

# ESTRUTURA FATORIAL DO QUESTIONÁRIO DE SAÚDE GERAL (QSG-12) EM UMA AMOSTRA DE PROFESSORES ESCOLARES

Bruno Figueiredo Damásio<sup>1</sup> – Universidade Federal do Rio Grande do Sul  
Wagner de Lara Machado – Universidade Federal do Rio Grande do Sul  
Joilson Pereira da Silva – Universidade Federal de Sergipe

## RESUMO

O Questionário de Saúde Geral (QSG-12) é um dos instrumentos mais utilizados na avaliação da saúde psicológica. Entretanto, não há consenso sobre sua estrutura fatorial. Este estudo objetiva investigar a estrutura fatorial do QSG-12. Participaram do estudo 517 professores de 57 escolas públicas e particulares, com idade média de 36,52 anos ( $DP=10,46$ ), sendo 66,3% do sexo feminino. Análises fatoriais exploratórias ( $n=203$ ) demonstraram a existência de dois fatores oblíquos, denominados Depressão e Autoeficácia. Foram comparados, por meio de análises fatoriais confirmatórias ( $n=304$ ), os índices de ajuste do modelo exploratório e o modelo unidimensional. A solução bidimensional demonstrou melhor ajuste ( $\chi^2/gf=2,43$ ; AGFI=0,90; CFI=0,91; RMSEA=0,068; CAIC=297,98) em comparação à estrutura unifatorial. A consistência interna dos fatores Depressão e Autoeficácia variou de 0,82 a 0,80 e 0,66 a 0,63, respectivamente. São sugeridos estudos que comparem diferentes soluções fatoriais do instrumento em busca de uma estrutura fatorial generalizável do QSG-12.

*Palavras-chave:* Questionário de Saúde Geral; QSG-12; Saúde mental; Bem-estar psicológico; Análise fatorial confirmatória.

## FACTORIAL STRUCTURE OF GENERAL HEALTH QUESTIONNAIRE (GHQ-12) IN A SAMPLE OF SCHOOL TEACHERS

### ABSTRACT

The General Health Questionnaire (GHQ-12) is one of the most used instruments in psychological health assessment. However, there is no consensus about its factor structure. This study aimed to investigate the factor structure of GHQ-12. The study included 517 teachers from 57 public and private schools, averaging 36.5 years of age ( $DP=10.34$ ), being 66.3% women. Exploratory factor analysis ( $n=203$ ) demonstrated the existence of two oblique factors, titled Depression and Self-efficacy. Confirmatory factor analysis ( $n=314$ ) compared the model fit indexes of the exploratory and single-factor models. The two-dimensional solution showed better fit indexes ( $\chi^2/gf=2.43$ , AGFI=0.90, CFI=0.91, RMSEA=0.068, CAIC=297.98) compared to the single-factor structure. The internal consistence of the factors Depression and Self-efficacy ranged from 0.82 to 0.80 and from 0.66 to 0.63, respectively. It is suggested further studies comparing different factorial solutions of the instrument in the search for a generalizable GHQ-12 factor structure.

*Keywords:* General Health Questionnaire; GHQ-12; Mental health; Psychological Well-Being; Confirmatory Factor Analysis.

## INTRODUÇÃO

O Questionário de Saúde Geral (QSG) é um dos principais instrumentos para avaliar diferentes dimensões da saúde (Custódio, 2002; Hankins, 2008) e é utilizado em diversas populações, nos mais variados contextos, sejam eles clínicos ou não-clínicos. Desenvolvido com o objetivo de detectar doenças psiquiátricas não-severas (não-psicóticas) (Gouveia e colaboradores, 2003), o QSG parte do pressuposto de que a presença ou ausência de saúde mental está relacionada aos desvios comportamentais de uma

pessoa comparada a um grupo normativo. A severidade de tais desvios é avaliada a partir do próprio sujeito, comparando seu padrão de funcionamento atual com o habitual (Sarriera, Schwarcz & Câmara, 1996).

