

**QUESTIONÁRIO SOBRE O USO DO ÓLEO VEGETAL COMESTÍVEL *IN NATURA*
NA DIETA INFANTIL: ANÁLISE FATORIAL EXPLORATÓRIA**

**Questionnaire on the use of *in natura* vegetable oil in the infant diet:
Exploratory factorial analysis**

Regina Serrão Lanzillotti¹, Maria Elisa Barros^{2*}, Romildo Caravellas³, Haydée Serrão Lanzillotti⁴

¹Doutora em Engenharia de Transporte. Professora Associado do Instituto de Matemática e Estatística do Departamento de Estatística da Universidade do Estado do Rio de Janeiro

²Doutora em Ciência. Professora Associada do Instituto de Nutrição da Universidade do Estado do Rio de Janeiro.

³Bacharel em Ciência Atuariais pelo Instituto de Matemática e Estatística do Departamento de Estatística da Universidade do Estado do Rio de Janeiro.

⁴Doutora em Saúde Coletiva. Professora Associada do Instituto de Nutrição da Universidade do Estado do Rio de Janeiro. RJ, Brasil.

Endereço para correspondência:

*Maria Elisa Barros

Rua São Francisco Xavier 524, 12 andar, bloco D, sala 12007

CEP 20550-013 - Rio de Janeiro, Brasil.

Email: melisavilela@gmail.com

Resumo

O objetivo foi comparar modelagem fatorial exploratória para determinar estrutura dimensional de questionário sobre o uso de óleo vegetal comestível *in natura* na dieta infantil para aumento da densidade energética. Foi construído questionário em Escala Likert (23 itens), aplicado aos responsáveis (n=140) pela dieta de crianças (<2 a). Foram realizados os testes: Doornik-Hansen: normalidade multivariada ($p_{valor} \leq 0,05$). Kaiser-Meyer-Olkin: possibilidade análise fatorial exploratória. Rotação: Quartimax ortogonal e Biquartimax oblíqua. Confiabilidade composta. Validade convergente: variância média extraída, em Quartimax. No Biquartimax não foi possível devido a pressupostos da rotação oblíqua. Gráficos de dispersão de cargas fatoriais Fator 1 e Fator 2, criando cenários de interpretação do constructo. Os resultados mostraram normalidade multivariada da distribuição. Quartimax com maiores concentrações de itens no Fator 1 em comparação com Fator 2. O Biquartimax não mostrou cargas cruzadas e concentração de cargas fatoriais em um dos fatores. Confiabilidade Composta: Quartimax 0,43 (Fator 1) e 0,21 (Fator 2); Biquartimax, 0,38 (Fator 1) e 0,33 (Fator 2). Validade convergente: 0,47 (Fator 1) e 0,17 (Fator 2) em Quartimax. Diagramas de dispersão: cinco cenários em Quartimax e três Biquartimax. Concluiu-se que a modelagem Biquartimax mostrou-se mais conveniente, com um cenário que apresentou cinco argumentos de recusa relacionados à prática nutricional e cinco argumentos de aceitação.

Palavras-chave: Análise fatorial, questionário, óleo.

Abstract

The objective was to compare exploratory factor analysis modeling to determine the dimensional structure of a questionnaire about the use of *in natura* oil in child's diet to increase the energy density. A questionnaire was constructed according to Likert scale (23 items), applied to the person responsible (n=140) for the children's (<2 y) diet. Some tests were performed: Doornik-Hansen multivariate normality ($p_{value} \leq 0.05$). Kaiser-Meyer-Olkin: exploratory factor analysis possibility. Rotation: Quartimax orthogonal and Biquartimax oblique. Composite reliability. Convergent validity: average variance extracted, only in Quartimax and in Biquartimax not possible, due to oblique rotation assumptions. Scatter plots of Factor 1 and Factor 2, creating scenarios for the construct interpretation. The results showed that the multivariate normal distribution was attested. The Quartimax showed higher concentrations of items in Factor 1 compared to Factor 2. The Biquartimax showed no cross-loads and no concentration of factor loadings on one of the factors. Composite reliability: Quartimax 0.43 (Factor 1) and 0.21 (Factor 2); Biquartimax, 0.38 (Factor 1) and 0.33 (Factor 2). Convergent validity: 0.47 (Factor 1) and 0.17 (Factor 2) in Quartimax. Scatter diagrams: 5 scenarios in Quartimax and 3 in Biquartimax. It was concluded that the Biquartimax modeling was more convenient, with a scenario that presented

five arguments of refusal related to nutritional practice and five acceptance arguments.

Key words: Factor analysis, questionnaire, oil.

INTRODUÇÃO

O documento “Dez passos para uma alimentação saudável: Guia alimentar para crianças menores de dois anos”, publicado pelo Ministério da Saúde¹, em 2013, recomenda a adição de óleo vegetal na porção de alimento habitualmente oferecido à criança, contribuindo para o aumento da densidade energética da dieta. Em casos de desnutrição atual. Duas razões podem ser atribuídas à recomendação: aumento da densidade energética da dieta e modulação da resposta imunológica dada pelos ácidos graxos poliinsaturados de cadeia longa (PUFA), ácido eicosapentaenóico (EPA) e o ácido docosahexaenóico (DHA)². O óleo de acréscimo deverá ser *in natura*, dado que os óleos quando superaquecidos têm suas estruturas químicas alteradas, produzindo compostos de degradação e conseqüente formação de substâncias tóxicas^{3,4}. Na utilização cotidiana do óleo, dificilmente pensar-se-ia em colocá-lo sobre os alimentos cozidos como complemento dietético. O guia alimentar para crianças menores de 2 anos ressalta que “nesta fase, são bastante comuns as dúvidas, dificuldades, receios e ansiedade das mães e cuidadores”¹. A questão é saber se as mães ou os responsáveis pela alimentação da criança conseguem reconhecer essa prática dietética como benéfica à saúde de seus filhos.

