

## Validade da estrutura fatorial da escala de versão brasileira do Food Choice Questionnaire

Validity of the factorial structure of the Brazilian version scale of the Food Choice Questionnaire

Sara Franco Diniz Heitor (<http://orcid.org/0000-0001-5758-9299>)<sup>1</sup>

Michael Eduardo Reichenheim (<http://orcid.org/0000-0001-7232-6745>)<sup>2</sup>

Julia Elba de Souza Ferreira (<http://orcid.org/0000-0002-6290-510X>)<sup>3</sup>

Sybelle de Souza Castro (<http://orcid.org/0000-0002-0005-7555>)<sup>4</sup>

**Abstract** *This study examines the dimensional structure and reliability of the 36-item Food Choice Questionnaire (FCQ) in a Brazilian Portuguese version, an instrument used to measure the importance of motives behind food choices. The sample includes 502 adults. Confirmatory factorial analysis (CFA) were used to evaluate the configural (dimensionality) and metric (magnitude of factorial loadings, residual correlations and factorial discriminatory validity) structures of the instrument. Internal consistency evaluation used the Omega coefficient ( $\Omega$ ); temporal reproducibility used the Kappa coefficient with quadratic weighting ( $\kappa$ ) in a separate sample of 41 subjects. The final CFA corroborates the 9-factor original structure and shows high factorial loadings ( $\lambda_i > 0.80$  in 34 items); two residual correlations ( $r(i2-i3) = 0.773$  and  $r(i16-i17) = 0.853$ ); and factorial correlations indicating factor discriminant validity ( $\phi < 0.80$ ). Regarding reliability, there is adequate internal consistency ( $\Omega = 0.877$  to  $0.968$ ), and good test-retest reproducibility indicating temporal stability ( $\kappa = 0.768$  to  $0.917$ ). It can be concluded that the FCQ version has good configural and metric properties, and may be recommended for use in Brazil in its present form.*

**Key words** *Validation studies, Cross-cultural comparison, Questionnaires, Food preferences, Feeding Behavior*

**Resumo** *Este estudo examinou a estrutura dimensional e a confiabilidade da versão em português brasileiro do Food Choice Questionnaire (FCQ) de 36 itens, instrumento utilizado para medir a importância dos motivos que levam às escolhas alimentares. A amostra incluiu 502 adultos. Utilizou-se análises fatoriais confirmatórias (AFC) para avaliar a estrutura configural (dimensionalidade) e métrica (magnitude de cargas fatoriais, correlações residuais e validade fatorial discriminante). A avaliação de consistência interna usou o coeficiente ômega ( $\Omega$ ); a reprodutibilidade temporal usou o coeficiente Kappa com ponderação quadrática ( $\kappa$ ) em uma amostra separada de 41 indivíduos. A AFC final corrobora a estrutura original de 9 fatores e mostra altas cargas fatoriais ( $\lambda_i > 0,80$  em 34 itens); duas correlações residuais ( $r_{(i2-i3)} = 0,773$  e  $r_{(i16i17)} = 0,853$ ); e correlações fatoriais indicando validade fatorial discriminante ( $\phi < 0,80$ ). Quanto à confiabilidade, há adequada consistência interna ( $\Omega = 0,877$  a  $0,968$ ) e boa reprodutibilidade teste-reteste indicando estabilidade temporal ( $\kappa = 0,768$  a  $0,917$ ). Conclui-se que a versão do FCQ possui boas propriedades configurais e métricas, já podendo ser recomendada para uso no Brasil na sua presente forma.*

**Palavras-chave** *Estudos de validação, Comparação transcultural, Questionários, Preferências alimentares, Comportamento alimentar*

<sup>1</sup> Programa de Pós-Graduação em Atenção à Saúde, Universidade Federal do Triângulo Mineiro (UFTM). R. Tiradentes 81, Centro. 38200-000 Frutal MG Brasil. [sarafd42@hotmail.com](mailto:sarafd42@hotmail.com)

<sup>2</sup> Departamento de Epidemiologia, Instituto de Medicina Social, Universidade Estadual do Rio de Janeiro. Rio de Janeiro RJ Brasil.

<sup>3</sup> Departamento de Nutrição, UFTM. Uberaba MG Brasil.

<sup>4</sup> Departamento de Saúde Coletiva, UFTM. Uberaba MG Brasil.

## Introdução

Escolhas alimentares têm várias origens, sejam estas econômicas, socioculturais, ideológicas, psicológicas, biológicas<sup>1,2</sup>. A possível relação entre estas escolhas e seus efeitos na saúde, quer desfavoráveis ou protetores, direcionam políticas públicas na área de alimentação e nutrição<sup>3,4</sup>. Visando diminuir o risco de ocorrência de doenças crônicas não transmissíveis, as diretrizes advindas destas políticas têm como propostas centrais a restrição da ingestão de alimentos ultra processados e de alta densidade energética<sup>3,4</sup>. Ainda assim, o consumo destes tipos de alimentos permanece elevado no Brasil<sup>5</sup>. Pautar políticas públicas na área de alimentação e nutrição somente à ótica de que as escolhas alimentares são motivadas por preocupações voltadas à saúde parece limitado<sup>6</sup>, outras necessidades podendo subjazer tais opções<sup>2,7,8</sup>. Por exemplo, ser vegetariano por valores éticos ou políticos<sup>9</sup>, reduzir o consumo de carne e priorizar frutas e legumes sazonais com o intuito de minimizar o impacto ambiental<sup>8</sup>, preferir alimentos de fácil acesso e preços reduzidos, podem influir nas escolhas alimentares<sup>7</sup>.

Assim, identificar as influências se torna relevante para nortear o desenvolvimento e implementação de ações em educação alimentar e nutricional. Além disso, com a globalização do mercado, compreender as diferenças que regem os motivos das escolhas alimentares é importante para a produção de produtos alimentícios e sua comercialização em diferentes culturas e países<sup>10</sup>.

