análise da concordância entre o QFA original e o QFA reduzido.

ENERGIA E NUTRIENTES	QFA reduzido x QFA original					QFA reduzido x QFA original				
	Bruto					Ajustado				
	Kappa	Sensibilidade	% de Concordância			Kappa	Sensibilidade	% de Concordância		
Exata			Exata + Adjacente	Discordante	Exata			Exata + Adjacente	Discordante	
Energia (Kcal)	0,89	0,88	88,17	97,77	2,10	-	-	-	-	-
Carboidrato (g)	0,90	0,90	90,32	98,92	1,07	0,86	0,86	86,02	97,80	2,20
Lipídio (g)	0,83	0,81	81,72	97,84	2,15	0,82	0,84	84,94	97,80	2,20
Proteína (g)	0,74	0,89	89,24	97,84	2,10	0,87	0,88	88,17	98,90	1,10
Fibras (g)	0,89	0,91	91,39	98,91	1,07	0,85	0,84	84,94	97,80	2,20
Cálcio (mg)	0,91	0,94	94,62	98,92	1,07	0,90	0,92	92,47	96,80	3,20
Ferro (mg)	0,89	0,88	88,17	97,84	2,15	0,88	0,88	88,70	98,93	1,07
Potássio (mg)	0,89	0,90	90,32	97,84	2,15	0,85	0,87	87,09	96,80	3,20
Selênio (mcg)	0,90	0,92	92,47	97,84	2,15	0,90	0,90	90,32	100	0,00
Zinco (mcg)	0,87	0,88	88,17	97,84	2,15	0,83	0,82	82,79	97,80	2,20
Sódio (mg)	0,85	0,83	83,87	97,84	2,15	0,83	0,83	83,87	97,80	2,20
Vitamina A (UI)	0,88	0,91	91,39	97,84	2,10	0,91	0,91	91,39	98,90	1,10
Vitamina C (mg)	0,83	0,87	87,09	96,69	3,22	0,86	0,87	87,09	98,90	1,10
Vitamina E (mg)	0,89	0,89	89,24	98,84	1,07	0,91	0,91	91,39	100	0,00

As análises foram realizadas com as variáveis log transformadas. % de concordância e kappa realizados com as variáveis ajustadas pela energia

4.3 VALIDAÇÃO DA LISTA DE ALIMENTOS REDUZIDA

A Tabela 8 apresenta as médias e desvios padrão do QFA reduzido e dos registros alimentares.

Tabela 8 – Médias (desvio padrão) brutas e ajustadas pela energia para o QFA reduzido e bruto, ajustado e deatenuado para o RA.

ENERGIA E NUTRIENTES	QFAR		RA	
	Média (DP)		Média (DP)	
	Bruto	Ajustado	Bruto	Ajustado e deatenuado
Energia (Kcal)	2662 (1327)	-	2189 (610)	-
Carboidrato (g)	366 (175)	220 (35)	280 (83)	231 (22)
Lipídio (g)	77 (41)	38 (7,6)	72,54 (25)	28 (3)
Proteína (g)	124 (69)	72 (15)	98 (29)	173 (53)
Fibras (g)	37 (19)	15 (5)	23 (12)	14 (2,6)
Cálcio (mg)	1128 (562)	388 (154)	830 (356)	234 (60)
Ferro (mg)	17 (7,6)	16 (2,5)	14 (4,6)	18 (1,7)
Potássio (mg)	4621 (2199)	2766 (636)	3289 (2152)	3532 (507)
Selênio (mg)	231 (180)	24 (16)	146 (66)	183 (25)
Zinco (mg)	15 (8,5)	10 (3,9)	13 (4,8)	15 (1,9)
Sódio (mg)	3921 (1933)	2071 (391)	3395 (1025)	4559 (509)
Vitamina A (UI)	13606 (9647)	1236 (660)	9871 (10477)	6506 (1864)
Vitamina C (mg)	329 (244)	12 (7)	229 (412)	36 (25)
Vitamina E (mg)	12 (10)	1,2 (0,8)	7,6 (6)	4,8 (0,8)

Quando ajustadas as variáveis do QFA pela energia os valores diminuíram, já para o RA ajustado e deatenuado, os nutrientes se comportaram de maneira diferente para carboidrato, lipídio, fibra, cálcio, vitamina A, C e E, pois os valores diminuíram.

Na tabela 9 são apresentados os valores de correlação de *Pearson* entre o QFA e RA em quatro diferentes situações de ajuste pela energia e deatenuação pela variabilidade intraindividual.

Tabela 9 - Correlação de Pearson entre QFA reduzido e RA.

ENERGIA E NUTRIENTES	QFAR x RA*		QFAR x RA**		QFAR x RA***		QFAR x RA****	
	r	p	r	p	r	p	r	p
Energia (Kcal)	0,286	0,000	0,288	0,000	-	-	-	-
Carboidrato (g)	0,262	0,000	0,260	0,000	0,307	0,000	0,320	0,000
Lipídio (g)	0,321	0,000	0,325	0,000	0,332	0,000	0,341	0,000
Proteína (g)	0,303	0,000	0,321	0,000	0,290	0,000	0,322	0,000
Fibras (g)	0,307	0,000	0,310	0,000	0,458	0,000	0,458	0,000
Cálcio (mg)	0,360	0,000	0,368	0,000	0,531	0,000	0,545	0,000
Ferro (mg)	0,361	0,000	0,360	0,000	0,196	0,001	0,217	0,000
Potássio (mg)	0,237	0,000	0,213	0,000	0,256	0,000	0,181	0,002
Selênio (mg)	0,278	0,000	0,319	0,000	0,491	0,000	0,526	0,000
Zinco (mg)	0,328	0,000	0,333	0,000	0,346	0,000	0,335	0,000
Sódio (mg)	0,312	0,000	0,317	0,000	0,113	0,059	0,140	0,019
Vitamina A (UI)	0,278	0,000	0,311	0,000	0,322	0,000	0,372	0,000
Vitamina C (mg)	0,319	0,000	0,328	0,000	0,403	0,000	0,425	0,000
Vitamina E (mg)	0,329	0,000	0,305	0,000	0,499	0,000	0,472	0,000

As análises foram realizadas com variáveis log transformadas.

* variáveis do QFAR e RA brutas

** variáveis do QFAR bruto e RA deatenuado pela variabilidade intraindividual

*** variáveis do QFAR e RA ajustados pela energia

**** variáveis do QFAR ajustado pela energia e RA ajustado pela energia e deatenuado

Na comparação dos valores brutos com os ajustados foi observado que os valores aumentaram para a maioria dos nutrientes, por outro lado, para lipídio, ferro e sódio os valores diminuíram. Quando comparados os valores do QFA ajustado com do RA ajustados e deatenuados apenas para selênio e zinco os valores diminuíram. Os coeficientes de correlação ajustados e deatenuados variaram de 0,14 (sódio) a 0,54 (cálcio).

Os coeficientes de correlação intraclasse também foram calculados entre o QFA e RA (tabela 10). Pode-se observar que a média quando a correlação foi realizada com os dados brutos e quando realizados com os dados ajustado/deatenuado ficaram iguais. Assim como ocorreu para correlação de *Pearson* os menores e maiores valores brutos e ajustado/deatenuado foram para selênio e cálcio.

Tabela 10 - Coeficientes de correlação intraclasse entre QFA reduzido e RA.

ENERGIA E NUTRIENTES	QFAR x RA		
	Bruto	Ajustado	Ajustado e deatenuado
Energia (kcal)	0,41	-	-
Carboidrato (g)	0,38	0,46	0,44
Lipídio (g)	0,45	0,44	0,40
Proteína (g)	0,46	0,49	0,42
Fibras(g)	0,45	0,62	0,56
Cálcio (mg)	0,52	0,69	0,66
Ferro (mg)	0,50	0,32	0,31
Potássio (mg)	0,41	0,65	0,63
Selênio (mcg)	0,35	0,38	0,18
Zinco (mcg)	0,48	0,51	0,42
Sódio (mg)	0,44	0,20	0,21
Vitamina A (UI)	0,43	0,47	0,46
Vitamina C (mg)	0,47	0,54	0,59
Vitamina E (mg)	0,48	0,66	0,48
Média	0,44	0,49	0,44

O coeficiente de ICC variou de 0,35 (selênio) a 0,52 (cálcio) para os nutrientes brutos, quando ajustados pela energia e, além disso, com os RA deatenuados alguns nutrientes tiveram seus valores reduzidos e o ICC variou de 0,17 (selênio) a 0,66 (cálcio).

O kappa ponderado foi calculado para verificar a concordância entre QFA e RA, conforme apresentado na tabela 11.

Tabela 11- Concordância entre QFA reduzido e RA.

ENERGIA E NUTRIENTES	QFAR x RA*	QFAR x RA **	QFAR x RA***	QFAR x RA ****
	Kappa	Kappa	Kappa	Kappa
Energia (kcal)	0,173	0,204	-	-
Carboidrato (g)	0,198	0,214	0,305	0,294
Lipídio (g)	0,219	0,241	0,300	0,299
Proteína (g)	0,273	0,278	0,225	0,230
Fibras (g)	0,187	0,144	0,358	0,348
Cálcio (mg)	0,342	0,342	0,433	0,422
Ferro (mg)	0,294	0,267	0,176	0,176
Potássio (mg)	0,171	0,192	0,192	0,187
Selênio (mg)	0,176	0,203	0,390	0,374
Zinco (mg)	0,235	0,225	0,273	0,273
Sódio (mg)	0,171	0,171	0,032	0,080
Vitamina A (UI)	0,257	0,283	0,251	0,289
Vitamina C (mg)	0,278	0,289	0,321	0,337
Vitamina E (mg)	0,171	0,171	0,385	0,348

* variáveis do QFAR e RA brutas

** variáveis do QFAR bruto e RA deatenuado pela variabilidade intraindividual

*** variáveis do QFAR e RA ajustados pela energia

**** variáveis do QFAR ajustado pela energia e RA ajustado pela energia e deatenuado

Na tabela 12 são apresentados os percentuais de concordância entre o QFA reduzido e os RA.