Dados estatísticos das pesquisas II Pesquisa de Prevalência de Aleitamento Materno e Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde (PNDS) desvelam o panorama nutricional de crianças até 2 anos de idade¹, ratificando a necessidade de avaliar com maior cautela a dimensionalidade de instrumentos de medidas em saúde. Neste sentido, buscar modelos estatísticos que avaliam tais instrumentos torna-se imperativo.

O objetivo do estudo foi comparar modelagem fatorial exploratória para determinar estrutura dimensional de questionário sobre o uso de óleo vegetal comestível *in natura* na dieta infantil para aumento da densidade energética.

METODOLOGIA

Trata-se de estudo exploratório com dados secundários provenientes do projeto “Óleo vegetal comestível na dieta como estratégia de aumento da densidade energética”, aprovado pelo Comitê de Ética e Pesquisa da Universidade do Estado do Rio de Janeiro, RJ (Parecer COEP 040/2008). Os participantes assinaram o Termo de Consentimento Livre e Esclarecido. Participaram da entrevista 140 responsáveis pela alimentação de crianças até dois anos de idade, por amostragem acidental⁵, no período de 2013 a 2015, na cidade do Rio de Janeiro. A responsabilidade de pais ou cuidadores se operacionaliza pela compra e/ou preparo dos alimentos, bem como servir as refeições da criança

Um questionário em escala Likert com 23 proposições (Tabela1), cujo construto é “O acréscimo do óleo vegetal *in natura* na dieta”, foi elaborado a partir da verbalização dos responsáveis durante as consultas de nutrição em duas unidades públicas de atendimento. Foram criados itens⁶ para o questionário limitando-os em vinte⁵. Questões positivas receberam escores: 5. concordo muito, 4. concordo, 3. nem concordo nem discordo, 2. discordo, 1. discordo muito e questões negativas, escores: 1. concordo muito, 2. concordo, 3. nem concordo nem discordo, 4. discordo e 5. discordo muito.

Tabela 1: Questionário “Óleo vegetal comestível *in natura* na dieta infantil como estratégia de aumento da densidade energética da dieta”

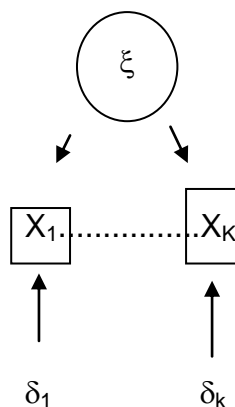
Itens	Descrição
1N	O acréscimo de óleo de soja cru altera o sabor da comida
2N	O acréscimo de óleo de soja cru eleva o colesterol da criança
3N	Se eu acrescentar óleo vegetal cru na comida da criança, ela ficará obesa
4N	O uso de óleo vegetal cru todos os dias provoca diarreia
5N	Colocar óleo vegetal na comida da criança causa doenças por ele estar cru
6N	Colocar óleo vegetal cru na comida da criança causa vômitos
7N	Colocar óleo vegetal cru na comida da criança causa náuseas
8N	Colocar óleo vegetal cru na comida da criança piora a situação da criança com baixo peso
9N	A manteiga apresenta uma gordura de boa qualidade para o ganho de peso da criança
10N	O uso de óleo cru direto na comida não é bom para o sangue
11N	Nunca vi colocar óleo vegetal cru direto no prato de comida
12N	O óleo vegetal cru não é remédio
13N	O óleo vegetal cru deixa a comida ruim

Itens	Descrição
14P	O óleo vegetal cru não engorda
15N	O óleo vegetal cru é caro
16N	O óleo vegetal cru atrapalha a digestão da criança
17N	O óleo vegetal cru é transgênico
18P	É bom para a criança colocar óleo vegetal cru na mamadeira
19N	Colocar óleo vegetal cru na comida da criança diminui a fome
20P	Colocar óleo vegetal cru na comida da criança melhora a situação da criança com baixo peso
21P	Usar óleo vegetal cru na comida da criança melhora sua resistência a doenças transmissíveis
22P	Usar óleo vegetal cru na comida da criança melhora a imunidade da criança
23P	O certo é não refogar os alimentos da criança e colocar o óleo vegetal cru depois na papa

Nota: P: proposição de sentido positivo; N: proposição de sentido negativo.

Aplicou-se o teste Doornik-Hansen para testar a hipótese nula da normalidade multivariada ($p_{\text{valor}} \leq 0,05$). As observações multivariadas foram transformadas em valores padronizados. Assim, a assimetria e a curtose univariada são combinadas para aproximação da estatística quiquadrada⁷.

Na análise de dados, optou-se pela análise fatorial exploratória⁸, sendo que o modelo de um fator de variáveis padronizadas (média zero e variância um) pode ser representado por:



Na forma de equação matemática

$$X_i = \lambda_i \xi + \delta_i$$

sendo que os coeficientes λ_i refletem o grau com que cada variável X_i é responsável pelo fator comum subjacente padronizado ξ e δ_i , o erro de medida de X_i . Assim, a variância da variável X_i pode ser decomposta por:

$$\text{Var}(X_i) = \text{Var}(\lambda_i \xi + \delta_i) = \lambda_i^2 \text{Var}(\xi) + \text{Var}(\delta_i) = \lambda_i^2 \cdot 1 + \text{Var}(\delta_i)$$

O termo λ_i^2 corresponde à proporção da variação em X_i explicada pelo fator comum ξ_i , chamado “comunalidade” de X_i , mas X_i é padronizada, então $\text{Var}(X_i)=1$, mas