Diferente de outras ferramentas de medida que visam quantificar ou captar o consumo alimentar usual dos indivíduos, tais como os questionários de frequência alimentar (QFA)<sup>11-14</sup>, o Food Choice Questionnaire (FCQ) é singular em investigar os motivos que orientam escolhas alimentares. Desenvolvido por Steptoe et al.<sup>6</sup> em língua inglesa, o FCQ foi inicialmente proposto com 68 itens. Uma análise fatorial exploratória preliminar identificou que diversos itens não eram exclusivos aos respectivos fatores postulados, levando os autores a descartá-los subsequentemente. A versão resultante reduziu-se a 36 itens, envolvendo nove dimensões cobrindo questões relacionadas à saúde, humor, conveniência, apelo sensorial, conteúdo natural, preço, controle de peso, familiaridade e preocupação ética<sup>6</sup>. Cada item encerra uma escala do tipo *Likert* que varia de 1 a 4 pontos segundo a importância percebida pelos participantes (nada importante; pouco importante; moderadamente importante; e muito importante)<sup>15</sup>. Esta versão apresentou aceitável

consistência interna (coeficiente  $\alpha$  de Cronbach variando de 0,70 a 0,87) e confiabilidade teste-reteste (coeficiente de correlação de Pearson variando de 0,714 a 0,830).

Desde seu lançamento, vários estudos adicionais de confiabilidade e estrutura dimensional do FCQ têm sido realizados em diferentes países<sup>10,16-20</sup>. Sob diversos motivos, versões alternativas foram sugeridas no processo, seja eliminando, incluindo ou modificando itens e/ou fatores<sup>17,18,20</sup>. Nitidamente, há uma falta de consenso.

Em 2015, Heitor et al.<sup>21</sup> deram início ao processo de adaptação transcultural do FCQ. Pautados na metodologia proposta por Herdman et al.<sup>22</sup>, os autores cumpriram as etapas de equivalência teórica, semântica e operacional, apresentando uma versão em português (*c.fq* quadro 1 de Heitor et al.<sup>21</sup>) com vista a testes futuros. Dando sequência ao processo, o presente estudo examina a estrutura configural e métrica desta versão brasileira do FCQ em adaptação, bem como sua confiabilidade por meio da consistência interna e estabilidade temporal (teste-reteste).

## Método

### População alvo, seleção das amostras e critério de inclusão

O presente trabalho foi desenvolvido no município de Frutal, Minas Gerais, entre janeiro e julho de 2016. Os participantes foram selecionados de 2.875 adultos ( $\geq 18$  anos) constantes no banco de dados do Sistema de Informação da Atenção Básica (SIAB), composto pela população adscrita à Equipe de Saúde da Família (ESF) do município. A seleção foi aleatória por meio de sorteio, ambos os sexos e diferentes níveis de escolaridade. Apenas um indivíduo foi selecionado por domicílio.

O cálculo de tamanho da amostra guiou-se por sugestões encontradas na literatura afim<sup>23,24</sup>. Considerando uma proporção de 15 casos para cada um dos 36 itens componentes do FCQ, projetou-se 540 indivíduos, acrescidos 10% devido às possíveis perdas ou recusas. Foram efetivamente abordados 598 sujeitos. Trinta e dois se recusaram a participar, 21 não foram encontrados após três tentativas, 38 tinham mudado de endereço, dois foram excluídos por serem surdos/mudos/analfabetos, e três haviam ido a óbito. Assim, 502 acabaram incluídos e analisados. Vale mencionar que este tamanho de amostra projetado se mostrou apropriado subsequentemente.

Baseado nas estimativas obtidas na análise fatorial confirmatória (AFC) do modelo original de nove dimensões proposto por Steptoe et al.<sup>6</sup>, um estudo de poder *post hoc* usando simulação Monte Carlo com 10.000 replicações evidenciou um poder estatístico acima de 0,99 para todas as cargas estimadas<sup>25</sup>.

Uma nova amostra de 41 indivíduos foi selecionada, com vistas à avaliação da reprodutibilidade do instrumento. A segunda abordagem foi realizada 15 a 20 dias depois, o mesmo intervalo de tempo usado por Steptoe et al.<sup>6</sup> em suas análises iniciais. As duas aplicações do instrumento foram realizadas no mesmo local e em horários aproximados.

### Instrumentos de mensuração e coleta de dados

Conforme apresentado na Introdução, a versão em português brasileiro do FCQ submetida a teste no presente estudo concerne a proposta em Heitor et al.<sup>21</sup>. Para caracterização do perfil sociodemográfico e econômico, utilizou-se parte do Questionário Brasileiro de Avaliação Funcional Multidimensional (BOMFAQ)<sup>26</sup>.

O questionário foi apresentado aos participantes em suas próprias residências para ser autorrespondido, após explicações sobre o preenchimento por supervisores de campo treinados. Foi necessário aplicá-lo por entrevista face a face a 17 respondentes devido à idade avançada ou baixa escolaridade. Após uma minuciosa avaliação do preenchimento, os questionários foram submetidos à dupla digitação e à conferência da consistência entre os dois bancos de dados.

### Análises

O processo foi iniciado pela avaliação da estrutura multidimensional proposta por Steptoe et al.<sup>6</sup>. A primeira etapa consistiu em avaliar a solução de nove fatores. Com esta finalidade, foi realizada uma análise do tipo fatorial confirmatória (AFC)<sup>24,27</sup>. Seguindo recomendações para modelagem de itens categóricos ordinais<sup>28</sup>, empregou-se o estimador *Weighted Least Squares Mean and Variance Adjusted* (WLSMV) implementado em Mplus 7.4<sup>29</sup>.

Três índices foram utilizados para avaliação do ajuste de modelo: *Comparative Fit Index* (CFI), *Tucker-Lewis Index* (TLI) e o *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA). O CFI e o TLI comparam o modelo em tela com um modelo nulo. Ambos variam de 0 a 1 e valores aci-

ma de 0,95 indicam ajuste adequado. O RMSEA compensa o efeito da complexidade do modelo ao estimar o ajuste à luz do número de parâmetros envolvidos (graus de liberdade). Valores < 0,06 sugerem um bom ajuste, e os valores > 0,10 indicam ajuste ruim, indicando a rejeição do modelo<sup>27</sup>. Também são mostrados os limites de confiança superiores (LCS) de 90%.