Desenvolvido por Goldberg em 1972, na Inglaterra, o QSG possui em sua forma original 60 itens respondidos em escalas tipo Likert de quatro pontos. O instrumento pode ser pontuado por meio de uma escala dicotômica (presença-ausência) em contextos de triagem, e/ou por meio de escala tipo Likert de quatro pontos, para uma avaliação dimensional do construto. Esse instrumento avalia as dimensões depressão, ansiedade, prejuízos sociais e hipocondria (Sarriera, Schwarcz & Câmara, 1996). No Brasil, o estudo de validação do QSG, desenvolvido por Pasquali e colaboradores (1994), identificou cinco fatores, sendo eles: estresse psíquico ( $\alpha=0,89$ ; 13 itens), desejo de

<sup>1</sup> Endereço para Correspondência:

Bruno Figueiredo Damásio  
Rua Ramiro Barcelos, 2.600, Sala 104. CEP 90035-003  
Porto Alegre-RS  
E-mail: brunofd.psi@gmail.com

morte ( $\alpha=0,89$ ; 8 itens), desconfiança no desempenho ( $\alpha=0,89$ ; 17 itens), distúrbios do sono ( $\alpha=0,80$ ; 6 itens) e distúrbios psicossomáticos ( $\alpha=0,83$ ; 10 itens).

A ampla utilização do QSG impulsionou o desenvolvimento de versões reduzidas do instrumento, tornando-o um questionário cada vez mais breve e de rápida aplicação. Na literatura internacional, encontram-se versões contendo 30, 28 e 12 itens (Huppert, Walters, Day & Elliott, 1989; Jackson, 2007; Kilic e colaboradores, 1997), enquanto no Brasil, apenas a versão de 12 itens (Borges & Argolo, 2002; Gouveia e colaboradores, 2003; Sarriera e colaboradores, 1996). As formas reduzidas, contudo, não necessariamente avaliam as mesmas dimensões do instrumento original.

Em geral, todas as quatro versões (60, 30, 28 e 12 itens) validadas e adaptadas do instrumento têm apresentado índices de consistência interna satisfatórios, demonstrando boa confiabilidade (Goldberg e colaboradores, 1997; Jackson, 2007). Dentre todas as versões, a de 12 itens, conhecida por QSG-12 é, pela sua brevidade, a mais utilizada (Gouveia, Barbosa, Andrade & Carneiro, 2010; Jackson, 2007).

Em uma busca na base de dados Biblioteca Virtual de Saúde – Psicologia (BVS-Psi) a partir do indexador “QSG-12”, foram encontrados, ao todo, 21 artigos que utilizaram a escala. Destes, apenas quatro descreveram suas propriedades psicométricas (Borges & Argolo, 2002; Gouveia e colaboradores, 2003; Gouveia e colaboradores, 2010; Sarriera, Schwarcz & Câmara, 1996). Na sequência, os estudos serão apresentados considerando a ordem cronológica de realização.

O estudo de Sarriera e colaboradores (1996) utilizou uma amostra de 563 jovens, com idade média de 19 anos ( $DP=2,47$ ), sendo 50,4% mulheres. Por meio de análises fatoriais exploratórias, com o método de extração de componentes principais e rotação varimax, foram interpretados três fatores: Autoestima (Itens: 3, 10, 11, 12,  $\alpha=0,66$ ); Depressão (Itens: 2, 5, 7, 9;  $\alpha=0,68$ ); e Autoeficácia Percebida (Itens: 1, 4, 6, 8;  $\alpha=0,54$ ), sendo fornecida, também, a medida de consistência interna para a escala total ( $\alpha=0,80$ ). Por suas baixas qualidades psicométricas, os autores afirmam que os três fatores têm somente valor explicativo, não podendo funcionar de forma independente. É sugerido que a escala seja avaliada com base em estruturas unifatoriais ou bifatoriais, contudo sem indicar os itens que compõem a solução bifatorial.