Tabela 12 - Concordância entre QFA reduzido ajustado pela energia e RA ajustado e deatenuado

ENERGIA E NUTRIENTES	% de Concordância		
	Exata	Exata + adjacente	Discordante
Energia (kcal)	-	-	-
Carboidrato (g)	52,7	79,5	20,4
Lipídio (g)	37,7	76,3	23,6
Proteína (g)	53,8	80,6	19,3
Fibras (g)	51,6	82,8	17,2
Cálcio (mg)	55,9	86,0	14,0
Ferro (mg)	47,3	71,0	29,0
Potássio (mg)	55,9	86,0	14,0
Selênio (mg)	41,9	77,4	22,6
Zinco (mg)	47,3	78,5	21,5
Sódio (mg)	44,8	65,6	34,4
Vitamina A (UI)	48,4	81,7	18,3
Vitamina C (mg)	52,7	62,3	9,7
Vitamina E (mg)	48,4	83,9	16,1

Os percentuais de concordância exata aproximaram-se de 50%, e a soma da exata mais a adjacente só foi inferior a 70% em duas situações, sódio e vitamina C.

A Figura 2 apresenta o gráfico de dispersão das diferenças entre os métodos QFA reduzido e RA, para energia e os nutrientes selecionados (Carboidrato, lipídio, cálcio e fibra). A média da diferença de energia foi de 463 Kcal (LSC=3015 Kcal; LIC=-2088 Kcal). Para o carboidrato a média da diferença foi de -10,9g (LSC=59g; LIC=-81g), para o lipídio o valor encontrado foi de 6,6g (LSC= 21g; LIC=-7,6g), para a proteína foi de -101,6g (LSC= -63,4; LIC= -139,7), para cálcio foi de 154g (LSC=417g; LIC=-110g) e para a fibra 0,68g (LSC=9,6g; LIC=-8,3g).

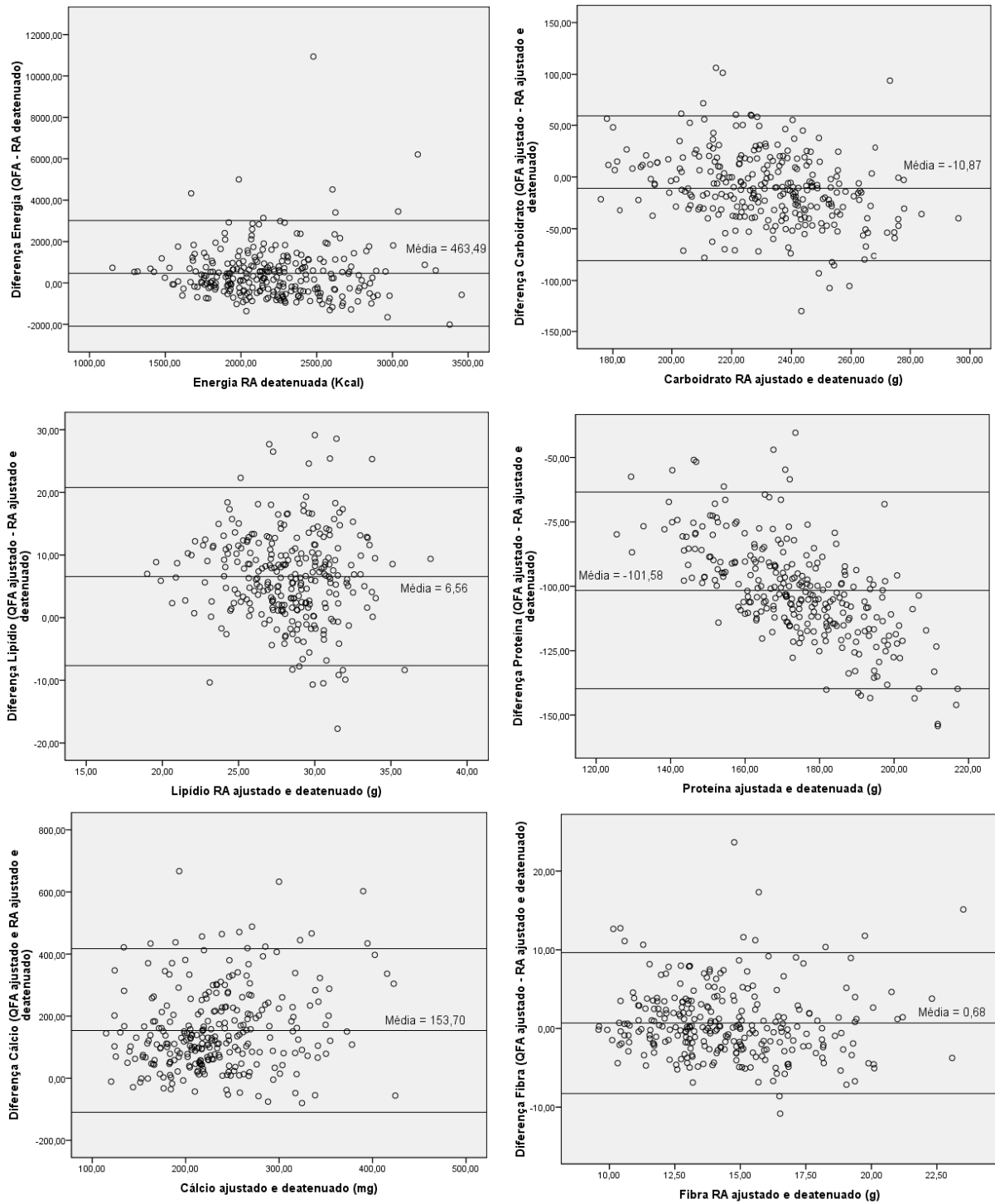


Figura 2 – Gráfico de dispersão das diferenças entre os métodos QFA reduzido e RA.

5 DISCUSSÃO

Este estudo foi realizado a partir do QFA ELSA-Brasil já validado para a população adulta, contendo 114 itens/grupos alimentares (MOLINA et al., 2013). Esse questionário foi aplicado durante a primeira onda do ELSA-Brasil em todos os seus Centros de Investigação, durante a visita dos participantes. Além desse, outros testes e questionários eram aplicados, prolongando muito o tempo de permanência dos indivíduos nos centros. Por esse motivo foi proposto um QFA com uma lista reduzida de alimentos, diminuindo assim seu tempo de aplicação, porém mantendo a capacidade e qualidade do instrumento na avaliação da dieta dos participantes.

Para a redução do QFA foi utilizada metodologia semelhante à proposta por Chiara et al. (2007), possibilitando redução aproximada de 33% da lista de alimentos original. Assim, a nova lista contém 76 itens alimentares. Desses, 58 provenientes dos modelos de regressão, 14 da lista de 50% de frequência relatada pelos participantes, 2 por decisão dos pesquisadores e 2 por representarem consumo acima de 50% em suas regiões. Para a validação desse questionário foi utilizado apenas o subconjunto de alimentos da lista reduzida, técnica semelhante à realizada por Block et al. (1990).

A habilidade do QFA reduzido foi testada por meio da comparação com o QFA completo das médias de energia e nutrientes. A sensibilidade foi avaliada após a distribuição em tercis, obtendo resultado médio satisfatório com valores variando de 0,82 (zinco) a 0,92 (cálcio). O percentual de concordância exata mais adjacente ficou acima de 95% e o kappa ponderado apresentou valores acima de 0,80. Esses resultados denotam concordância satisfatória entre a lista original e a reduzida. Chiara et al. (2007) encontraram valores de kappa variando entre 0,97 a 0,99.

Assim como encontrado por Molina et al. (2013); Henn (2010); Zanolla (2009); Giacomello et al. (2008); Lima et al. (2007), a ingestão média de energia e nutrientes foi superior ao encontrado para a média dos três registros alimentares. Essa superestimação pode ser explicada por características próprias do instrumento,

como percepção da porção, memória e frequência de consumo estabelecida (WILLETT, 1998).

Quando realizado o ajuste dos nutrientes pela energia, foi possível observar comportamentos diferentes, alguns aumentaram (proteína, ferro, potássio, selênio, zinco e sódio) e outros diminuíram (carboidrato, lipídio, fibras, cálcio, Vitamina A, C e E), situação semelhante ao ocorrido em outros estudos (Crispim et al. 2009; Zanolla et al., 2009; Lima et al., 2007). Segundo Willett (1998), o ajuste de energia pode aumentar os coeficientes de correlação quando a variabilidade do consumo do nutriente está relacionada com a ingestão de energia, e diminuir quando a variabilidade do nutriente está sujeito a erros sistemáticos de sub ou superestimação no relato de consumo alimentar.

Quanto à validade do QFA reduzido, os valores encontrados são semelhantes aos relatados na literatura. Sichieri & Everhart (1998) na validação do primeiro QFA desenvolvido para população brasileira encontraram valores de correlação variando de 0,18 (Vitamina A) a 0,55 (Cálcio). Giacomello et al. (2008) avaliaram o desempenho do QFA desenvolvido por Sichieri & Everhart (1998) com objetivo de estimar o consumo alimentar entre gestantes, encontrando coeficientes de correlação ajustados pela energia variando de 0,01 (gordura saturada) a 0,47 (cálcio). Em estudo de validade de um QFA desenvolvido para a população japonesa que vive no Brasil, Cardoso et al. (2001) descreveram que os coeficientes quando deatenuados e ajustados poderiam melhorar as correlações aumentando o coeficiente médio de 0,47 para 0,56 e, assim como neste estudo, o menor coeficiente encontrado foi para sódio.

Charlton et al. (2007) em estudo desenvolvendo e validando um QFA curto para avaliar o consumo de sódio, relataram a dificuldade encontrada na mensuração precisa desse consumo, devido à ampla distribuição do sódio nos alimentos, ao uso generalizado desse composto no processamento de alimentos, a extensa utilização de cloreto de sódio como sal de mesa e a presença de sódio em água potável. Eles encontraram pobre correlação positiva entre o relato de sódio estimado tanto no QFA quanto no RA, provavelmente pela dificuldade em quantificar a ingestão real de sódio a partir da adição devido à subnotificação.