Avaliou-se as correlações residuais, visto que dependências condicionais podem indicar redundância semântica dos itens<sup>27</sup>. Explorou-se os índices de modificação (IM) providos pelo *software* de análise (Mplus), que projetam o efeito no ajuste à inclusão de parâmetros não considerados no modelo em foco. Os IM refletem quanto o  $\chi^2$  do modelo reduziria (ajustaria melhor) se determinado parâmetro fosse estimado livremente. Complementando os IM, valores de mudanças esperadas de parâmetros (MEP) também foram explorados, antecipando a direção e a intensidade das estimativas com as modificações implementadas livremente nas etapas seguintes da análise<sup>27</sup>. Examinou-se também a sustentabilidade da validade fatorial discriminante (VFD). Correlações fatoriais de 0,80 demarcaram a decisão. Por parcimônia, optou-se por violação se  $\varphi_{(i)} > 0,80$ <sup>23,27</sup>.

A consistência interna foi calculada por meio do coeficiente ômega de McDonald ( $\Omega$ ). Valores de 0,70 a 0,95 foram considerados aceitáveis<sup>30</sup>. A reprodutibilidade temporal (teste-reteste) foi avaliada por meio do coeficiente *Kappa* com ponderação quadrática, estimado no programa *kapci* do *software* Stata 14.2<sup>31,32</sup>. Intervalos de confiança de 95% foram calculados pelo método de *bootstrap* com 1.000 replicações. A classificação utilizou os limites propostos por Shrout<sup>33</sup>:  $\kappa < 0,10$ : ausente;  $\kappa = 0,11-0,40$ : fraca;  $\kappa = 0,41-0,60$ : discreta;  $\kappa = 0,61-0,80$ : moderada e  $\kappa = 0,80-1,0$ : substancial.

### Aspectos éticos

O presente estudo foi aprovado pelo Comitê de Ética em Pesquisa da Universidade Federal do Triângulo Mineiro (UFTM). Os participantes foram informados sobre os procedimentos da pesquisa e seus riscos, antes de assinar o Termo de Consentimento Livre e Esclarecido, assegurando a participação voluntária.

### Resultados

A idade dos participantes variou de 18 a 96 anos (média 46,4; DP 19,3), com predomínio de mulheres, casadas/com companheiros, com pelo

menos 10 anos de escolaridade, com alguma inserção no mercado de trabalho, rendimento familiar per capita entre um a três salários mínimos e opção religiosa católica ou evangélica (Tabela 1).

Consistentemente, a distribuição dos itens mostrou que todas as quatro opções de resposta da escala foram usadas para representar as escolhas alimentares (Tabela 2). Focalizando os extremos, as opções mais endossadas como  *muito importante* ocorreram nos itens 19 e 21, porquanto as entendidas como *nada importante* apareceram nos itens 34 e 35.

À semelhança do modelo mostrado na Tabela 3, a maioria de cargas na AFC baseada no modelo original de Steptoe et al.<sup>6</sup> foi acima de 0,80. Em somente dois itens (i27 e i33) foram observadas cargas abaixo deste patamar, ainda que permanecendo acima de 0,60. Os índices de ajuste CFI e RMSEA foram, respectivamente, 0,971 e 0,065 (LCS90%: 0,068).

O diagnóstico via IM apontou duas correlações residuais, uma entre os itens i16↔i17 (MEP: 0,774) e outra entre os itens i2↔i3 (MEP: 0,344). Conforme mostrado na Tabela 3, a subsequente estimação livre da primeira melhorou o ajuste (RMSEA = 0,053; LCS90%: 0,057) e, de forma geral, as cargas se mantiveram nos mesmos patamares. A exceção concerniu as cargas dos itens envolvendo a própria correlação residual, que diminuíram de 0,867 para 0,505 no i16 e de 0,919 para 0,564 no i17. A correlação residual em si aumentou em relação ao valor sugerido anteriormente pelo IM, subindo para 0,853 (IC95%: 0,820 – 0,887). A estimação livre da outra correlação residual recomendada (i2↔i3) melhorou ainda mais os índices de ajuste, mas as cargas fatoriais permaneceram nos mesmos níveis de antes. Quando estimada livremente de forma simultânea, as duas correlações residuais de interesse foram de i2↔i3 = 0,773 e i16↔i17 = 0,853. A Tabela 3 também exhibe os coeficientes ômega de McDonald, que variaram de 0,877 a 0,968.

Focalizando a avaliação de validade fatorial discriminante, a Tabela 4 mostra que nenhuma correlação entre os nove fatores ficou acima do limite de 0,80. Os valores variaram de  $\phi_{(f4-f9)} = -0,104$  entre os fatores *Apelo sensorial* e *Preocupação ética*, e  $\phi_{(f1-f7)} = 0,711$  entre *Saúde* e *Controle de peso*.

Com respeito às estimativas de reprodutibilidade, todos os *kappas* mostraram-se acima de 0,80, exceto o *kappa* concernente ao F4 (*Apelo sensorial*). As médias foram próximas no teste e no reteste (Tabela 5).

## Discussão

O FCQ é uma ferramenta que avalia a importância atribuída pelos indivíduos às escolhas alimentares e tem sido amplamente utilizada em pesquisas epidemiológicas. No entanto, estudos relativos à sua estrutura dimensional ainda indicavam alguma controvérsia<sup>17,18,20,34</sup>. Com vistas a esclarecer algumas divergências, este estudo avaliou as propriedades psicométricas do FCQ, examinando sua confiabilidade e a validade no âmbito configural e métrico.

O modelo submetido à AFC inicial ajustou razoavelmente bem, evidenciando cargas fatoriais altas e, assim, indicando itens confiáveis e discriminantes<sup>35</sup>. Estes resultados foram semelhantes ao estudo de Januszewska et al.<sup>19</sup> que apresentaram um modelo bem ajustado (RMSEA = 0,061; CFI = 0,950) e com cargas fatoriais admissíveis, variando de 0,43 a 0,84. À luz de ajustes ainda melhores – RMSEA de 0,037 e CFI de 0,963 – Markovina et al.<sup>10</sup> também encontraram cargas fatoriais nesses patamares (entre 0,541 a 0,923). A convergência desses achados é importante, pois exprime a faculdade de o instrumento se adequar a diversos domínios populacionais, sendo capaz de satisfatoriamente captar o constructo em diversas situações, para além do contexto original utilizado no seu desenvolvimento e validação.