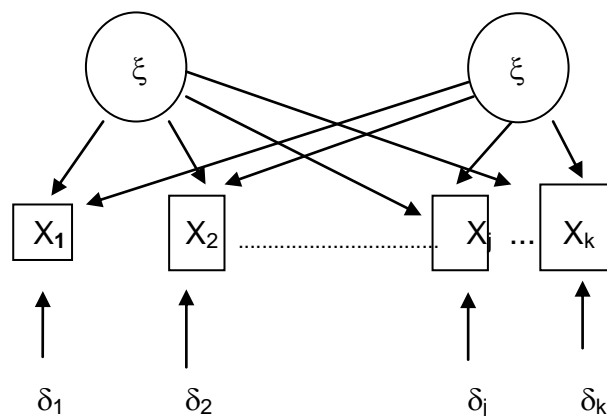
$$1 = \lambda_i^2 + \text{Var}(\delta_i)$$

Assim, a comunalidade assume a expressão:

$$\lambda_i^2 = 1 - \text{Var}(\delta_i) = 1 - \theta_{ii}^2$$

medida que a comunalidade se aproxima de 1, a variância do erro de medida de X_i , $\text{Var}(X_i) = 0$, reflete que X_i é quase que uma medida perfeita do fator comum subjacente ξ . A variância remanescente em X_i é explicada pelo fator específico δ_i

O modelo de dois fatores poderia ser representado por:



Na forma de equação matemática,

$$X_i = \lambda_{ij} \xi_j + \delta_i$$

$$i=1 \dots k; j=1 \dots 2$$

O coeficiente λ reflete a extensão com que cada fator comum contribui na variância de cada escore da variável e se forem padronizadas, os parâmetros λ são

interpretáveis como coeficientes de correlação. Se os fatores comuns subjacentes não são correlacionados, suposição do modelo de fator comum, a comunalidade de cada variável X_i é obtida pela soma das cargas de fator ao quadrado, $\lambda_{i1}^2 + \lambda_{i2}^2$.

Uma vez que as variáveis foram padronizadas, a matriz de covariância torna-se a própria matriz de correlação, logo, o procedimento para a solução da análise fatorial exploratória se detém na decomposição da matriz de correlação. Sendo estes fatores específicos mutuamente não correlacionados e independentes dos fatores comuns subjacentes, somente há contribuição para a diagonal principal da matriz de correlação. Assim,

$$\text{Var}(X_i) = \text{Var}(\lambda_{i1}\xi_1) + \text{Var}(\lambda_{i2}\xi_2) + \text{Var}(\delta_i)$$

$$\text{Var}(X_i) = \lambda_{i1}^2 \text{Var}(\xi_1) + \lambda_{i2}^2 \text{Var}(\xi_2) + \text{Var}(\delta_i)$$

$$1 = \lambda_{i1}^2 \cdot 1 + \lambda_{i2}^2 \cdot 1 + \text{Var}(\delta_i)$$

$$1 = \lambda_{i1}^2 \cdot 1 + \lambda_{i2}^2 \cdot 1 + \theta_{ii}^2$$

$$(\lambda_{i1}^2 + \lambda_{i2}^2) = 1 - \theta_{ii}^2$$

Cargas fatoriais (λ) > 0,40 foram consideradas satisfatórias⁹ e as respectivas variâncias do erro (*uniqueness*), adequadas quando $\leq 0,50$ ¹⁰. Os itens identificados como de cargas cruzadas foram aqueles com cargas fatoriais similares em dois ou mais fatores em um mesmo item e cuja diferença entre as cargas fosse $< 0,10$ ¹¹. Fatores quando representados por dois ou três indicadores podem estar subdeterminados e altamente instáveis através das reaplicações⁹. Em um estudo de revisão da literatura¹², autores relatam que pesquisas em psicologia explicam pelo menos 50% da variância total.

A estatística Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) indica a adequação dos dados para a realização da análise fatorial, mostrando a porção da variância que uma variável compartilha com todas as outras variáveis consideradas (comunalidade)⁹. O KMO quanto mais próximo de um, mais adequada é a amostra à aplicação da análise fatorial⁷. Valores entre 0,5 e 1,0 indicam que a análise fatorial é apropriada, enquanto abaixo de 0,5, a análise pode ser inadequada^{9,10}.

Consubstanciada na abordagem Equimax¹³, existem duas estratégias de rotação de fatores, a ortogonal e a oblíqua. A rotação ortogonal restringe os fatores para fazê-los não correlacionados, enquanto a rotação oblíqua correlaciona os fatores¹⁴. Numa abordagem oblíqua os fatores são dependentes uns dos outros e, na ortogonal, permanecem independentes ou não correlacionados com cada um deles.

Na prática da maioria das pesquisas, a técnica mais frequente usada é a Varimax (V), algoritmo rotacional, que considera a grandeza da correlação, tornando mais fácil conceituar o domínio. Neste algoritmo, as cargas fatoriais basearam-se em critério que maximiza o quadrado da variância em cargas fatoriais para cada fator em relação ao número de fatores e comunalidades.

$$V = \sum_{j=1 \dots k} [(p \sum_{i=1 \dots p} a_{ij}^4 - (\sum_{i=1 \dots p} a_{ij}^2)^2) / p^2] \rightarrow \max,$$

onde k, número de fatores; p, número de variáveis e, a_{ij} , cargas fatoriais da i ésima variável sob o j ésimo fator.

A rotação Quartimax(Q) é similar a Varimax(V), no entanto está mais focada na simplificação das colunas da matriz fatorial, sendo geralmente considerada menos efetiva que a Varimax (V).

Se a restrição de ortogonalidade for relaxada, é impossível aplicar diretamente as abordagens Varimax ou Quartimax. Opção alternativa, seria a abordagem do Equimax (E) que inclui a Varimax (V) ou a Quartimax (Q):

$$\alpha Q + \beta V \rightarrow \max,$$

onde α e β são os pesos.