No presente estudo os valores de correlação intraclasse brutos variaram de 0,35 (selênio) a 0,52 (cálcio). Quando os coeficientes foram ajustados pela energia e deatenuados pela variabilidade intraindividual foi observado comportamento diferente para os diversos nutrientes: alguns obtiveram aumento nos valores (carboidrato, fibra, cálcio, potássio, vitamina A e C) e outros decaíram (lipídio, proteína, ferro, selênio, zinco e sódio). Apenas a vitamina E permaneceu com mesmo valor, e os coeficientes variaram de 0,17 (selênio) a 0,66 (cálcio). Crispim et al. (2009) encontraram, após o ajuste pela energia, diminuição das correlações para macronutrientes e aumento dos micronutrientes.

Willett (2001) descreve que, em geral, coeficientes de correlação acima de 0,7 nos estudos de validação são raros, provavelmente devido à complexidade inerente da dieta que não pode ser totalmente capturado por um questionário estruturado. Os valores encontrados para o Kappa ponderado foram fracos, ainda assim, concordam com a classificação em tercís, conforme observado também por Zanolla et al. (2009).

Como descrito por Zanolla et al (2009) é importante que o QFA seja capaz de classificar corretamente os indivíduos segundo os níveis de ingestão para que com isso seja possível obter corretas estimativas de risco, fundamental para estudos epidemiológicos. Para isso neste estudo fez-se necessário a distribuição das frequências de consumo em tercís e foi encontrado valores de somatório da distribuição exata mais adjacente acima de 60% de concordância entre os métodos QFA e RA. Giacomello et al. (2008) encontraram valores variando de 25% para consumo de vitamina E a 35% para o consumo de ácido fólico e cálcio, no mesmo quartil. Cardoso et al. (2001) acharam valores em torno de 30 a 40% dos indivíduos classificados no mesmo quartil. Em nosso estudo os valores de concordância exata foram superiores aos encontrados nessas análises demonstrando a capacidade do QFA reduzido em classificar relativamente bem os participantes em níveis de consumo.

Outros estudos (FISBERG et al., 2005; THOMPSON; BYERS, 1994) indicam que o QFA deve ter entre 50 e 100 itens alimentares. Quando possuem menos de 50 podem subestimar a ingestão e o contrário é visto quando a lista é composta por mais de 100 itens que tende a superestimar o consumo. Além disso, Willett (1998)

ressalta que listas extensas contribuem para elevar o índice de não resposta (WILLETT, 1998).

Algumas limitações podem ser consideradas neste estudo, a primeira é referida a aspectos intrínsecos ligados ao método de avaliação da dieta. Existe a possibilidade de inclusão pelo participante em mais de uma vez um mesmo item alimentar quando eles estão incluídos em uma mesma preparação e com isto superestimar a frequência consumida desse alimento, explicando em parte maiores valores na maioria de nutrientes avaliados pelo QFA reduzido. Uma segunda limitação refere-se a não inclusão de biomarcadores no processo de validação. Ainda deve-se salientar que o método de referencia pode não corresponder rigorosamente a um padrão ouro de medida da dieta, entretanto, deve-se se considerar o registro de 24 horas como melhor opção uma vez que está menos sujeito a erros de memória do participante e de não depender da motivação para estimar o tamanho da porção devido a que os participantes tinham auxílio de modelos fotográficos de porções alimentares. Assim o registro de 24 horas está menos sujeito a viés de memória e precisa de menor motivação para estimar a porção consumida no momento do registro. De outro lado pelos resultados obtidos deve-se ser ter cautela no uso do QFA reduzido em estudos de avaliação de risco de deficiências nutricionais uma vez que poderia minimizar risco da presença dessas doenças.

6 CONCLUSÃO

Tendo em vista os resultados deste estudo, conclui-se que seus objetivos foram alcançados. O QFA ELSA-Brasil foi reduzido de 114 itens alimentares para 76, redução aproximada de 33%, e ainda assim foi possível manter a capacidade de medir relativamente bem energia e os nutrientes selecionados, obtendo concordância satisfatória e correlação com o QFA original.

Além disso, o QFA reduzido foi validado para a população ELSA, podendo ser utilizado nas ondas subsequentes desse estudo, permitindo, ainda, a distribuição dos participantes em níveis de consumo e a realização de estudos que visam identificar a relação entre dieta e doenças cardiovasculares e diabetes.

7 REFERÊNCIAS

1. ANDERSEN L F; JOHANSSON L; SOLVOLL K. Usefulness of a short food frequency questionnaire for screening of low intake of fruit and vegetable and for intake of fat. **European Journal of Public Health.**, 12: 208-213, 2002.
2. ASSEMA P V; BRUG J; RONDA G et al. A short dutch questionnaire to measure fruit and vegetable intake: relative validity among adults and adolescents. **Nutrition and Health.**, 16:85-106, 2002.
3. AQUINO EML, BARRETO SM, BENSENOR IM et al. Brazilian Longitudinal Study of Adult Health (ELSA-Brasil): Objectives and Desing. **American Journal of Epidemiology.**, 175(4):315-324, 2012.
4. BATISTA FILHO M, RISSIN A. A transição nutricional no Brasil: tendências regionais e temporais. **Cad. Saúde Pública.**, Rio de Janeiro, 19(Sup. 1):S181-S191, 2003.
5. BLAND JM; ALTMAN DG. Statistical methods for assessing agreement between two methods of clinical measurement. **Lancet.**, 307-310, 1986.
6. BLOCK G; HARTMAN A M; NAUGHTON D. A Reduced Dietary Questionnaire: Development and Validation. **Epidemiology.**, 1:58-64, 1990.
7. BONOMO, E. Como medir a ingestão alimentar? In: DUTRA DE OLIVEIRA, J.E. (Coord). **Obesidade e anemia carencial na adolescência.** São Paulo: Instituto Danone, p.117-125, 2000.
8. CADE J; THOMPSON R; BURLEY V; WARM D. Development, validation and utilization of food-frequency questionnaires – a review. **Public Health Nutrition.**, 5(4): 567-587, 2002
9. CARDOSO MA; TOMITA LY; LAGUNA EC. Assessing the validity of a food frequency questionnaire among low-income women in São Paulo, southeastern Brazil. **Cad. Saúde Pública.**, Rio de Janeiro, 26(11):2059-2067, nov, 2010.
10. CARDOSO MA; KIDA AA; TOMITA LY et al. Reproducibility and validity of a food frequency questionnaire among women of Japanese ancestry living in Brazil. **Nutrition Research.**, 20: 725-733, 2001.
11. CARDOSO MA. Desenvolvimento, Validação e aplicações de Questionários de Frequência Alimentar em Estudos Epidemiológicos. In: KAC G; SICHIERI R;

- GIGANTE DP. **Epidemiologia Nutricional.**, Rio de Janeiro: Editora Fiocruz/Atheneu, 2007.
12. CHARLTON K; STEYN K; LEVITT N et al. Development and validation of a short questionnaire to assess sodium intake. **Public Health Nutrition.**, 11(1):83-94, 2007.
 13. CHIARA VL; BARROS ME; COSTA LP et al. Redução de lista de alimentos para questionários de frequência alimentar: questões metodológicas na construção. **Rev. Bras. Epidemiol.**, 10(3): 410-420, 2007.
 14. CONSTANZO S; CASTELNUOVO AD; DONATI MB et al. Wine, beer or spirit drinking in relation to fatal and non-fatal cardiovascular events: a meta-analysis. **Eur J Epidemiol.**, 26:883-850, 2011.
 15. COSTA AGV; PRIORE SE; SABARENSE CM et al. Questionário de frequência de consumo alimentar e recordatório de 24 horas: aspectos metodológicos para avaliação da ingestão de Lipídios. **Rev. Nutr.**, Campinas, 19(5):631-641, set/out., 2006.
 16. CRISPIM SP; FRANCESCHINI SCC; PRIORE SE et al. Validação de inquéritos dietéticos: uma revisão. **Nutrite: rev. Soc. Bras. Alim. Nutr.**, São Paulo., 26:127-141, dez., 2003.
 17. CRISPIM SP; RIBEIRO RCL; PANATO E et al. Validade relativa de um questionário de frequência alimentar para utilização em adultos. **Rev. Nutr.**, Campinas, 22(1):81-95, jan/fev., 2009.
 18. DAHL L; MAELAND C A; BJORKKJAER T. A short food frequency questionnaire to assess intake of seafood and n-3 supplements: validation with biomarkers. **Nutrition Journal.**, 10:127, 2011.
 19. DREWNOWSKI A; POPKIN BM. The Nutrition transition: new trends in the global diet. **Nutri. Rev.**, 55(2):31-43, 1997.
 20. EYSTEINSDOTTIR T; THORSDDOTTIR I; GUNNARSDOTTIR I et al. Assessing validity of a short food frequency questionnaire on present dietary intake of elderly Icelanders. **Nutrition Journal.**, 11:12, 2012.
 21. FISBERG RM; MARTINI LA; SLATER B. Métodos de inquéritos alimentares. In: FISBERG RM; SLATER B; MARCHIONI DML; MARTINI LA. **Inquéritos Alimentares: métodos e bases científicas.** Barueri, SP: Manole, 2005.

22. FISBERG RM; COLUCCI ACA; MORIMOTO JM; MARCHIONI DML. Questionário de freqüência alimentar para adultos com base em estudo populacional. **Revista de Saúde Pública.**, v. 42, p. 550-554, 2008.
23. FRENK J; FREJKA T; BOBADILLA J. La transición epidemiológica en América Latina. **Boletín de la Oficina Sanitaria Panamericana.**, 111:485-496, 1991.
24. FORNÉS NS; STRINGHINI ML; ELIAS BM. Reproducibility and validity of a food-frequency questionnaire for use among low-income Brazilian workers. **Public Health Nutrition.**, 6(8):821-827., 2003.
25. GIMENO SGA; FERREIRA SRG. Fatores da Dieta nas Doenças Cardiovasculares. In: KAC G; SICHIERI R; GIGANTE DP. **Epidemiologia Nutricional.** Rio de Janeiro: Editora Fiocruz/Atheneu, 2007.
26. GIACOMELLO A; SCHMIDT M I; NUNES M A A et al. Validação relativa de Questionário de Freqüência 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.**, Recife, 8 (4): 445-454, out. / dez., 2008 445.
27. GOLDBERGER J. Considerations on pellagra [1914]. In: The Challenge of Epidemiology: issues and selected readings. Washington: Paho, 1998. (Scientific Publication, 505)
28. GOTO C; TOKUDOME Y; IMAEDA N et al. Validation study of fatty acid consumption assessed with short food frequency questionnaire against plasma concentration in middle-aged Japanese people. **Scandinavian journal of Food and Nutrition.**, 50(2): 77-82, 2006.
29. HENN RL; FUCHS SR; MOREIRA LB et al. Development and validation of a food frequency questionnaire (FFQ-Porto Alegre) for adolescent, adult and elderly populations from Southern Brazil. **Cad. Saúde Pública.**, Rio de Janeiro, 26(11):2068-2079, nov., 2010.
30. HIRAKATA VN; CAMEY SA. Análise de concordância entre métodos de Bland-Altman. **Rev. HCPA.**, 29(3):261-268, 2009.
31. HOLANDA LB; BARROS FILHO AA. Métodos aplicados em inquéritos alimentares. **Rev Paul Pediatría.**, 24(1):62-70., 2006.
32. IMAEDA N; GOTO C; TOKUDOME Y et al. Reproducibility of a short food frequency questionnaire for Japanese general population. **Journal of Epidemiology.**, 17(3): 100-1007, 2007.

33. INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF_ 2003-2003: análise da disponibilidade domiciliar de alimentos e estado nutricional no Brasil**. Rio de Janeiro: IBGE, 2005.
34. KAC G; SICHIERI R; GIGANTE DP. Introdução à Epidemiologia Nutricional. In: KAC G; SICHIERI R; GIGANTE DP. **Epidemiologia Nutricional**. Rio de Janeiro: Editora Fiocruz/Atheneu, 2007.
35. LIMA FEL; SLATER B; LATORRE MRDO et al. Validade de um questionário quantitativo de frequência alimentar desenvolvido para população feminina do nordeste do Brasil. **Rev. Bras. Epidemiol.**, 10(4): 483-490, 2007.
36. LIND J. An inquire into the nature, causes, and cure of the scurvy [1753]. In: The Challenge of Epidemiology: issues and selected readings. Washington: Paho, 1998. (Scientific Publication, 505)
37. LING AMC; HORWATH C; PARNEL W. Validation of a short food frequency questionnaire to assess consumption of cereal foods, fruit and vegetables in Chinese Singaporeans. **European Journal of clinical Nutrition.**, 52:557-564, 1998.
38. MATARAZZO HCZ; MARCHIONI DML; FIGUEIREDO RAO et al. Reprodutibilidade e validade do questionário de frequência de consumo alimentar utilizado em estudo caso-controle de câncer oral. **Rev Bras Epidemiol.**, 9(3):316-24, 2006.
39. MASSON LF; MCNEIL G; TOMANY JO et al. Stastitical approaches for assessing the relative validity of a food-frequency questionnaire: use of correlation coefficients and the kappa statistic. **Public Health Nutrition.**, 6(3):313-321, 2002.
40. MOLINA MDB; BENSENOR I; CARDOSO LO et al. Reprodutibilidade e validade relativa do Questionário de Frequência Alimentar do ELSA-Brasil. **Cad. Saúde Pública.**, 29(2):379-389, 2013.
41. MOLINA MDB; BENSENOR I; CARDOSO LO et al. Avaliação da dieta no ELSA-Brasil: Desenvolvimento do Questionário de Frequência Alimentar. **Rev. de Nutrição.**, No Prelo, 2013.

42. MONTEIRO CA; MONDINIB L; COSTA RBL. Mudanças na composição e adequação nutricional da dieta familiar nas áreas metropolitanas do Brasil (1988-1996). **Rev. Saúde Pública.**, 34 (3): 251- 58, 2000.
43. NELSON, PM. "The validation of dietary assessment". In: **Design concepts in nutrition epidemiology**. 2. Ed. Oxford, Oxford University Press, 1997.
44. NUSSER SM; CARRIQUIRY AL; DODD KW; FULLER WA. A semi parametric transformation approach to estimating usual intake distributions. **Journal of the American Statistical Association.**, v. 91, p.1440-1449, 1996.
45. 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; TREWIN D. **Survey Measurement and Process Quality**. Wiley and Sons, New York, p. 689-709, 1997.
46. OLIVEIRA SP; THÉBAUD-MONY A. Estudo do consumo alimentar: em busca de uma abordagem multidisciplinar. **Rev. Saúde Pública.**, 31 (2):201-8, 1997.
47. OMRAN A. The Epidemiologic Transition: A Theory of the Epidemiology of Population Change. **The Milbank Quarterly**, 83(4):731-757, 2005.
48. OSLER M; HEITMANN B L. The validity of a short food frequency questionnaire and its ability to measure changes in food intake: A longitudinal study. **International Journal of Epidemiology**, 25(5): 1023-1029, 1996.
49. PAPADAKI A; SCOTT A. Relative validity and utility of a short food frequency questionnaire assessing the intake of legumes in Scottish women. **J Hum Nutr Diet**, 20:467-475, 2007.
50. PEREIRA RA; SICHIERY R. métodos de Avaliação do Consumo de Alimentos. In: KAC G; SICHIERI R; GIGANTE DP. **Epidemiologia Nutricional**. Rio de Janeiro: Editora Fiocruz/Atheneu, 2007.
51. Popkin, B.M. Nutritional patterns and transitions. **Pop. Dev. Rev.**, 19: 138-157, 1993.
52. PRATA, PR. The Epidemiologic Transition in Brazil. **Cad. Saúde Pública.**, Rio de Janeiro, 8 (2): 168-175, abr/jun, 1992.
53. PUFULETE M; EMERY P W; NELSON M et al. Validation of a short food frequency questionnaire to assess folate intake. **British Journal of Nutrition.**, 87: 383-390, 2002.

54. RIBEIRO AC; SÁVIO KEO; RODRIGUES MLCF et al . Validação de um questionário de freqüência de consumo alimentar para população adulta. **Rev. Nutr.**, Campinas, v. 19, n. 5, Oct. 2006.
55. RONKSLEY PE; BRIEN SE; TURNER BJ et al. Association of alcohol consumption with selected cardiovascular disease outcomes: a systematic review and meta-analysis. **BMJ.**, 342:1-13, 2011.
56. ROTH J; QIANG X; MARB SL; REDELT H; LOWELL RB. The Obesity Pandemic: Where Have We Been and Where Are We Going? **Obesity Research.**, Vol. 12 Supplement, 2004.
57. SALES R L; SILVA M M S; COSTA N M B et al. Desenvolvimento de um inquérito para avaliação da ingestão alimentar de grupos populacionais. **Rev. Nutr.**, **Campinas**, 19(5):539-552, set./out., 2006.
58. SALVO V L M; GIMENO S G. Reprodutibilidade e validade do questionário de frequência de consumo de alimentos. **Rev. Saúde Pública.**, 36(4):505-12, 2002.
59. SARTORELLI DS; FRANCO LJ. Tendências do diabetes mellitus no Brasil: o papel da transição nutricional. **Cad. Saúde Pública.**, Rio de Janeiro, 19(Sup. 1):S29-S36, 2003.
60. SLATER B; MARCHIORI DB; FISBERG R M. Estimando a prevalência da ingestão inadequada de nutrientes. **Rev Saúde Pública.**, 38(4):599-605, 2004.
61. SLATER B; PHILIPPI ST; MARCHIORI DML et al. Validação de Questionários de Frequência Alimentar – QFA: considerações metodológicas. **Rev. Bras. Epidemiol.**, Vol.6, n.3, 2003.
62. SICHIERI R; EVERHART J E. Validity of a Brazilian Food Frequency Questionnaire against dietary recalls and estimated energy intake. **Nutrition Research.**, 18(10):16494-1659, 1998.
63. SICHIERI R; SOUZA RAG. Epidemiologia da Obesidade. In: KAC G, SICHIERI R; GIGANTE DP. **Epidemiologia Nutricional**. Rio de Janeiro: Editora Fiocruz/Atheneu, 2007.
64. SILVA TA; VASCONCELOS SML. Procedimentos metodológicos empregados em questionários de frequência alimentar elaborados no Brasil: uma revisão sistemática. **Rev. Nutr.**, 25(6):785-797, Nov./dez., 2012.
65. SOUZA EB. Transição nutricional no Brasil: análise dos principais fatores. **Cadernos UniFOA.**, ed.13, 2010.

66. TARDIDO AP; FALCÃO MC. O impacto da modernização na transição nutricional e obesidade. **Rev Bras Nutr Clin.**, 21 (2): 117-24, 2006.
67. TAKAKI B. The preservation of health amongst the personnel of the Japanese Navy and Army [1906]. In: In: The Challenge of Epidemiology: issues and selected readings. Washington: Paho, 1998. (Scientific Publication, 505)
68. THOMPSON FE; BYERS T. Dietary Assessment Resource Manual. **American Institute of Nutrition.**, 124: 2245S-2317S, 1994.
69. TOKUDOME S; GOTO C; IMAEDA N et al. Development of a data-based short food frequency questionnaire for assessing nutrient intake by middle-aged Japanese. **Asian Pacific J Cancer Prev.**, 5:40-43, 2004
70. VASCONCELOS FAG. Tendências históricas dos estudos dietéticos no Brasil. **História Ciência e Saúde.**,14(1): 197-219, 2007.
71. VIGITEL BRASIL 2010. **Vigilância de fatores de risco e proteção para doenças crônicas por inquérito telefônico.** Brasília: Ministério da Saúde, 2011.
72. WILLET WC. **Nutritional Epidemiology.** 2nd. New York, Oxford University Press, 1998.
73. WILLETT WC; HOWE GR; KUSHI LH. Adjustment for total energy intake in epidemiologic studies. **Am J Clin Nutr.**, 65(suppl):1220S:1228S, 1997.
74. ZANOLLA AF; OLINTO MTA; HENN RL et al. Avaliação de reprodutibilidade e validade de um questionário de frequência alimentar em adultos residentes em Porto Alegre, Rio Grande do Sul, Brasil. **Cad. Saúde Pública.**, Rio de Janeiro, 25(4):840-848, abr., 2009.