Ainda assim, este estudo identificou dois pares de itens com correlações residuais, violação de independência local que sugere alguma redundância semântica entre os itens. A correlação residual mais forte de 0,853 se deu entre os itens 16↔17 (importância de o alimento ‘poder ser comprado onde o respondente mora ou trabalha’ e ‘ser facilmente achado/alcançável em mercearias e supermercados’). A outra de 0,773 ocorreu entre os itens 2↔3 (importância de o alimento ‘ser capaz de manter o respondente saudável’ e ‘ser nutritivo’). Como esperado, o ajuste do modelo melhorou após as correlações residuais terem sido livremente estimadas, principalmente quanto ao RMSEA cujas estimativas deixaram de ser limítrofes como antes<sup>35</sup>.

Também reconhecendo anomalias nos itens i16 e i17, Pula et al.<sup>20</sup> propuseram a exclusão de ambos e assim, acabaram reduzindo o número de componentes do fator *Conveniência* de cinco para três itens. Entretanto, ao se deixar um fator composto por poucos itens, pode ser que não ocorra uma boa compensação pelos outros componentes quanto ao mapeamento dimensional desejado. Na situação limite da dimensão em tela, uma opção mais parcimoniosa seria remover

**Tabela 1.** Características sociodemográficas e econômicas dos respondentes. Frutal, MG, Brasil, 2016. (n = 502).

Variáveis		N=502	%
Sexo	Masculino	142	28,2
	Feminino	360	71,8
Faixa etária (em anos)	18 - 19	30	6,0
	20 - 29	104	20,8
	30 - 39	79	15,7
	40 - 49	77	15,3
	50 - 59	79	15,7
	≥ 60	133	26,5
Estado conjugal	Solteiro	144	28,7
	Casado/mora com companheiro (a)	260	51,8
	Separado/desquitado/divorciado (a)	48	9,6
	Viúvo (a)	50	10,0
Escolaridade (em anos de estudo)	Sem escolaridade	4	0,8
	Ensino fundamental (1 - 9)	151	30,0
	Ensino Médio (10 - 13)	182	36,3
	Ensino Superior (14 e mais)	165	32,9
Atividade profissional	Empregado com ou s/ cart. de trabalho	125	24,9
	Empregado como funcionário público	87	17,3
	Empregador	26	5,2
	Conta própria	64	12,7
	Não remunerado	32	6,4
	Não exerce	58	11,6
	Aposentado/pensionista	110	21,9
Renda familiar per capita (salários mínimos-SM) <sup>a</sup>	< 1	96	19,1
	1	23	4,6
	1 - 3	156	31,0
	3 - 5	26	5,2
	> 5	23	4,6
	Se negam a declarar a renda	18	3,6
	Renda ignorada	160	31,9
Religião	Católica	275	54,8
	Evangélica	121	24,1
	Espírita	69	13,7
	Umbanda/Candomblé/outras relig.	4	0,8
	Sem religião ou ateu/não declarou	33	6,6

<sup>a</sup> Entre janeiro e julho de 2016 o SM correspondia a R\$ 880,00.

apenas um dos itens formadores do par<sup>35</sup>. Respalçada pela semelhança dos respectivos conteúdos e a expressiva correlação residual, o candidato à exclusão seria o item 16 por ter a menor das duas cargas. Também indicado à remoção por Ares e Gambaro<sup>36</sup>, sua exclusão provavelmente não implicaria em muita perda de informação. Além do remanescente item 17 ser capaz de captar a importância da proximidade e facilidade do alimento como um sinal de conveniência à escolha alimentar, haveria ainda outros quatro itens bas-

tante apropriados para completar o mapeamento do conteúdo dimensional alvejado. Outra opção viável seria agregar os conteúdos semânticos dos dois itens em uma única questão visando a captura explícita de ambas as ideias subjacentes aos itens originais. Ainda outra estratégia seria procurar um novo item para substituir a proposta de cobertura de conteúdo dos dois. Claramente, todas estas alternativas demandariam escrutínios psicométricos em novo estudo<sup>35</sup>. Aliás, o mesmo se aplicaria a uma possível redundância aponta-