O Equimax (E) simplificado pode ser estabelecido por

$$E = \sum_{j=1 \dots k} [(\sum_{i=1 \dots p} a_{ij}^2 - \gamma (\sum_{i=1 \dots p} a_{ij}^2)^2) / p] \rightarrow \max,$$

onde $\gamma = \beta / (\alpha + \beta)$

a_{ij}^2 cargas para os fatores

k número de fatores

Se por alguma razão $\gamma=0,5$, então, se obtém a equação Biquartemax (B), uma rotação oblíqua.

O objetivo da abordagem Biquartmax (B) é identificar fatores correlacionados com outras variáveis observadas em níveis maiores ou em menores níveis. Nesta rotação a soma dos coeficientes de correlação quadrática é minimizada.

$$O = \sum_{j < r = 1 \dots k} [(p \sum_{i=1 \dots p} a_{ij}^2 a_{ir} - \gamma (\sum_{i=1 \dots p} a_{ij}^2 \sum_{i=1 \dots p} a_{ir}^2)] \rightarrow \min,$$

Onde a_{ij}^2 carga para o fator j

a_{ir}^2 carga para o fator r

A aferição da confiabilidade na modelagem multivariada, confiabilidade composta (CC), varia no intervalo fechado de zero a um, sendo considerada satisfatória quando maior ou igual a 0,70⁹, obtida segundo a expressão:

$$CC = \frac{(\sum_{i=1}^k \lambda_i)}{(\sum_{i=1}^k \lambda_i) + (\sum_{i=1}^k \delta_i)} \text{ onde:}$$

λ_i cargas fatoriais; δ_i variância do erro; k variáveis.

A confiabilidade composta varia de 0 a 1 sendo considerada satisfatória, quando $\geq 0,70$ ⁹.

No modelo Quartimax, rotação ortogonal, a validade fatorial convergente foi avaliada pela Variância Media Extraída (VME), a qual representa o percentual médio de variação explicada pelos itens referentes ao construto, variando entre 0 a 1. Valores de VME $\geq 0,50$ sugerem que os itens compartilham de uma elevada variância em comum¹⁵.

No modelo Biquartimax, uma vez que se optou por abordagem de rotação oblíqua, que tem fatores dependentes uns dos outros, a soma das variâncias depende de uma parcela de covariância (variância conjunta), logo lograr a validade fatorial convergente implica em que a obtenção da variância média extraída dos fatores (VME) depende da covariância, uma medida do grau de interdependência (ou inter-relação) entre duas variáveis.

A partir dos modelos Quatimax e Biquartimax foram criados diagramas de dispersão das cargas fatoriais do Fator 1 e do Fator 2, de ambos os modelos, para demonstrar a posição dos itens do questionário, segundo o conhecimento dos

participantes sobre o acréscimo do óleo vegetal *in natura* na dieta. Esta estratégia teve o intuito de discriminar os tipos de adesão a essa prática nutricional, ou seja, em recusa ou aceitação, para as quais foram atribuídas denominações segundo o sentido denotativo do item.

Os programas estatísticos utilizados foram o STATA, versão 12 e Statistic versão 6.

RESULTADOS

O teste Doornik-Hansen para os 23 itens atestou aderência à distribuição normal multivariada (teste Quiquadrado: $gl= 46$, $qui^2 =280,36$, p_{valor} de 0,0000). Analisando-se a matriz de cargas fatoriais do modelo Quartimax de rotação ortogonal (Tabela 2), o padrão da estrutura mostrou que os itens i1N, i10N, i12N, i14P e i15P não apresentaram cargas fatoriais satisfatórias, tanto no Fator 1 quanto no Fator 2, o que recomenda sua retirada do questionário. Além disso, os itens i1N e i10N mostraram cargas cruzadas, corroborando a retirada destes itens. No Fator 1, os itens i2N, i3N, i6N, i7N, i8N, i16N, i21P e i22P apresentaram cargas fatoriais relativamente expressivas e variâncias de erro relativamente baixas. No entanto, os itens i4N, i5N, i11N, i13N, i18P, i20P e i23P, embora tenham mostrado cargas fatoriais satisfatórias, as variâncias de erro apresentaram-se de elevadas a extremamente elevadas. Os itens i9N e i17N mostraram cargas fatoriais extremamente baixas e variâncias de erro elevadas. O item i19N apresentou carga fatorial limítrofe e variância do erro relativamente baixa. No Fator 2, apesar dos itens i9N e i17N terem apresentado cargas fatoriais satisfatórias, suas variâncias de erro mostraram-se extremamente elevadas. Por outro lado, os itens i7N, i8N, i19N apresentaram cargas fatoriais satisfatórias e variâncias de erro que variaram entre baixa e relativamente baixa. O item i6N apresentou carga fatorial limítrofe e variância de erro relativamente baixa. Os demais itens (i2N, i3N, i4N, i5N, i11N, i13N, i16N, i18P, i20P, i21P, i22P, i23P) não alcançaram valores de cargas fatoriais satisfatórios.

Dado o exposto, o modelo Quartimax mostrou maior concentração de itens no Fator 1 quando comparado com o Fator 2.

Analogamente, no modelo Biquartimax de rotação oblíqua (Tabela 2), o padrão da estrutura mostrou que os itens i12N, i14N e i15N não apresentaram cargas fatoriais satisfatórias e variâncias de erro expressivas em ambos os fatores, o que recomenda a retirada destes itens por não terem sido capazes de captar a latência do construto. No Fator 1, os itens i2N, i3N, i16N, i18P, i21P e i22P apresentaram cargas fatoriais relativamente expressivas e variâncias de erro relativamente baixas. No entanto, os itens i4N, i11N, i20P e i23P, embora tenham mostrado cargas fatoriais satisfatórias, as variâncias de erro apresentaram-se de elevadas a extremamente elevadas. O item i6N mostrou carga fatorial satisfatória e variância de erro que variou entre baixa a relativamente baixa. O item i13N apresentou carga fatorial limítrofe e variância de erro elevada. Os demais itens (i1N, i5N, i7N, i8N, i9N, i10N, i17N, i19N) não alcançaram valores de cargas fatoriais satisfatórios. No Fator 2, os itens i7N, i8N, i19N apresentaram cargas fatoriais expressivas e variâncias de erro relativamente baixas. Apesar dos itens i1N, i9N, i17N apresentarem cargas fatoriais satisfatórias, suas variâncias de erro mostraram-se extremamente elevadas. Por outro lado, os itens i5N, i6N, i10N e i13N apresentaram cargas fatoriais satisfatórias e variâncias de erro relativamente baixa. Os itens i11N e i15N demonstraram cargas fatoriais extremamente baixas e variâncias de erro elevadas. Os demais itens (i2N, i3N, i4N, i16N, i18P, i20P, i21P, i22P, i23P) não alcançaram valores de cargas fatoriais satisfatórios.