ANEXO

APÊNDICES

APÊNDICE B– ARTIGO

Validation of the short form of the Food Frequency Questionnaire in the Brazilian Longitudinal Study of Adult Health (ELSA-Brasil)

Livia Welter Mannato¹

Taisa Sabrina Silva Pereira¹

Gustavo Velasquez-Melendez²

Isabela M. Bensenor³

Letícia de Oliveira Cardoso⁴

Maria del Carmen Bisi Molina¹

1 Universidade Federal do Espírito Santo, Vitória, Brasil

2 Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, Brasil

3 Hospital Universitário, Universidade de São Paulo, São Paulo, Brasil

4 Fundação Oswaldo Cruz, Rio de Janeiro, Brasil

ABSTRACT

Objective: This an ancillary study that aims to validate the Short Form Food Frequency Questionnaire (SFFQ) in the Longitudinal Study of Adult Health (ELSA-Brasil) among 281 individuals of both sexes between the ages of 35-64 years. *Methods:* This short form of questionnaire was compared to the original version of the FFQ-ELSA-Brasil, and also against three repeated 24-hour dietary recalls. Multiple linear regression was implemented to reduce the original list of foods and beverages, which originally included 114 food items. Also, the frequency of consumption and nutritional composition of food items was considered. Additionally, we conducted sensitivity analysis comparing the distribution of energy and nutrients from the original and short form questionnaires. To assess the validity of the SFFQ, the values of energy and nutrients of the FR were de-attenuated and log-transformed. *Results:* The agreement rates between methods were assessed using intra-class and Pearson's correlations, as well as, kappa and sensitivity analyses. The short form of FFQ ELSA-Brasil was

reduced to 76 food items with excellent agreement with the original version of FFQ. In the validity study, the intra-class correlation coefficients varied from 0.17 (selenium) to 0.66 (calcium). *Conclusions:* It was found that the summed values of the more adjacent exact distribution were over 60% between methods. The reduction of items was 33% and it was still possible to maintain the ability to measure relatively well the energy of selected nutrients, obtaining excellent agreement and correlation rates with the original FFQ.

Keywords. Diet. Questionnaire. Validation. Epidemiologic Studies.

INTRODUCTION

It is essential for epidemiological studies on diet and Chronic Non-communicable Diseases (NCDs) to obtain valid information on the consumption of energy and nutrients of the population, being one of the main challenges for the nutritional epidemiology - the development of practical, valid and feasible methods for measuring individual diet ^{1,2,3}.

In population studies for the purpose of planning and implementing public policies, it is of interest to investigate nutrients participation in maintaining health. Also, it is very important to estimate whether there are linkages between different levels of nutrient intake and the occurrence of injuries or if certain nutrients, foods and/or dietary patterns are associated with diseases prevention to plan and implement public health policies. ^{4,5,6,7}

One of the challenges that researchers in the field of nutrition have is measuring the consumption of foods/nutrients, due to the complexity of the human diet, in addition to the intrinsic difficulty of their own methods used in dietary surveys ¹. In this context, the Food Frequency Questionnaire (FFQ) has proven crucial to investigate the relationship between diet and health. ^{1,2}. Additionally, food frequency questionnaires allow relative ranking of individuals according to consumption levels, permitting the establishment of the association between diet and specific events ^{1,3,8}.

The FFQ has been the instrument of choice for obtaining dietary information in epidemiological studies, especially those related to NCDs. However, validation studies are necessary due to the degree of inaccuracy of the food questionnaires and differences among target populations¹. The questionnaire's validity is determined by evaluating the instrument's performance, when comparing its estimated intake of foods and nutrients with measurements obtained from independent methods considered "reference methods"¹.

Many FFQs have been developed for conducting national epidemiological surveys, seeking to assess the usual diet of the population studied⁹. Most of these studies have an extensive list of foods that tend to have a higher rate of non-response, increasing the time and cost of the studies¹⁰.

In the Longitudinal Study of Adult Health (ELSA-Brasil) a FFQ with 114 items was used¹¹, with average application time of 40 minutes. In order to facilitate its application, this study proposes to build a short list of foods from the FFQ ELSA-Brasil, and to evaluate the relative validity of this instrument.

METHODS

The study was conducted with the same participants from the study of reproducibility and relative validity of the Food Frequency Questionnaire ELSA-Brasil.¹² Additional information of this validation study is described elsewhere.¹² The sample consisted of 281 participants, of both sexes, aged 35-74 years, from six Research Centers (RC) in three regions of Brasil (South, Southeast and Northeast). In each RC 50 participants were invited, 25 men and 25 women, 25 aged 35-54 years old and 25 between the ages of 55 and 74 years old. The functional category was also considered and was all represented in the sample, namely: unskilled, technical/clerical and faculties and professional staff. The centers that did not get the appropriate number of participants remained but at least had to maintain the ratio by sex and age. In addition, the participants invited should have completed exams and interviews at baseline ELSA in May and June and, if necessary, in July of 2009. In this study, there were 19 losses due to refusal to participate in the study, the participant's death or absence of the fulfillment of one of the stages of the study. Further details on the selection of individuals and the logistics of this study can be appreciated in Molina et al.¹²

The FFQ ELSA-Brasil, comprising of 114 food items, has three components: 1. Foods/preparations, 2. Measurement of portion intake and 3. The Frequency of consumption, with eight response options ranging from "Over 3 x/day" to "never / almost never" and a column where it was possible for participants to report the seasonal consumption. To adapt the size of the FFQ, some items were grouped¹².

Data Analysis

Estimates of nutrient intake derived from the FFQ were performed with the aid of Excel application, by calculating: frequency of consumption x portion size x nutritional composition of foods. To build the database with the nutritional composition of foods, the software *Nutrition Data System for Research* (NDRS) was used, and it utilizes data based on the composition of food provided by the *United States Department of Agriculture* (USDA). Standardized recipes were entered for the only food (cassava flour) that did not exist in the American program, and for the food items not listed in the composition table of The Brazilian Table of Food Composition (TACO from the State University of Campinas – UNICAMP) was used.

The nutritional composition of regional preparations was calculated based on the individual components of each preparation according to recipes from technical publications of educational institutions and research¹². For every 100 grams of edible portion of food and preparations the following category were calculated: Total energy (kcal), carbohydrates (g), protein (g), fat (g), fiber (mg), calcium (mg), iron (mg), potassium (mg) selenium (mcg), zinc (mg) sodium (mg) Vitamin A (IU) Vitamin C (mg) and Vitamin E (mg)

The distribution of consumption values for each nutrient was tested for normality using the *Kolmogorov-Smirnov* test. For variables that were not normally distributed, we applied logarithmic transformation.

Short Form Food Frequency Questionnaire

To reduce the food list the following procedures were performed: 1. We estimated the Pearson correlation of the FFQ food items with selected nutrients. From the correlation matrix, foods that had positive correlation coefficients ($r > 0.10$) and significant ($p < 0.05$) were selected for entry into the regression models. It was considered as

dependent variables the per capita consumption of selected nutrients and as independent variables as food items from the FFQ; 2. Linear regression models were estimated adopting the automated method of inclusion of variables *stepwise* in the *forward* direction, and entered the food items selected in the first stage, remaining in the final model all items that contributed to explain the use of nutrients in question; 3. Foods that depending on the nutritional composition did not contribute to the explanation of the nutrient studied were excluded from the models and; 4. Foods that had the consumption percentage equal to or higher than 50% were included.

Additionally, we conducted a sensitivity analysis in which we compared the tertiles of consumption of variables related to nutrient estimates obtained from the full list of food items and the reduced list. With the original list of foods it was possible to obtain the expected distribution of items and with the reduced list the observed distribution. Therefore, the sensitivity was established by dividing the observed distribution by the expected distribution. The kappa coefficient was estimated to analyze the degree of agreement between the original version of the FFQ and the short form FFQ. In addition, we calculated the percentage of agreement between them. The sum of percentages of "exact" and "adjacent" concordance were presented.

Relative validity analysis

To account for intra-individual variations in the daily food intake we obtained the estimative of intra-individual and inter-individual variability from three 24-hour dietary recalls, as well as, the individual values of energy and nutrients de-attenuated by intra-individual variability. The de-attenuation process was performed using the method proposed by *Iowa State University (ISU)*, using the software *PC-SIDE (Software for Intake Distribution Estimation for the Windows OS)* developed by the National Research Council of the University of Iowa State¹³. Then it was necessary to adjust the nutrients by the total consumption of energy to remove the possible distortion that this variable could cause in the results^{1,8}.

The adjustment was made using the residual method proposed by Willett *et al.*¹⁴. Therefore, analysis was performed using simple linear regression, using the energy consumed as independent variable and the nutrient intake as the dependent variable. The residue of nutrient represents the consumption that is not explained by the total energy

consumption obtained. However, the residue has an average of zero, being necessary to make the sum of a constant to the residual value. The constant represents the nutrient intake for the average of total energy consumed by the population studied ¹⁴. From the coefficients α and β obtained by regression, we calculated the constant: $C = \alpha + (\beta * \text{Group energy average})$. Thus, we found the value of the nutrient adjusted for energy.

We calculated mean values and standard deviations for absolute values of energy intake, the selected nutrients and these same nutrients adjusted by total energy intake obtained from the short form FFQ and 24-hour dietary recalls. The *Pearson* correlation coefficient was used to compare the amounts of energy and nutrients from the short form FFQ and the average of three 24-hour dietary recalls. Acceptable values of correlation between the two instruments ranged from 0.40 to 0.70 ¹⁴. According to Nelson ¹⁵, values of the intra-class correlation coefficient (ICC) are smaller than the Pearson correlation coefficients, so values above 0.4 show good agreement between the methods. Therefore we calculated the ICC that evaluates the correlation between the information of the short form FFQ and the average of 24-hour dietary recalls.

The agreement between the short form FFQ and the average of the three de-attenuated 24-hour dietary recalls was assessed by classification of individuals according to the distribution into tertiles of energy and nutrients consumption, from each method. The percentage of exact agreement and disagreement were estimated. This analysis was performed by kappa statistics to evaluate the exact agreement between the methods. Values above 0.80 were considered to have great agreement, between 0.61 and 0.81 good, 0.41 to 0.60 moderate, 0.21 to 0.40 weak and values lower than 0.20, were considered of having poor agreement between methods ¹⁶.