**Tabela 2.** Distribuição de frequência das respostas (%) dos itens da escala *Food Choice Questionnaire* (n = 502).

Fator	Itens	Importância (percebida)			
		Nada	Pouco	Moderado	Muito
(1) Saúde	1. Grande quantidade de vitaminas e minerais*	22,9	17,6	18,5	41,0
	2. Me mantenha saudável	6,6	13,3	23,5	56,6
	3. Seja nutritivo	8,8	13,9	24,5	52,8
	4. Tenha muita proteína	8,5	19,5	22,5	29,5
	5. Seja bom para a minha pele/dentes/cabelos*	36,9	13,1	14,3	35,7
	6. Seja rico em fibra e me dê saciedade	26,9	15,3	19,2	38,6
(2) Humor	7. Me ajude a lidar com o estresse	36,3	18,9	12,5	32,3
	8. Me ajude a lidar com a vida	31,5	18,5	15,7	34,3
	9. Me ajude a relaxar	33,1	16,5	20,5	29,9
	10. Me mantenha acordado (a) /alerta	44,8	20,2	14,7	20,3
	11. Me deixe alegre/animado	35,7	15,3	16,7	32,3
	12. Faça com que eu me sinta bem	22,7	12,4	17,5	47,4
(3) Conveniência	13. Seja fácil de preparar	20,5	15,9	18,9	44,7
	14. Possa ser cozinhado de forma muito simples	20,1	16,5	20,2	43,2
	15. Não leve muito tempo para ser preparado	19,9	16,7	22,1	39,3
	16. Comprado perto de onde moro ou trabalho*	18,7	19,7	17,1	44,5
	17. Fácil de achar em mercearias, supermercados*	11,4	17,7	18,5	52,4
(4) Apelo Sensorial	18. Tenha um bom cheiro	2,8	5,0	12,5	79,7
	19. Tenha uma boa aparência	1,8	5,2	12,7	80,3
	20. Tenha uma textura agradável	2,4	4,8	17,7	75,1
	21. Seja gostoso	1,4	3,3	11,6	83,7
(5) Conteúdo Natural	22. Não contenha aditivos	27,9	18,7	23,3	30,1
	23. Contenha ingredientes naturais	23,1	15,7	20,8	40,4
	24. Não contenha ingredientes artificiais	28,5	22,5	18,9	30,1
(6) Preço	25. Não seja caro	12,0	16,1	23,3	48,6
	26. Seja barato	12,5	20,1	23,5	43,9
	27. Tenha o preço justo	4,4	7,0	17,1	71,5
	28. Tenha poucas calorias	35,9	19,5	15,9	28,7
(7) Controle de peso	29. Me ajude a controlar o meu peso	31,5	16,5	17,3	34,7
	30. Tenha pouca gordura	25,9	17,1	16,2	40,8
	31. Seja o que eu costumo comer	13,9	23,3	25,7	37,1
(8) Familiaridade	32. Seja familiar	14,1	22,1	26,3	37,5
	33. Parecido com o que eu comia quando criança*	38,2	25,2	18,5	18,1
	34. Aprove a forma como são produzidos*	60,5	12,0	12,4	15,0
(9) Preocupação ética	35. Mostre a identificação do país de origem*	58,0	12,2	10,3	19,5
	36. Embalado sem prejudicar o meio ambiente*	44,0	12,5	11,6	31,9

\* A semântica completa dos itens pode ser encontrada em Heitor et al.<sup>21</sup>, no Quadro 1.

da pela correlação residual identificada entre os itens 2 e 3, que do ponto de vista substantivo implica na percepção de que há uma superposição de conteúdo quando um alimento é reconhecido como saudável ou nutritivo.

Outro ponto discutido na literatura é o número apropriado de opções de resposta por item.

Embora Steptoe et al.<sup>6</sup> tenham sugerido quatro opções, estudos mais recentes com o FCQ têm utilizado sete alternativas, qualificando as percepções de “extremamente sem importância” a “extremamente importante”<sup>17,19,20,34</sup>. Fotopoulos et al.<sup>17</sup> justificam que o acréscimo de mais alternativas de respostas aumenta a informação

**Tabela 3.** Análise da estrutura dimensional do *Food Choice Questionnaire* segundo análise fatorial confirmatória e estimativas de confiabilidade.

Fator	Item	$\lambda_i^a$	$\delta_i^b$	W <sup>c</sup> (IC95%)
(1) Saúde	1. Grande quantidade de vitaminas e minerais	0,868 <sup>*</sup>	0,246	0,913 (0,898 - 0,928)
	2. Me mantenha saudável	0,788 <sup>*</sup>	0,379	
	3. Seja nutritivo	0,747 <sup>*</sup>	0,443	
	4. Tenha muita proteína	0,834 <sup>*</sup>	0,304	
	5. Seja bom para a minha pele/dentes /cabelos	0,899 <sup>*</sup>	0,192	
	6. Seja rico em fibra e me dê saciedade	0,891 <sup>*</sup>	0,206	
(2) Humor	7. Me ajude a lidar com o estresse	0,906 <sup>*</sup>	0,180	0,968 (0,962 - 0,975)
	8. Me ajude a lidar com a vida	0,941 <sup>*</sup>	0,114	
	9. Me ajude a relaxar	0,930 <sup>*</sup>	0,134	
	10. Me mantenha acordado (a) / alerta	0,804 <sup>*</sup>	0,353	
	11. Me deixe alegre/animado	0,933 <sup>*</sup>	0,129	
	12. Faça com que eu me sinta bem	0,925 <sup>*</sup>	0,144	
(3) Conveniência	13. Seja fácil de preparar.	0,928 <sup>*</sup>	0,139	0,877 (0,857 - 0,896)
	14. Cozinhado de forma muito simples	0,951 <sup>*</sup>	0,096	
	15. Não leve muito tempo para ser preparado	0,929 <sup>*</sup>	0,137	
	16. Comprado perto de onde moro ou trabalho	0,505 <sup>*</sup>	0,745	
	17. Fácil de achar em supermercados	0,564 <sup>*</sup>	0,682	
(4) Apelo Sensorial	18. Tenha um bom cheiro	0,943 <sup>*</sup>	0,110	0,949 (0,934 - 0,963)
	19. Tenha uma boa aparência	0,961 <sup>*</sup>	0,076	
	20. Tenha uma textura agradável	0,897 <sup>*</sup>	0,196	
	21. Seja gostoso	0,813 <sup>*</sup>	0,340	
(5) Conteúdo Natural	22. Não contenha aditivos	0,918 <sup>*</sup>	0,158	0,959 (0,946 - 0,971)
	23. Contenha ingredientes naturais	0,958 <sup>*</sup>	0,083	
	24. Não contenha ingredientes artificiais	0,940 <sup>*</sup>	0,117	
(6) Preço	25. Não seja caro	0,983 <sup>*</sup>	0,034	0,927 (0,909 - 0,945)
	26. Seja barato	0,923 <sup>*</sup>	0,147	
	27. Tenha o preço justo	0,764 <sup>*</sup>	0,416	
(7) Controle de peso	28. Tenha poucas calorias	0,929 <sup>*</sup>	0,137	0,947 (0,933 - 0,962)
	29. Me ajude a controlar o meu peso	0,929 <sup>*</sup>	0,137	
	30. Tenha pouca gordura	0,925 <sup>*</sup>	0,145	
(8) Familiaridade	31. Seja o que eu costumo comer	0,918 <sup>*</sup>	0,157	0,898 (0,875 - 0,920)
	32. Seja familiar	0,958 <sup>*</sup>	0,082	
	33. Parecido c/ o que eu comia quando criança	0,637 <sup>*</sup>	0,594	
(9) Preocupação ética	34. Aprove a forma como são produzidos	0,916 <sup>*</sup>	0,162	0,952 (0,938 - 0,966)
	35. Mostre a identificação do país de origem	0,955 <sup>*</sup>	0,089	
	36. Embalado sem prejudicar o ambiente.	0,925 <sup>*</sup>	0,144	
$r_{(i2-i3)}^d$	0,773			
$r_{(i16-i17)}^d$	0,853			
RMSEA <sup>e</sup>	0,047 (0,043-0,051)			
CFI <sup>f</sup>	0,985			
TLI <sup>g</sup>	0,983			