Diferentemente do modelo Quartimax, o modelo Biquartimax não apresentou cargas cruzadas, tampouco concentração de cargas fatoriais em um dos fatores, o que infere maior parcimônia.

No que se refere ao KMO apenas os itens i3N, i8N, i21P e i22P indicaram a adequação da utilização na análise fatorial para ambos os modelos, uma vez que alcançaram valores superiores a 0,5, resultados não apresentados em tabela.

Tabela 2: Cenários, cargas fatoriais, variância do erro, confiabilidade e validade para os modelos Quartimax e Biquartimax, aplicados no instrumento “Óleo vegetal comestível *in natura* na dieta infantil como estratégia de aumento da densidade energética da dieta”

Item	Modelo Quartimax			Modelo Biquartimax		
	Cenário	Cargas fatoriais	Variância erro	Cenário	Cargas fatoriais	Variância erro

		F1	F2		F1	F2		
i1N	(...)	0,30*	0,38*	0,77	A	0,16	0,46	0,77
i2N	B	0,69	0,07	0,52	B	0,63	0,29	0,52
i3N	B	0,70	0,10	0,50	B	0,63	0,33	0,50
i4N	B	0,60	0,14	0,62	B	0,52	0,33	0,62
i5N	A	0,52	0,37	0,59	A	0,38	0,52	0,59
i6N	A	0,58	0,39	0,51	A	0,42	0,56	0,51
i7N	A	0,55	0,43	0,51	A	0,38	0,59	0,51
i8N	A	0,58	0,51	0,41	A	0,38	0,67	0,41
i9N	E	0,14	0,47	0,76	C	-0,02	0,49	0,76
i10N	(...)	0,43**	0,42**	0,64	A	0,27	0,54	0,64
i11N	D	0,44	-0,03	0,81	B	0,43	0,11	0,81
i12N	(...)	0,25*	-0,29*	0,86		0,33*	-	0,86
i13N	A	0,51	0,28	0,66	A	0,39	0,43	0,66
i14P	(...)	0,04*	0,38*	0,85		-0,08*	0,37*	0,85
i15N	(...)	0,06*	-0,20*	0,96		0,12*	-	0,96
i16N	B	0,69	0,01	0,52	B	0,65	0,23	0,52
i17N	E	0,03	0,54	0,71	C	-0,15	0,52	0,71
i18P	C	0,63	-0,16	0,58	B	0,65	0,05	0,58
i19N	F	0,39	0,57	0,53	A	0,18	0,66	0,53
i20P	C	0,61	-0,03	0,62	B	0,59	0,17	0,62
i21P	C	0,67	-0,26	0,49	B	0,72	-0,03	0,49
i22P	C	0,74	-0,13	0,44	B	0,74	0,11	0,44
i23P	C	0,58	-0,04	0,66	B	0,56	0,15	0,66
Confiabilidade Composta Validade Convergente	-	0,43	0,21			0,38	0,33	

F – fator; * carga fatorial insatisfatória **carga cruzada; (...) item retirado do questionário dado a carga fatorial e variância do erro insatisfatórias.

Ao se interpretar o diagrama de dispersão entre os fatores 1 e 2 dos modelos Quartimax e Biquartimax (Figuras 1 e 2), observou-se o reconhecimento de cenários diferentes tendo em vista o conhecimento dos participantes em relação ao uso do óleo vegetal *in natura* na dieta infantil para o aumento da densidade energética