To assess differences and possible distortions in the estimates of energy and nutrients obtained between the methods (the short form FFQ – and the 24-hour dietary recalls), graphics were constructed with the absolute differences between the values in the y-axis and the average intake calculated through the three 24-hour dietary recalls in the x-axis, as proposed by Bland & Altman ¹⁷.

RESULTS

Among the 281 study participants, 145 (51.6%) were female and 136 (48.4%) were male. Approximately 55% of the individuals were aged 35-54 years old and 39% belonged to the functional category of technical level. Participation in each center ranged from 15.3% (Rio Grande do Sul - UFRGS) to 18.9% (Minas Gerais - UFMG).

From the *Pearson* correlation matrices were selected nutrients for each food, including 82 foods that correlated with the total energy intake [r from 0.13 (grape) to 0.36 (beans)]; 67 foods that correlated with carbohydrate intake [r from 0.12 (tea) to 0.41 (cassava)]; 42 foods that correlated with protein intake [r from 0.13 (beer) to 0.37 (beef without bone)]; 41 foods that correlated with lipid intake [r from 0.12 (crackers) to 0.42 (sausage)]; 27 foods that correlated with the fiber [r from 0.12 (lentils) to 0.44 (orange)], 65 foods that correlated with potassium [r from 0.12 (strawberry) to 0.35 (cauliflower)]; 33 foods that correlated with selenium [r from 0.11 (cabbage) to 0.66 (walnuts)]; 15 foods that correlated with zinc [r from 0.14 (light bread) to 0, 54 (boneless beef)]; 71 foods that correlated with sodium [r from 0.12 (polenta) to 0.38 (rice)]; 45 foods that correlated with vitamin A [r from 0,12 (liver) to 0.41 (carrot)]; 31 foods that correlated with vitamin C [r from 0.122 (guava) to 0.44 (mango)], and 12 foods that correlated with vitamin E [r from 0.153 (nuts) to 0.38 (mango)]. The highest correlation coefficient was observed for the group of oil and selenium ($r = 0.65$, $p < 0.001$) and the lowest coefficient was presented in the group of leafy and selenium ($r = 0.11$, $p = 0.030$).

From the correlation matrices was performed *forward stepwise* multiple linear regression. The R^2 varied from 0.25 (Vitamin E) to 0.83 (Protein). The regression models resulted in 18 food items for energy ($R^2 = 0.62$), 19 food items for carbohydrate ($R^2 = 0.72$), 20 food items for protein ($R^2 = 0.83$), 21 food items for lipids ($R^2 = 0, 81$), 8 food items for fiber ($R^2 = 0.57$), 16 food items for calcium ($R^2 = 0.63$), 9 food items for iron ($R^2 = 0.52$), 15 food items for selenium ($R^2 = 0.71$) 18 food items for sodium ($R^2 = 0.62$) 13 food items for potassium ($R^2 = 0.54$), 8 food items for zinc ($R^2 = 0.49$), 16 food items for vitamin A ($R^2 = 0.63$) 13 food items for vitamin C ($R^2 = 0.72$) and 4 food items for vitamin E ($R^2 = 0.24$).

(Table 1)

58 food items resulted from the regressions. Mayonnaise, which was derived from the regression of foods with potassium, was excluded because it did not have plausibility in the explanation for the entry of that item in the regression, accounting for 57 food items. In Table 2 we show the foods that were consumed by 50% or more of the participants.

(Table 2)

From this list of frequency, 15 food items were selected that did not appear in the regressions, but obtained a consumption report on a frequency greater than or equal to 50%, they are: Zucchini/chayote/eggplant, garlic, crackers, coffee, manioc flour, lentils, watermelon, fried egg, boiled egg, cheese bread, polenta, pudding, okra, cabbage and grapes. The items boiled egg and fried eggs were incorporated into a single food item.

Subsequently, by decision of the researchers, the following items were included: wine and distilled spirits. As the ELSA-Brasil has as one of its objectives to evaluate the effect of nutritional factors on the risk for development of obesity, diabetes and cardiovascular disease¹⁸, the researchers included these food items based on evidence from studies published in recent years, which have shown the protective effect of light to moderate consumption of alcohol in reducing the risk for developing NCDs^{19,20}. Besides these, the regional items "chimarrão" and "acarajé" were also included since they showed high consumption among participants in their specific regions, 65% and 56%, respectively. Thus, the final version of the list of the FFQ ELSA-Brasil was reduced to 76 food items.

Table 3 presents the averages and standard deviations of intake of energy and nutrients for the original and reduced FFQ, and the nutrient that showed the greatest variation in reduction was the sodium in both the original and the reduced FFQ. It was observed that when making adjustments for energy the average values of nutrients decreased. The average sensitivity was 0.87. The pondered kappa showed good agreement for macro and micronutrients, with all values above 0.80, ranging from 0.82 (Lipid) to 0.91 (Vitamin A and E). The percentage of exact agreement plus the adjacent remained above 95%.

(Table 3)

Table 4 shows the averages and standard deviations of the short form FFQ and the 24-hour dietary recalls. The intra-class correlation coefficient ranged from 0.35 (selenium) to 0.52 (calcium) for raw nutrients, when adjusted for energy. Moreover, with the FR

de-attenuated, some nutrients had their values reduced and the ICC ranged from 0.17 (selenium) to 0.66 (calcium). The percentage of exact agreement approached 50% and the sum of exact agreement plus adjacent was over 60%.

(Table 4)

Figure 1 shows the scatter plot of the differences between the methods reduced FFQ and FR, for energy and selected nutrients (Carbohydrates, lipids, calcium and fiber). The average energy difference was 463.5 kcal (LSC = 3014.8 Kcal; LIC = -2087.8 kcal); for carbohydrate the average difference was -10.9 g (LSC = 59.0 g; LIC = -80.8 g), for lipid the value found was 6.56 g (LSC = 20.8 g; LIC = -7.6 g), for calcium was 153.7 g (LSC = 417.1 g; LIC = - 109.7 g) and 0.68 g for fiber (LSC = 9.6 g; LIC = -8.3 g).

(Figure 1)

DISCUSSION

This study was conducted using the FFQ of ELSA-Brasil study, which was previously validated for the adult population containing 114 items/food groups. This questionnaire was applied during the first wave of ELSA-Brasil in all six Research Centers (RC), during the personal interview of participants. Besides the FFQ, other tests and questionnaires were applied, prolonging the time of individuals stay in RC. For this reason we propose a short list of foods for inclusion in the FFQ, thus diminishing its application time, while maintaining the capacity and quality of the instrument in assessing the diet of the participants.

To reduce the FFQ a methodology similar to that proposed by Chiara et al. (2007)¹⁰ was used, enabling a reduction of approximately 66% of the original list of foods. Thus, the new list contains 76 food items. Of these, 58 comes from the regression models, 14 from the list of 50% frequency reported by participants, 2 by decision of researchers and 2 for representing consumption by over 50% in their region. For the validation of this questionnaire only the subset of the reduced food list was used with similar technique performed by Block et al.²¹.

As found by Molina et al. (2012)¹¹; Henn et al.²²; Zanolla et al.²³; Giacomello et al.²⁴; Lima et al.²⁵, the average intake of energy and nutrients was higher than the benchmark.

This overestimation may be explained by the instrument characteristics, such as perception of the portion consumed, memory and frequency of use established ¹.

When the adjustment of nutrients for energy was held, different behaviors were observed between nutrients because some correlation coefficients increased (protein, iron, potassium, selenium, zinc and sodium) and others decreased (carbohydrate, fat, fiber, calcium, Vitamin A, C and E), as found by Crispim et al.²⁶; Zanolla et al. ²³; Lima et al. ²⁵. According to Willett¹, the energy setting can increase the correlation coefficients when the variability of nutrient intake is related to energy intake, or decrease when the variability of the nutrient is subject to systematic errors of under-or overestimation in reported food consumption.

About the validity of the short form FFQ, the values were similar to those reported in the literature. Sichieri; Everhart²⁷ in the validation of the first FFQ developed for the Brazilian population found correlation values ranging from 0.18 (vitamin A) to 0.55 (calcium). Giacomello et al.²⁴ evaluated the performance of the FFQ developed by Sichieri; Everhart ²⁷ in pregnant women sample, found correlation coefficients adjusted by energy ranging from 0.1 (saturated fat) to 0.47 (calcium). A study of validity of a FFQ developed for a Japanese origin population living in Brazil it was reported de-attenuated and adjusted coefficients for nutrients analyzed, improving correlation and increasing the average coefficient from 0.47 to 0.56. Of note the lowest coefficient found was for sodium.

In our study the crude value of intra-class correlation between the short form FFQ and 24-hour dietary recalls ranged from 0.35 (selenium) to 0.52 (calcium). When coefficients were adjusted by total energy intake and de-attenuated by intra-individual variability, it was observed different behavior for different nutrients studied. While was observed the increase of some values such as carbohydrate, fiber, calcium, potassium, vitamin A and C, others nutrients as lipid, protein, iron, selenium, zinc and sodium had decreased values; only vitamin E remained with the same value. Overall, coefficients ranged from 0.17 (selenium) to 0.66 (calcium).

In the Crispim et al. study ²⁶, after adjusting for total energy intake, it was found that the correlations for macronutrients decreased and for micronutrients increased.

As described by Zanolla et al.²³ it is important that FFQ is able to correctly classify individuals according to intake levels so that it is possible to obtain correct estimates of

risk, which is essential for epidemiological studies. For this it is necessary the frequency distribution of consumption in tertiles. In the present study, it was found values of the sum of the exact distribution more adjacent above 60% agreement between the short form FFQ and 24-hour dietary recall.

Some limitations may be considered in this study: the first one is about intrinsic aspects linked to the evaluation method of the diet. There is the possibility of the participant including a single food item more than once when they are included in the same preparation and thus overestimate the frequency of the food consumed, explaining in part the higher values in the majority of nutrients assessed by short form FFQ. A second limitation is the non-inclusion of biomarkers in the validation process. Also, it should be noted that the method of reference may not correspond strictly to a gold standard measure of the diet, however, one must consider 24-hour dietary recall as the best option as it is less subject to errors in the memory of the participant and it does not depend on the motivation to estimate the portion size because the participants had the aid of photographic models of food portions. Thus, the 24-hour dietary recall is less subject to recall bias and needs less motivation to estimate the portion consumed at registration. On the other hand through the results obtained there should be caution in the use of the short form FFQ in studies evaluating the risk of nutritional deficiencies as it could minimize the risk of the presence of these diseases.