\*  $p < 0,001$ ; <sup>a</sup> Cargas fatoriais; <sup>b</sup> Variâncias residuais; <sup>c</sup> Coeficientes Ômega de McDonald; <sup>d</sup> Correlações residuais; <sup>e</sup> Raiz quadrática média do erro de aproximação (RMSEA); 90 % intervalo de confiança entre parêntesis; <sup>f</sup> Índice de Ajuste Comparativo (CFI); <sup>g</sup> Índice de Tucker-Lewis (TLI)

transmitida, melhorando a qualidade da escala. Defendem, também, que a presença de um ponto neutro deixa o respondente mais à vontade no momento de expressar sua opinião. Já Milošević et al.<sup>2</sup> adotaram uma escala de cinco pontos, com

a intenção de ajustar as opções do FCQ às outras escalas incluídas na pesquisa de fundo.

Resultados conflitantes podem advir dessa falta de consenso entre o número de opções de resposta de uma escala. Acrescer pontos a uma

**Tabela 4.** Correlações ( $\varphi$ ) entre os fatores do FCQ versão para o português brasileiro.

Fatores	F1	F2	F3	F4	F5	F6	F7	F8	F9
F1	---								
F2	0,678	---							
F3	0,063	0,249	---						
F4	-0,066	-0,019	0,203	---					
F5	0,667	0,514	-0,001	-0,073	---				
F6	0,102	0,095	0,376	0,336	0,079	---			
F7	0,711	0,652	0,161	-0,083	0,591	0,081	---		
F8	0,087	0,196	0,355	0,284	0,125	0,247	0,145	---	
F9	0,623	0,568	0,097	-0,104	0,690	0,052	0,595	0,309	---

Legenda (fatores): F1: Saúde; F2: Humor; F3: Conveniência; F4: Apelo sensorial; F5: Conteúdo natural; F6: Preço; F7: Controle peso; F8: Familiaridade; F9: Preocupação ética.

**Tabela 5.** Distribuição das Análises de concordância teste-reteste do FCQ, segundo os fatores.

Fatores	Teste		Reteste		Kappa (IC95%) <sup>b</sup>	
	$\bar{x}$ (DP) <sup>a</sup>	(DP)	$\bar{x}$ (DP) <sup>a</sup>	(DP)		
Saúde	12,09	(5,61)	12,58	(5,69)	0,902	(0,825 - 0,966)
Humor	10,19	(5,80)	10,04	(5,51)	0,912	(0,831 - 0,960)
Conveniência	8,41	(4,69)	8,63	(4,65)	0,900	(0,798 - 0,965)
Apelo sensorial	10,75	(1,69)	10,85	(1,82)	0,768	(0,498 - 0,931)
Conteúdo natural	5,73	(3,14)	5,31	(3,21)	0,871	(0,696 - 0,964)
Preço	6,58	(2,35)	6,80	(2,36)	0,865	(0,702 - 0,954)
Controle de peso	5,17	(3,15)	4,85	(3,40)	0,874	(0,763 - 0,955)
Familiaridade	4,12	(3,00)	3,85	(3,00)	0,894	(0,804 - 0,952)
Preocupação ética	3,80	(3,23)	3,34	(3,18)	0,917	(0,783 - 0,978)

<sup>a</sup>Média de escores brutos. Em parênteses, desvios padrão. <sup>b</sup>Coefficiente Kappa ponderado (ponderação quadrática). Em parênteses, intervalos de 95% de confiança obtido pelo método *bootstrap* com 1.000 replicações.

escala mediante a adição de opções de resposta não necessariamente impulsiona a almejada discriminação entre alternativas se o respondente não é capaz de se situar de forma crescente ao longo do espectro de intensidade do objeto em tela. Além de escalas maiores requisitarem mais processamento mental por parte dos participantes, também predispõe o indivíduo a ficar com a mesma opção de resposta ao longo de todo o instrumento. Portanto, itens de muitos níveis de resposta são muitas vezes de pouca relevância métrica ou até mesmo deletérios por introduzir ruídos indesejados. Optar por menos alternativas pode ser benéfico ao limitar erros de processo<sup>15</sup>. Voltando às origens, as análises aqui tendem a corroborar a proposta de quatro categorias preferida por Steptoe et al.<sup>6</sup> há duas décadas. A utilização de itens em quatro níveis parece pertinente e merece ser recomendada, no mínimo, para uso no Brasil.

Utilizando uma versão em grego do FCQ composta de 24 itens distribuídos em oito fato-

res, Fotopoulos et al.<sup>17</sup> encontraram dois pares de fatores apresentando correlações acima de 0,80 sugerindo violação de validade fatorial discriminante concernindo os fatores *Saúde* e *Conteúdo natural* (0,95) e *Saúde* e *Apelo sensorial* (0,88). Em decorrência disso, os autores apontaram para o possível agrupamento dos fatores *Saúde* e *Conteúdo natural* em um fator de ordem superior, que intitularam “Preocupação com a saúde e segurança”. Considerando uma demarcação bem menor de  $r > 0,60$  para definir violação de VFD, Markovina et al.<sup>10</sup> acabaram sugerindo três correlações como preocupantes, a saber, entre os fatores *Saúde* e *Humor* (0,797), entre *Saúde* e *Conteúdo Natural* (0,668) e entre *Conteúdo natural* e *Preocupação ética* (0,649). Ainda que não tenham se posicionado abertamente sobre a questão da violação de VFD, os autores do artigo original também encontraram uma correlação fatorial acima 0,60 entre *Saúde* e *Conteúdo natural* (0,69). Concebem que a correlação se dá porque as pessoas preocupadas com a saúde preferem

não ingerir produtos ricos em aditivos e ingredientes artificiais, frequentemente incorporados aos alimentos como forma de conservá-los<sup>6</sup>.