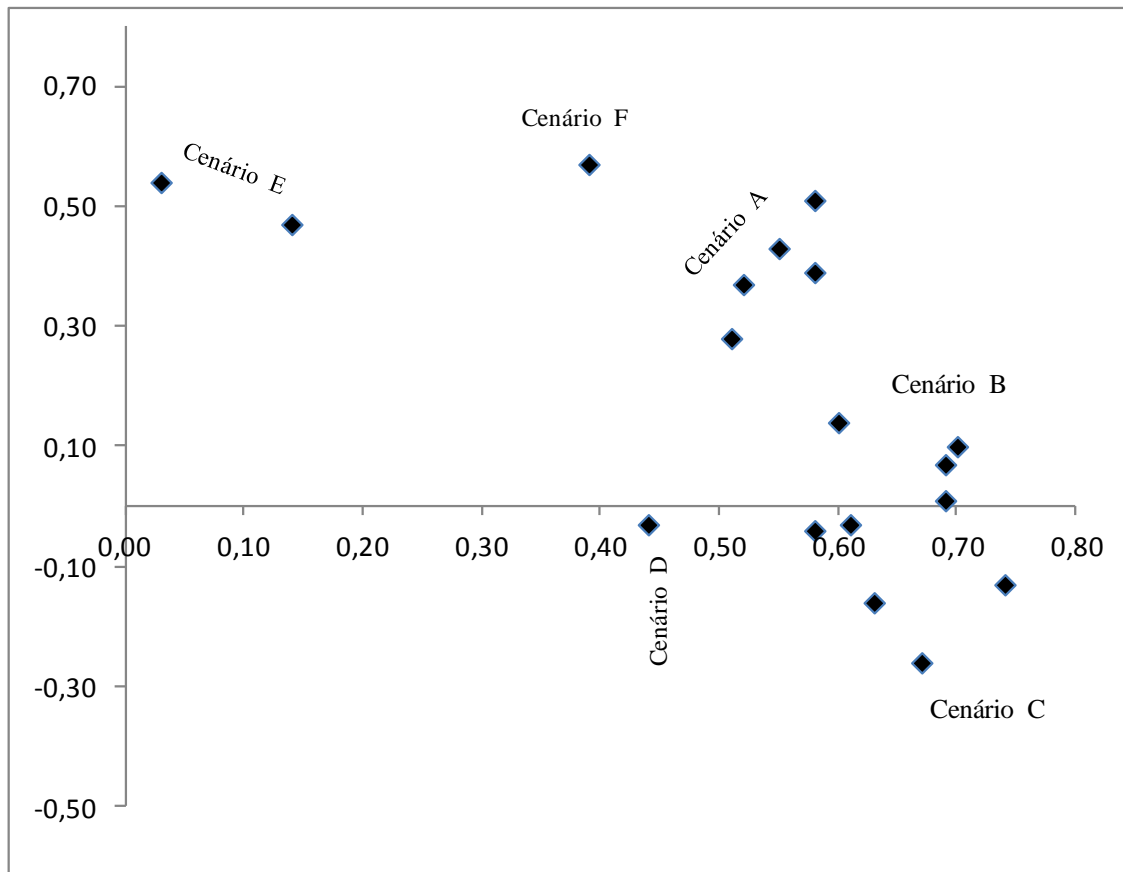
Adverte-se que, na construção do diagrama de dispersão referente ao modelo Quartimax, foram retirados os itens i1N, i12N, i14P e i15N, por não apresentarem cargas fatoriais satisfatórias em cada fator de per si, e o item i10N, pela presença de carga fatorial cruzada. Este modelo apresentou seis cenários, a saber: A, B, C, D, E e F (Figura 1).

Apreciando a Figura 1, no cenário A (i5N, i6N, i7N, i8N e i13N) observando-se a posição dos itens no diagrama e sua descrição pode-se denominá-lo de “Recusa Substancial” à prática nutricional em apreço. Estes itens, de sentido negativo, exprimem possíveis problemas relacionados ao acréscimo de óleos vegetais *in natura* na dieta infantil no que tange a fisiologia e ao sabor da comida, na crença dos participantes.

Analisando-se de forma análoga, pode-se denominar o cenário B (i2N, i3N, i4N e i16N) de “Recusa Modesta”, uma vez que o sentido denotativo dos itens induz a crença que o acréscimo de óleo *in natura* conduz a enfermidades em potencial. Comparando-se a intensidade da causalidade da emersão de problemas em ambos os cenários infere-se que, no primeiro, trata-se de sinais e sintomas bem evidenciados, enquanto que, no segundo cenário, a causalidade não aparece de forma tão explícita.

Diferentemente dos cenários A e B, que abarcam itens de sentido negativo, no cenário C (i18P, i20P, i21P, i22P e i23P), todos têm sentido positivo e denotam tanto congruência quanto intensidade dos benefícios do acréscimo de óleos vegetais *in natura* na dieta infantil. Desta forma optou-se por denominá-lo “Aceitação Substancial”. Analisando-se a semântica dos itens deste cenário verifica-se que, ao invés da prática ter consequências negativas, a mesma corrobora o pressuposto teórico que subjaz a prática recomendada pelo Ministério da Saúde, em caso de desnutrição atual¹.

Os cenários D (i11N) e F (i19N), representados por um item, e o cenário E (i9N e i17N), por dois itens, não serão nomeados, uma vez que podem estar subdeterminados e possivelmente serão altamente instáveis em estudo de replicação. Em outras palavras, o conjunto de itens não apresenta consistência para flagrar a latência do cenário (Figura 1).



Cenário A: i5N, i6N, i7N, i8N, i13N; Cenário B: i2N, i3N, i4N, i16N; Cenário C: i18P, i20P, i21P, i22P, i23P; Cenário D: i11N; Cenário E: i9N, i17N; Cenário F: i19N

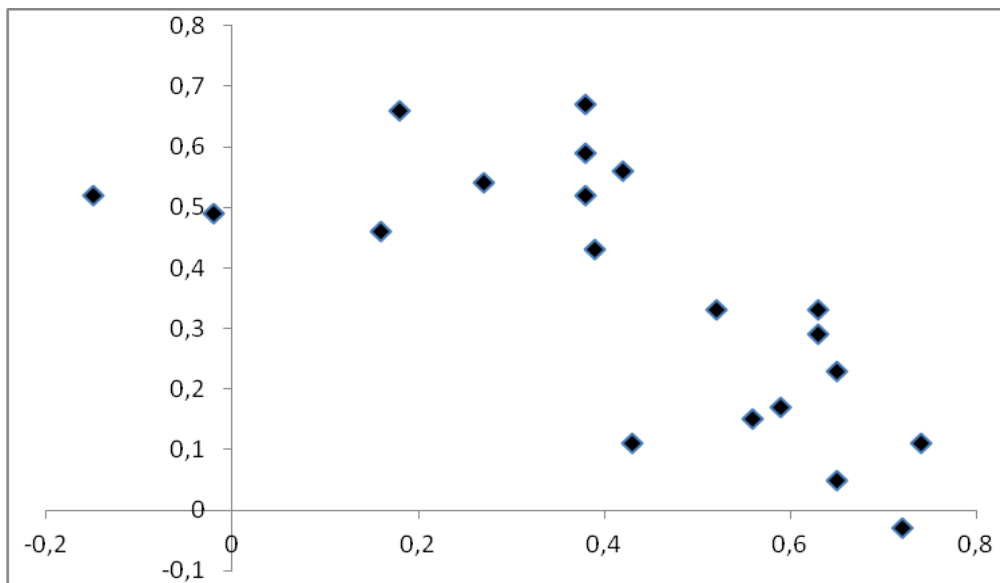
Figura 1: Diagrama de dispersão das cargas fatoriais do Fator 1 e Fator 2 do modelo Quartimax, segundo cenários do instrumento “Óleo vegetal comestível *in natura* na dieta infantil como estratégia de aumento da densidade energética da dieta”

No modelo Biquartimax foram retirados os itens i12N, i14P e i15N por não apresentarem cargas fatoriais satisfatórias em cada fator de per si. Este modelo apresentou três cenários, a saber: A, B e C (Figura 2).