CONCLUSION

The short form FFQ ELSA-Brasil was reduced from 114 to 76 food items, presenting high agreement and correlation rates with the original version of the FFQ. In addition, this short form FFQ validated in a subsample of the ELSA-Brasil study can be used in subsequent waves of the study and in other similar studies, allowing comparisons among nutrient consumption and identifying the relationship between diet, cardiovascular diseases and diabetes.

REFERENCES

1 Willett WC (1998) *Nutritional Epidemiology*. Ed New York 2nd: Oxford University Press.

- 2 Thompson FE, Byers T (1994) Dietary Assessment Resource Manual. *American Institute of Nutrition* **124**: 2245S-2317S.
- 3 Cardoso MA (2007) Desenvolvimento, Validação e aplicações de Questionários de Frequência Alimentar em Estudos Epidemiológicos. In: *Epidemiologia Nutricional* [Kac G, Sichieri R, Gigante DP, editors]. Rio de Janeiro: Fiocruz/Atheneu.
- 4 Slater B, Marchiori DB, Fisberg R M (2004) Estimando a prevalência da ingestão inadequada de nutrientes. *Rev Saúde Pública* **38**(4):599-605.
- 5 Costa AGV, Priore SE, Sabarense CM *et al.* (2006) Questionário de frequência de consumo alimentar e recordatório de 24 horas: aspectos metodológicos para avaliação da ingestão de Lipídios. *Rev. Nutr. Campinas* **19**(5):631-641.
- 6 Holanda LB, Barros Filho AA (2006) Métodos aplicados em inquéritos alimentares. *Rev Paul Pediatría* **24**(1):62-70.
- 7 Fisberg RM, Martini LA, Slater B (2005) Métodos de inquéritos alimentares. In: *Inquéritos Alimentares: métodos e bases científicas* [Fisberg RM, Slater B, Marchiori DML, Martini LA, editors]. Barueri, SP: Manole,.
- 8 Cade J, Thompson R, Burley V, Warm D (2005) Development, validation and utilization of food-frequency questionnaires – a review. *Public Health Nutrition* **5**(4): 567-587.
- 9 Silva TA, Vasconcelos SML (2012) Procedimentos metodológicos empregados em questionários de frequência alimentar elaborados no Brasil: uma revisão sistemática. *Rev. Nutr* **25**(6):785-797, Nov./dez.
- 10 Chiara VL, Barros ME, Costa LP *et al.* (2007) Redução de lista de alimentos para questionários de frequência alimentar: questões metodológicas na construção. *Rev. Bras. Epidemiol* **10**(3): 410-420.
- 11 Molina MDB, Bensenor I, Cardoso LO *et al.* (2013) Reprodutibilidade e validade relativa do Questionário de Frequência Alimentar do ELSA-Brasil. *Cad. Saúde Pública* **29**(2):379-389.
- 12 Molina MDB, Faria CP, Cardoso LO *et al.* (2013) Diet assessment in the Brazilian Longitudinal Study of Adult Health (ELSA-Brasil): Development of a food frequency questionnaire. *Rev. de Nutrição* **26**(2): 167-177.

13 Nusser SM, Fuller WA, Guenther PM (1997) Estimating usual dietary intake distributions: adjusting for measurement error and no normality in 24-hour food intake data. In: *Survey Measurement and Process Quality* [LYBERG L, Biemer P, Collins M, De Leeuw E, Diplo C, Schwarz N, Trewin D, editors]. Wiley and Sons, New York.

14 Willett WC, Howe GR, Kushi LH (1997) Adjustment for total energy intake in epidemiologic studies. *Am J Clin Nutr* **65**(suppl):1220S:1228S.

15 Nelson PM (1997) "The validation of dietary assessment". In: *Design concepts in nutrition epidemiology*. 2nd Ed Oxford, Oxford University Press.

16 Masson LF, Mcneil G, Tomany JO *et al.* (2002) Statistical approaches for assessing the relative validity of a food-frequency questionnaire: use of correlation coefficients and the kappa statistic. *Public Health Nutrition* **6**(3):313-321.

17 Bland JM, Altman DG (1986) Statistical methods for assessing agreement between two methods of clinical measurement. *Lancet* 307-310.

18 Aquino EML, Barreto SM, Bensenor IM *et al.* (2012) Brazilian Longitudinal Study of Adult Health (ELSA-Brasil): Objectives and Design. *American Journal of Epidemiology* **175**(4):315-324.

19 Ronksley PE, Brien SE, Turner BJ *et al.* (2011) Association of alcohol consumption with selected cardiovascular disease outcomes: a systematic review and meta-analysis. *BMJ* **342**:1-13.

20 Constanzo S, Castelnuovo AD, Donati MB *et al.* (2011) Wine, beer or spirit drinking in relation to fatal and non-fatal cardiovascular events: a meta-analysis. *Eur J Epidemiol* **26**:883-850.

21 Block G, Hartman A M, Naughton D (1990) A Reduced Dietary Questionnaire: Development and Validation. *Epidemiology* **1**:58-64.

22 Henn RL, Fuchs SR, Moreira LB *et al.* (2010) Development and validation of a food frequency questionnaire (FFQ-Porto Alegre) for adolescent, adult and elderly populations from Southern Brazil. *Cad. Saúde Pública* **26**(11):2068-2079.

- 23 Zanolla AF; Olinto MTA; Henn RL *et al.* (2009) Avaliação de reprodutibilidade e validade de um questionário de frequência alimentar em adultos residentes em Porto Alegre, Rio Grande do Sul, Brasil. *Cad. Saúde Pública* **25**(4):840-848.
- 24 Giacomello A, Schmidt M I, Nunes MAA *et al.* (2008) 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* **8**(4): 445-454.
- 25 Lima FEL, Slater B, Latorre MRDO *et al.* (2007) Validade de um questionário quantitativo de frequência alimentar desenvolvido para população feminina do nordeste do Brasil. *Rev. Bras. Epidemiol* **10**(4): 483-490.
- 26 Crispim SP, Ribeiro RCL, Panato E *et al.* (2009) Validade relativa de um questionário de frequência alimentar para utilização em adultos. *Rev. Nutr* **22**(1):81-95.
- 27 Sichieri R, Everhart J E (1998) Validity of a Brazilian Food Frequency Questionnaire against dietary recalls and estimated energy intake. *Nutrition Research* **18**(10):16494-1659.

Table 1 Coefficient of determination of selected foods list FFQ foods ELSA-Brasil. (continued)

Food	Energy (Kcal)	Carbohydrate (g)	Lipid (g)	Protein (g)	Fiber (g)	Calcium (mg)	Iron (mg)	Potassium (mg)	Selenium (mcg)	Zinc (mg)	Sodium (mg)	VitA (UI)	VitC (mg)	VitE (mg)
Apple	-	0,01	-	-	0,017	-	0,017	-	-	-	-	0,01	0,009	-
Pasta	-	-	-	-	-	-	-	-	0,025	-	-	-	-	-
Mayonnaise*	-	-	-	-	-	-	-	0,014	-	-	-	-	-	-
Papaya	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,02	0,063	-
Cassava	0,033	0,049	-	-	0,007	0,007	0,007	0,035	-	-	-	-	0,012	-
Mango	-	0,021	-	0,006	0,072	-	0,072	0,018	-	-	-	-	0,037	0,099
Margarine	-	-	0,008	-	-	-	-	-	-	-	0,011	-	-	-
Melon	-	-	-	-	-	-	-	0,009	-	-	-	-	-	-
Corn	-	0,012	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Nuts	0,006	-	0,053	0,007	-	-	-	-	0,299	-	-	-	-	-
Bun	0,01	0,02	-	0,01	-	0,012	-	-	-	-	0,021	-	-	-
French Bread	-	0,005	-	-	-	-	-	-	0,024	0,012	-	-	-	-
Whole wheat Bread	-	-	-	-	0,01	-	-	-	0,005	-	-	-	-	-
Light Bread	-	-	-	-	-	-	0,008	-	-	-	-	-	-	-
Chicken breast	-	-	0,027	0,095	-	-	-	-	-	0,043	-	0,02	-	0,033
Cooked fish	0,051	-	0,024	0,104	-	-	-	0,047	0,039	-	0,033	-	-	-
Fried fish	-	-	0,017	0,004	-	-	-	-	0,012	-	-	-	-	-
Pizza	-	-	0,006	0,011	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ham	0,022	-	-	0,004	-	0,014	-	0,009	0,009	-	0,018	-	-	-
Yellow cheese	-	-	0,042	0,021	-	0,044	-	-	-	-	-	-	-	-
White cheese	-	-	0,05	0,017	-	0,036	-	-	0,02	0,026	-	-	-	-
Refrigerant	0,022	0,009	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Pastry	-	-	0,009	-	-	-	-	-	0,005	-	-	-	0,007	-
Vegetable soup	-	-	-	-	-	0,008	-	-	-	-	0,012	0,011	-	-
Creamy ice cream	-	-	0,016	-	-	0,008	-	-	-	-	-	-	-	-
Artificial juice	0,01	0,013	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Juice industrialized	0,005	0,015	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,024	-
Natural juice	-	0,024	-	0,011	-	-	-	-	-	-	0,016	-	0,07	-
Tomato	0,01	-	-	0,004	-	0,021	-	0,015	-	-	0,006	0,026	0,006	-
String bean	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,013	-	-

Table 2 Percentage of consumption reported by study participants from the FFQ ELSA-Brasil.