Retornando a uma demarcação mais conservadora e amplamente apoiada na literatura afim, no presente estudo, nenhuma correlação entre os nove fatores apontou valores acima do limite de 0,80. Ainda que três destas mostraram valores em torno de 0,70 — *Saúde e Controle de peso* (0,711), *Conteúdo natural e Preocupação ética* (0,690) e *Saúde e Conteúdo natural* (0,667) —, como um todo, o FCQ vertido para o português brasileiro parece apresentar uma razoável discriminação entre os fatores especificados. Assim sendo, na perspectiva aqui tomada, uma proposta como a de Fotopoulos et al.<sup>17</sup> de ajustar um modelo com um fator de ordem superior não se sustentaria e, portanto, não foi perseguida.

As estimativas dos coeficientes *Kappa* (> 0,80) indicaram haver uma concordância substancial entre as respostas no repetido processo de aferição, a exceção de *Apelo Sensorial*, para qual a concordância foi moderada ( $k = 0,768$ ), seguindo a classificação de Shrout<sup>33</sup>. Steptoe et al.<sup>6</sup> também encontraram confiabilidades moderadas ou substanciais em todas as dimensões no reteste ( $r$  variando de 0,714 a 0,830). Esta consistência de achados endossa a qualidade do FCQ, pois um instrumento que repetidamente se revela confiável no processo de mensuração, por extensão, evidencia também sua potencialidade operacional para uso em estudos populacionais<sup>37</sup>.

Merece consideração o argumento de Eertmans et al.<sup>16</sup> e de Pula et al.<sup>20</sup> de que os itens usados na construção do FCQ evoluíram desde que

a escala foi desenvolvida. Três questões parecem eminentes. Uma, concerne a inclusão de itens que contemplem as características religiosas dos respondentes. A segunda diz respeito às preocupações com o bem-estar animal<sup>18,20</sup>. Outra ainda, seria adicionar itens abarcando a influência dos meios de comunicação nas escolhas alimentares, já que o *marketing* acerca dos alimentos pode ser atraente, persuasivo e duradouro<sup>38</sup>. É reconhecido que a televisão manipula com sucesso a mente das crianças por meio de atrativos comerciais, influência que tende a persistir até a idade adulta<sup>39</sup>.

Estas avaliações de novos grupos de itens (dimensões), bem como possíveis modificações nos pares de itens  $i16 \leftrightarrow i17$  e  $i2 \leftrightarrow i3$ , já apontam para uma pauta de estudos imediata com vista ao aprimoramento do FCQ. A esta, seria profícuo agregar as avaliações da estrutura escalar da ferramenta, bem como, subsequentemente, os tão necessários estudos de validade externa<sup>40</sup>.

Agregando conhecimento à literatura prévia sobre o FCQ, este estudo atesta a adequação das propriedades configurais e métricas da versão em português brasileiro do *Food Choice Questionnaire*. O instrumento parece ser uma boa ferramenta de aferição, cumprindo bem ao que se propõe. Abarca importantes fatores que permeiam as escolhas alimentares dos indivíduos, é breve, de fácil aplicação e compreensão, sendo aparentemente um instrumento reprodutível e válido também no contexto brasileiro. Pendentes as evidências a emergir das várias etapas a serem ainda cumpridas no processo de sua depuração e refino, o FCQ já pode ser recomendado para uso no Brasil na sua presente forma.

## Colaboradores

SFD Heitor – elaboração do projeto, coleta e análise dos dados, redação e discussão do artigo. ME Reichenheim - análise e interpretação dos dados, revisão crítica do artigo e aprovação final da versão a ser publicada. JES Ferreira – concepção e coorientadora do projeto, redação do artigo. SS Castro - elaboração e orientadora do projeto, análise e interpretação dos dados, revisão crítica do artigo e aprovação final da versão a ser publicada.

## Agradecimentos

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes) pela bolsa de estudo concedida à SFDH.

## Referências

1. Jomori MM, Proença RPC, Calvo MCM. Determinantes de escolha alimentar. *Revista de Nutrição* 2008; 21(1):63-73.
2. Milošević J, Zezelj I, Gorton M, Barjolle D. Understanding the motives for food choice in Western Balkan Countries. *Appetite* 2012; 58(1):205-214.
3. Brasil. Ministério da Saúde (MS). *Guia alimentar para a população brasileira*. 2ª ed. Brasília: MS; 2014.
4. World Health Organization (WHO). *Global health risks: mortality and burden of disease attributable to selected major risks*. Geneva: WHO; 2009.
5. Canella DS, Levy RB, Martins AP, Claro RM, Moubarac JC, Baraldi LG, Cannon G, Monteiro CA. Ultra-processed food products and obesity in Brazilian households (2008-2009). *PLoS One* 2014; 9:e92752.
6. Steptoe A, Pollard TM, Wardle J. Development of a measure of the motives underlying the selection of food: the food choice questionnaire. *Appetite* 1995; 25(3):267-284.
7. Share M, Stewart-Knox B. Determinants of food choice in Irish adolescents. *Food Quality and Preference* 2012; 25(2012):57-62.
8. Tobler C, Visschers VH, Siegrist M. Eating green. Consumers' willingness to adopt ecological food consumption behaviors. *Appetite* 2011; 57(3):674-682.
9. Haverstock K, Forgy DK. To eat or not to eat. A comparison of current and former animal product limiters. *Appetite* 2012; 58(3):1030-1036.
10. Markovina J, Stewart-Knox BJ, Rankin A, Gibney M, Almeida MDV, Fischer A, Kuznesoff SA, Poínhos R, Panzone L, Frewerf LJ. Food4Me study: Validity and reliability of Food Choice Questionnaire in 9 European countries. *Food Quality and Preference* 2015; 45:26-32.
11. Fornes NS, Stringhini ML, Elias BM. Reproducibility and validity of a food-frequency questionnaire for use among low-income Brazilian workers. *Public Health & Nutrition* 2003; 6(8):821-827.
12. Ribeiro AC, Oliveira KES, Rodrigues MLCF, Costa THM, Schmitz BAS. Validação de um questionário de frequência de consumo alimentar para população adulta. *Revista de Nutrição* 2006; 19(5):553-562.
13. Sichieri R, Everhart J. Validity of a Brazilian food frequency questionnaire against dietary recalls and estimated energy intake. *Nutrition Research* 1998; 18(10):1649-1659.
14. Zanolla AF, Olinto MT, Henn RL, Wahrlich V, Anjos LA. Avaliação de reprodutibilidade e validade de um questionário de frequência alimentar em adultos residentes em Porto Alegre, Rio Grande do Sul, Brasil. *Cad Saude Publica* 2009; 25(4):840-848.
15. Streiner DL, Norman GR, Cairney J. *Health measurement scales. A practical guide to their development and use*. Oxford: Oxford University Press; 2015.
16. Eertmans A, Victoir A, Notelaers G, Vansant G, Van den Berg O. The food choice questionnaire: factorial invariant over western urban populations? *Food Quality and Preference* 2006; 17(5):344-352.