Analisando-se analogamente, no cenário A (i1N, i5N, i6N, i7N, i8N, i10N, i13N e i19N) observando-se a posição negativa dos itens no diagrama e sua descrição, pode-se denomina-lo de “Recusa Substancial” à prática nutricional em apreço. Estes itens exprimem possíveis problemas relacionados ao acréscimo de óleos vegetais *in natura* na dieta infantil no que tange a fisiologia e ao sabor da comida, denotando a mesma característica cognitiva do modelo Quartimax. Diferentemente do modelo Quartimax, neste modelo, foram incluídos mais três itens (i1N, i10N e i19N) que reforçam a possível recusa à adoção da prática recomendada pelo Ministério da Saúde.

No cenário B (i2N, i3N, i4N, i11N, i16N, i18P, i20P, i21P, i22P e i23P), observou-se o agrupamento de cinco itens que denotam simultaneamente a recusa à prática nutricional em apreço e cinco que demonstram aceitação a prática. Dado que o cenário englobou tanto itens de direção positiva quanto negativa, optou-se por denominá-lo “Holístico”.

O cenário C apresentou características análogas aos cenários D, E e F da análise do modelo Quartimax, o que recomenda não levá-lo em consideração.



Cenário A: i1N, i5N, i6N, i7N, i8N, i10N, i13N, i19N; Cenário B: i2N, i3N, i4N, i11N, i16N, i18P, i20P, i21P, i22P, i23P; Cenário C: i9N, i17N.

Figura 2. Diagrama de dispersão das cargas fatoriais do Fator 1 e Fator 2 do modelo Biquartimax, segundo cenários do instrumento “Óleo vegetal comestível *in natura* na dieta infantil como estratégia de aumento da densidade energética da dieta”

A modelagem Quartimax apresentou índice de confiabilidade composta de 0,43 e 0,21 para o Fator 1 e Fator 2, respectivamente, enquanto, similarmente, no modelo Biquartimax, índices de 0,38 e 0,33, ainda não podendo ser considerada satisfatória, pois a indicação é nivelada por maior ou igual a 0,70. O modelo Biquartimax, alcançou confiabilidade composta de 0,38 e 0,33 para o Fator 1 e Fator 2, respectivamente (Tabela 2).

No modelo Quartimax, a validade fatorial convergente alcançou valores de 0,47 e 0,17 para o Fator 1 e Fator 2, respectivamente, indicando que os itens não compartilham de uma elevada variância em comum em ambos os fatores (Tabela 2).

Tendo em vista os pressupostos metodológicos relativos ao modelo Biquartimax de rotação oblíqua não foi calculado a validade fatorial convergente.

Os resultados das análises dos cenários referentes aos modelos Quartimax e Biquartimax permitiram eleger o cenário “Holístico”, com 10 itens, do modelo Biquartimax como o mais conveniente.

DISCUSSÃO

Comparando-se as estruturas fatoriais dos dois modelos pode-se verificar que o comportamento das cargas fatoriais dos itens i12N (O óleo vegetal cru não é remédio), i14P (O óleo vegetal cru não engorda) e i15N (O óleo vegetal cru é caro) foram assemelhados nos dois modelos, ou seja, cargas fatoriais baixas e variâncias do erro elevadas, levando a inferir que não foram itens relevantes para o grupo participante. Quanto ao item i12N, a população, de modo geral, desconhece que o óleo vegetal *in natura* pode ser utilizado como complemento energético em dietas para baixo peso. Na verdade, a população o conhece como ingrediente de preparações culinárias. No que tange ao item i14P, a mídia escrita, falada e televisiva e, ainda, os rótulos informam que os óleos vegetais não apresentam colesterol e que são indicados para pessoas com doenças cardiovasculares em detrimento do uso de gorduras saturadas. No que se refere ao i15N, a habitualidade de consumo dos óleos vegetais é o de soja¹⁶, sendo um dos menos onerosos, assim a assertiva é extremamente óbvia, não apresentado poder de discriminação em relação ao construto. Estes itens não alcançaram cargas fatoriais e variâncias do erro satisfatórias^{9,10}, bem como plausibilidade teórica que recomendasse suas permanências no instrumento.

A modelagem Biquartimax, tornou o instrumento mais ágil para a sua aplicação naquilo que se propõe, uma vez houve redução de 56,52% dos itens do instrumento inicial (23 itens).

No que concerne à utilização de rotações, Brown⁹ (2006) alerta para que o maior impacto da rotação oblíqua é mover cargas cruzadas fechadas em zero. Assim, observou-se que o modelo Biquartimax, de rotação oblíqua, não apresentou cargas cruzadas na estrutura fatorial. A aplicação dos modelos Quartimax e Biquartimax permitiu a apresentação de vários cenários, quando da interação entre os fatores para cada modelo de per si.

Da comparação entre os cenários dos modelos, observa-se que o modelo Biquatimax produziu uma solução com melhor estrutura. Dentre os cenários, o cenário B, do modelo Biquartimax, foi o que se apresentou mais conveniente, com cinco itens referentes aos benefícios da prática nutricional e cinco de recusa.