Food	%	Food	%
Beans	98	Yellow cheese	67
Beef boneless	95	Cooked chicken	67
Onion	93	Chocolate bar	66
Lettuce	93	Fried egg	65
Banana	92	Pineapple	63
Garlic	90	Cauliflower	62
Tomato	90	Ham	60
Carrot	89	Simple cake (no filling)	60
Chicken breast	87	Broccoli	60
Orange	87	Creamy ice cream	59
Pasta	86	Watermelon	59
French Bread	86	Grape	59
Baked potato	85	Boiled egg	58
Apple	81	Vegetable soup	57
Papaya	80	String beans	57
Cooked fish	78	Pork	57
Cabbage	77	Oats	56
Zucchini	76	<i>Farofa</i>	56
White rice	76	Sausage	55
White cheese	74	Okra	54
Pumpkin	74	Lentil	53
Cassava	71	<i>Polenta</i>	53
Crackers	71	Pudding	53
Cabbage	71	Nuts	52
Beet	69	Beer	52
Chicory	69	Margarine	51
Pizza	68	Cheese bread	51
Mango	67	Coffee with sugar	50

Table 3 Ingestion average and standard deviation (SD), sensitivity, percentage (%) of agreement and weighted kappa of energy and nutrients from FFQ original and reduced.

Energy e Nutrients	FFQ		FFQR		Sensibility	% Agreement			Kappa
	Average (SD)		Average (SD)			Exact	Exact +		
	Crude	Adjusted	Crude	Adjusted			Adjacent	Discordant	
Energy (kcal)	2982(1456)	-	2663 (1327)	-	0,88*	88,17*	97,80*	2,10*	0,89 *
Carbohydrate (g)	402 (189)	274,47 (43,15)	365,55 (175,35)	220,39 (35,07)	0,86	86,02	97,80	2,20	0,86
Lipid (g)	91,53 (47,19)	36,21 (7,30)	76,76 (40,70)	34,77 (7,56)	0,84	84,94	97,80	2,20	0,82
Protein (g)	135,97 (74,35)	74,94 (15,28)	123,82 (69,23)	71,95 (15,16)	0,88	88,17	98,90	1,10	0,87
Fibers(g)	41,32 (22,23)	16,12 (5,27)	37,21 (19,09)	15,14 (5,03)	0,84	84,94	97,80	2,20	0,85
Calcium (mg)	1184 (573)	432,07 (168,34)	1128 (561)	388 (154,31)	0,92	92,47	96,80	3,20	0,90
Iron (mg)	18,35 (8,17)	17,59 (2,66)	16,79 (7,56)	15,90 (2,54)	0,88	88,70	98,93	1,07	0,88
Potassium (mg)	5080 (2451)	2929,18 (663,24)	4622 (2199)	2766 (636)	0,87	87,09	96,80	3,20	0,85
Selenium (mcg)	249,15 (184,46)	27,39 (17,01)	231,47 (179,99)	24,23 (16,07)	0,90	90,32	100	0,00	0,90
Zinc (mcg)	16,64 (9,18)	10,83 (3,48)	15,00 (8,50)	10,48 (3,86)	0,82	82,79	97,80	2,20	0,83
Sodium (mg)	4456 (2160)	2414,75 (465,85)	3921 (1932)	2071 (391)	0,83	83,87	97,80	2,20	0,83
Vitamin A (UI)	14898 (1028)	1447,12 (746,58)	13605 (9647)	1236 (660)	0,91	91,39	98,90	1,10	0,91
Vitamin C (mg)	390 (385)	355,46 (239,91)	329,43 (244,46)	12,44 (7,32)	0,87	87,09	98,90	1,10	0,86
Vitamin E (mg)	14,06 (11,23)	1,42 (0,86)	12,54 (10,45)	1,22 (0,85)	0,91	91,39	100	0,00	0,91

FFQR, Food frequency questionnaire reduced;

*Values of crude energy.

Sensitivity, % agreement and kappa performed with variables adjusted for energy.

Table 4 Means and standard deviations (SD) intake of energy and nutrients, intraclass correlation coefficient (ICC) and percentage (%) of agreement between FFQ reduced and FR.

	FFQR		FR		Coeficiente de Correlação Intraclass (CCI)			% Agreement	
	Average (SD)		Average (SD)		Crude#	Adjusted e deattenuated	Exact	Exact + adjacent	Discordant
	Crude	Adjusted	Crude	Adjusted					
Energia e Nutrientes									
Energy (kcal)	2662,69 (1327,46)	-	2189,03 (610,89)		0,41	-			
Carbohydrate (g)	365,55 (175,35)	220,39 (35,07)	279,57 (83,37)	231,27 (22,05)	0,38	0,44	52,68	79,56	20,43
Lipid (g)	76,76 (40,70)	34,77 (7,56)	72,54 (24,77)	28,21 (3,04)	0,45	0,40	37,63	76,33	23,65
Protein (g)	123,82 (69,23)	71,95 (15,16)	97,90 (29,27)	173,53 (53)	0,46	0,42	53,76	80,64	19,35
Fibers(g)	37,21 (19,09)	15,14 (5,03)	22,78 (12,41)	14,45 (2,64)	0,45	0,56	51,61	82,79	17,20
Calcium (mg)	1128,52 (561,60)	387,75 (154,31)	830,03 (356,52)	234,04 (59,83)	0,52	0,66	55,90	86,00	13,97
Iron (mg)	16,79 (7,56)	15,90 (2,54)	14,14 (4,60)	17,93 (1,70)	0,50	0,31	47,31	70,96	29,03
Potassium (mg)	4622 (2199)	2766 (635,92)	3289 (2152)	3532 (507,52)	0,41	0,63	55,90	86,00	13,97
Selenium (mcg)	231,47 (179,99)	24,23 (16,07)	145,63 (66,29)	182,92 (24,84)	0,35	0,17	41,93	77,41	22,58
Zinc (mcg)	15,00 (8,50)	10,48 (3,86)	13,24 (4,76)	15,51 (1,89)	0,48	0,41	47,31	78,49	21,50
Sodium (mg)	3921 (1933)	2071 (390)	3395 (1024,85)	4559 (509,01)	0,44	0,21	44,80	65,58	34,40
Vitamin A (UI)	13606 (9647)	1236 (660)	9871 (10477,06)	6506 (1864,44)	0,43	0,46	48,38	81,71	18,27
Vitamin C (mg)	329,43 (244,46)	12,44 (7,32)	228,85 (412,51)	36,20 (25,28)	0,47	0,59	52,68	62,35	9,67
Vitamin E (mg)	12,54 (10,45)	1,22 (0,85)	7,58 (5,96)	4,77 (0,82)	0,48	0,48	48,38	83,86	16,12

FFQR, Food frequency questionnaire reduced; FR, Food record

Intraclass correlation coefficient, % agreement and kappa performed with the variables set by the food records deattenuated energy and the intra-individual variability and FFQ adjusted energy.

All correlations were statistically significant ($p < 0,01$)

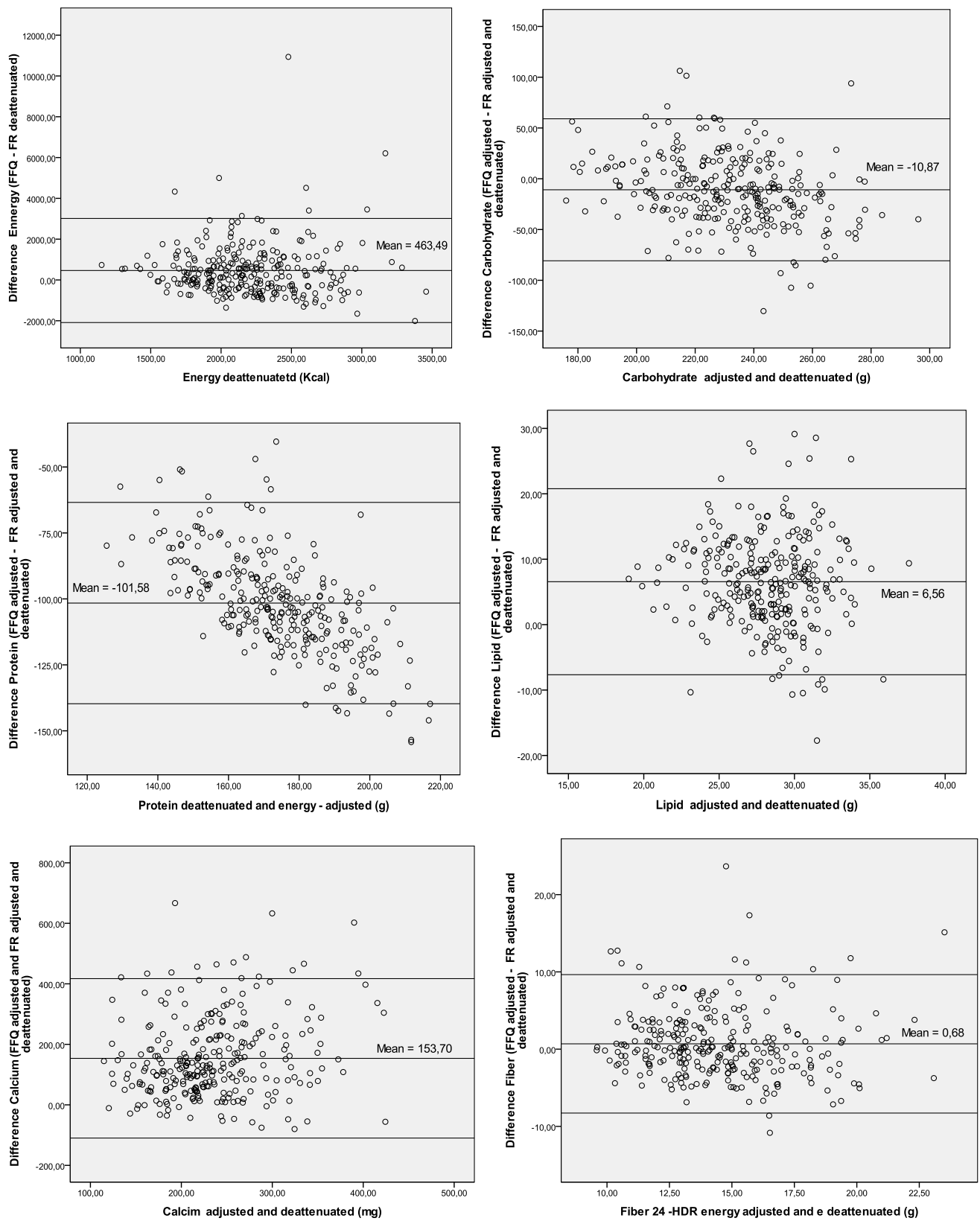


Figure 1 Scatter plot of the differences between the methods FFQ reduced and food records