17. Fotopoulos C, Krystallis A, Vassallo M, Pagiaslis A. Food Choice Questionnaire (FCQ) revisited. Suggestions for the development of an enhanced general food motivation model. *Appetite* 2009; 52(1):199-208.
18. Honkanen P, Frewer L. Russian consumers' motives for food choice. *Appetite* 2009; 52(2):363-371.
19. Januszewska R, Pieniak Z, Verbeke W. Food choice questionnaire revisited in four countries. Does it still measure the same? *Appetite* 2011; 57(1):94-98.
20. Pula K, Parks CD, Ross CF. Regulatory focus and food choice motives. Prevention orientation associated with mood, convenience, and familiarity. *Appetite* 2014; 78:15-22.
21. Heitor SF, Estima CC, Neves FJ, Aguiar AS, Castro SS, Ferreira JE. Tradução e adaptação cultural do questionário sobre motivo das escolhas alimentares (*Food Choice Questionnaire* - FCQ) para a língua portuguesa. *Cien Saude Colet* 2015; 20(8):2339-2346.
22. Herdman M, Fox-Rushby J, Badia X. A model of equivalence in the cultural adaptation of HRQoL instruments: the universalist approach. *Qual Life Res* 1998; 7(4):323-335.
23. Hair JF, Black WC, Babin BJ, Anderson RE. *Multivariate Data Analysis*. Upper Saddle River: Prentice-Hall; 2010.
24. Kline RB. *Principles and practice of structural equation modeling*. London: The Guilford Press; 2015.
25. Muthén LK, Muthén BO. How to use a Monte Carlo study to decide on sample size and determine power. *Structural Equation Modeling* 2002; 9(4):599-620.
26. Ramos LR, Toniolo J, Cendoroglo MS, Garcia JT, Najas MS, Perracini M, Paola CR, Santos FC, Bilton T, Ebel SJ, Macedo MB, Almada CM, Nasri F, Miranda RD, Gonçalves M, Santos AL, Fraietta R, Vivacqua I, Alves ML, Tudisco ES. Two-year follow-up study of elderly residents in S. Paulo, Brazil: methodology and preliminary results. *Rev Saude Publica* 1998; 32(5):397-407.
27. Brown TA. *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research*. New York: The Guilford Press; 2015.
28. Muthén B, Asparouhov T. *Latent variable analysis with categorical outcomes: multiple-group and growth modeling in Mplus*. Los Angeles: Muthén & Muthén (Mplus Web Notes 4);2002.
29. Muthén LK, Muthén BO. *Mplus User's Guide*. 7<sup>th</sup> ed. Los Angeles: Muthén & Muthén; 1998-2012.
30. McDonald RP. *Test theory: A unified treatment*. Mahwah: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.; 1999.
31. Reichenheim ME. Confidence intervals for the kappa statistic (st0076). *Stata Journal* 2004; 4:421-428.
32. StataCorp. *Stata Statistical Software: Release 14*. College Station: Stata Corporation; 2015.
33. Shrout PE. Measurement reliability and agreement in psychiatry. *Stat Methods Med Res* 1998; 7(3):301-317.
34. Pieniak Z, Verbeke W, Vanhonacker F, Guerrero L, Hersleth M. Association between traditional food consumption and motives for food choice in six European countries. *Appetite* 2009; 53(1):101-108.
35. Reichenheim M, Hökerberg YH, Moraes CL. Assessing Construct Structural Validity of Epidemiological Measurement Tools: A Seven-step Roadmap. *Cad Saude Publica* 2014; 30(5):927-939.
36. Ares G, Gambaro A. Influence of gender, age and motives underlying food choice on perceived healthiness and willingness to try functional foods. *Appetite* 2007; 49(1):148-1s58.
37. Reichenheim ME, Moraes CL. Qualidade dos instrumentos epidemiológicos. In: Almeida-Filho N, Barreto M, organizadores. *Epidemiologia & Saúde - Fundamentos, Métodos e Aplicações*. Rio de Janeiro: Guanabara-Koogan; 2011. p. 150-164.
38. Santos CC, Stuchi RAG, Arreguy-Sena C, Pinto NAVD. A influência da televisão nos hábitos, costumes e comportamento alimentar. *Cogitare Enfermagem* 2012; 17(1):65-71.
39. Ng SH, Kelly B, Se CH, Sahathevan S, Chinna K, Ismail MN, Karupaiah T. Reading the mind of children in response to food advertising: a cross-sectional study of Malaysian schoolchildren's attitudes towards food and beverages advertising on television. *BMC Public Health* 2015; 15:1047.
40. Mokkink LB, Terwee CB, Patrick DL, Alonso J, Stratford PW, Knol DL, Bouter LM, de Vet HC. The COSMIN checklist for assessing the methodological quality of studies on measurement properties of health status measurement instruments: an international Delphi study. *Qual Life Res* 2010; 19(4):539-549.

---

Artigo apresentado em 21/10/2017

Aprovado em 07/02/2018

Versão final apresentada em 09/02/2018