O modelo Biquartimax, por se caracterizar por independência e não por normalidade das variáveis, faz parte da Análise de Componente Independente (ACI) e não da Análise de Componentes Principais. ACI permite solução mais conveniente, mesmo com amostra que pode ser considerada de tamanho reduzido tal como apresentado no presente estudo (n=140). Uma das vantagens de se utilizar a ACI é quando o propósito é alcançar estruturas fatoriais mais simples¹⁷.

No que tange a evidência de confiabilidade, verificou-se que os valores da confiabilidade composta para ambos os modelos, Quartimax e Biquartimax se aproximam.

Levando-se em consideração os pressupostos teóricos sobre as rotações, ortogonal e oblíqua, a validade fatorial convergente, dado os resultados, mostrou fragilidade da variância média explicada que permite captar o construto que subjaz nos itens do instrumento. No entanto, o modelo Biquartimax, ao utilizar a ACI possibilitou uma estrutura fatorial mais conveniente, embora não seja permitido calcular a variância da média extraída, uma vez que esta validade depende da covariância (variância conjunta).

A contribuição do estudo foi buscar modelos de análise fatorial, não usuais, cujo desempenho permite identificar a dimensionalidade de um instrumento de mensuração em saúde, reduzir o número de itens de um protótipo inicial, prever a possível adesão da prática nutricional recomendada pelo Ministério da Saúde e ser de fácil aplicação.

CONCLUSÃO

Infere-se que o modelo Biquartimax apresentou-se mais conveniente na determinação da estrutura dimensional do questionário proposto. A interação entre os fatores do modelo Biquartimax criou um cenário de forma mais holística com dez itens que contemplam argumentos de recusa (5 itens) e de aceitação (5 itens) da prática nutricional em pauta.

REFERÊNCIAS

1. Brasil. Ministério da Saúde. Secretaria de Atenção à Saúde. Departamento de Atenção Básica. *Dez passos para uma alimentação saudável: guia alimentar para crianças menores de dois anos: um guia para o profissional da saúde na atenção básica*. 2 ed. Brasília : Ministério da Saúde; 2013.
2. Perini JAL, Stevanato FB, Sargi SC, Visentainer JEL, Dalalio MMO, Matshushita MNE, Souza V, Visentainer JV. Ácidos graxos poli-insaturados n-3 e n-6: metabolismo em mamíferos e resposta imune Omega-3 and omega-6 polyunsaturated fatty acids: metabolism in mammals and immune response. *Rev. Nutr.* 2010;23(6):1075-1086.
3. Rios HCS, Pereira IRO Abreu ES. Avaliação da oxidação de óleos, gorduras e azeites comestíveis em processo de fritura Oxidative evaluation of oils, fats and edible oil in frying process. *Rev Ciência & Saúde*, 2013. 6(2):118-126.
4. Freire PCM, Mancine-Filho J, Ferreira TAPC. Principais alterações físico-químicas em óleo e gorduras submetido ao processo de fritura por imersão: regulamentação e efeitos na saúde. *Rev. Nutr.*, 2013;26(3):353-368.
5. Selltitz C, Jahoda M, Deutsch M, Cook S. *Métodos de pesquisa nas relações sociais*. 3 ed. São Paulo: EPU; 1974.
6. Streiner DL, Norman GR. *Health measurement scales: A practical guide to their development and use*. 4 ed. Oxford: Oxford University Press; 2008.
7. Doornik JA, Hansen H. An omnibus test for univariate and multivariate normality' *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2008; 70(Suppl. 1): 927-939.
8. Lattin J, Carrol JD, Green PE. *Análise de Dados Multivariados*. São Paulo: Cengage Learning; 2001.
9. Brown TA. *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York: The Guilford Press; 2006.
10. Hair JF, Black WC, Babin BJ, Anderson RE, Tatham RL. *SEM. Análise Multivariada de dados*. 6th. Porto Alegre: Bookman; 2009.

11. Bonfim CB, Santos DN, Menezes IG, Reichenheim ME, Barreto ML. Um estudo sobre a validade de construto da Parent-Child Conflict Tactics Scale (CTSPC) em uma amostra populacional urbana do Nordeste brasileiro. *Cad. Saúde Pública* 2011; 27(11): 2215-26. DOI: 10.1590/0102-311X00035717.

12. Tinsley HE, Tinsley DJ. Uses of factor analysis in counseling psychology research. *Journal Counseling Psychology* 1987; 34(4): 414-424. <http://dx.doi.org/10.1037/0022-0167.34.4.414>.

13. Piotr T. Geometrical Perspective on Rotation and Data Structure Diagnosis in Factor Analysis. 2013 Jan. Available from: http://www.Researchgate.Net/Profile/Piotr_Tarka/Publication/237081177_Geometrical_Perspective_On_Rotation_And_Data_Structure_Diagnosis_In_Factor_Analysis/Links/0deec51b624b1a594a000000.Pdf. [accessed 2015 Aug 18].

14. Reio TG Jr, Shuck B. Exploratory Factor Analysis: Implications for Theory, Research, and Practice. *Advances in Developing Human Resources* 2015; 17(1): 12-25. DOI: 10.1177/1523422314559804.

15. Maroco J, Oliveira RA, Vicente CS. Análise Fatorial do Inventário de Burnout de Maslach (mbi-hss) em Profissionais Portugueses. *Psicologia, saúde & doenças* 2013; 14 (1): 152-167.

16. Nunes SP. Produção e consumo de óleos vegetais no Brasil. DESER. Departamento de Estudos Socioeconômicos Rurais. *Boletim eletrônico*. 2007 jun [cited 2007 jun 5];(159) Available from: <http://www.deser.org.br/documentos/doc/Produção>. [accessed 2016 may 23].

17. Friedman J H, Tukey JW. A projection pursuit algorithm for exploratory data analysis. *IEEE Transactions on Computers* 1974; C-23:881- 890.