Outro estudo, conduzido por Borges e Argolo (2002), investigou as propriedades psicométricas do QSG-12 em uma amostra de 446 adultos, com idade média de 35,3 anos ( $DP=9,71$ ), sendo destes 54,4% mulheres. A amostra total foi dividida em dois grupos, sendo um grupo de desempregados ( $n=148$ ) e outro de empregados ( $n=288$ ). Posteriormente, a amostra de empregados foi subdividida em profissionais da saúde (47,2%) e bancários (52,8%). Análises fatoriais exploratórias foram realizadas para todos os grupos. Na amostra total, foi realizada uma análise de componentes principais com rotação oblíqua. Foram retidos dois fatores, denominados Autoeficácia (Itens: 1, 3, 4, 6, 7, 8, 10, 11, 12,  $\alpha=0,85$ ) e Depressão (Itens: 2, 5, 9,  $\alpha=0,75$ ).

Para os demais grupos, foram realizadas análises fatoriais exploratórias, com o método de extração de eixos principais e rotações oblíquas. Na amostra de desempregados foram retidos dois fatores, denominados Autoeficácia (Itens: 2, 5, 6, 9, 10, 11, 12,  $\alpha=0,81$ ) e Depressão (Itens: 4, 7, 8,  $\alpha=0,66$ ). Repetido o procedimento para a amostra total de empregados e com o grupo de bancários, foram encontrados resultados semelhantes, sendo retidos, igualmente, dois fatores: Autoeficácia (Itens: 1, 3, 4, 7, 8, 10, 11, 12,  $\alpha=0,86$ ) e Depressão (Itens: 2, 5, 6, 9,  $\alpha=0,83$ ). Por fim, no grupo composto apenas pelos profissionais da saúde, os mesmos fatores se mantiveram: Depressão (Itens: 2, 5, 6, 9, 10, 11,  $\alpha=0,83$ ) e Autoeficácia (Itens: 1, 3, 4, 7, 8, 12,  $\alpha=0,78$ ). As autoras concluem que os dois fatores identificados na estrutura do QSG-12 são expressivamente correlacionados entre si. Desta forma, sugerem o uso do instrumento como uma medida unidimensional, ponderando, porém, que a estrutura bidimensional pode apresentar maior poder discriminante das dimensões avaliadas.

Considerando esses estudos prévios, Gouveia e colaboradores (2003) buscaram investigar, de forma exploratória e confirmatória, a estrutura fatorial do QSG-12 em uma amostra de 306 sujeitos da população geral, com idade média de 34,2 anos ( $DP=13,8$ ), sendo 50,4% mulheres. No estudo exploratório, os autores utilizaram o método de extração de eixos principais, com rotação oblíqua. Assim, foram retidos três fatores: Depressão (Itens: 1, 4, 7, 8, 12;  $\alpha=0,72$ ); Ansiedade (Itens: 2, 5, 9;  $\alpha=0,76$ ) e Autoeficácia (3, 4, 6, 10, 11;  $\alpha=0,76$ ). As análises fatoriais confirmatórias, por sua vez, foram conduzidas com estruturas bifatorial e unifatorial. A estrutura bifatorial

demonstrou o melhor ajuste ( $\chi^2/g.l.=6,62$ ,  $RMSR=0,15$  e  $GFI=0,81$ ).

Em outro estudo, Gouveia e colaboradores (2010) avaliaram a estrutura fatorial do QSG-12 em uma amostra de médicos brasileiros. Participaram desse estudo 7.512 médicos, sendo 63,1% homens, com idade média de 47,2 anos ( $DP=11,28$ ). Mediante análises exploratórias utilizando o método de extração de componentes principais com rotação ortogonal, foram retidos dois fatores: Depressão (Itens: 1, 2, 5, 6, 7, 9;  $\alpha=0,85$ ) e Autoeficácia (Itens: 3, 4, 8, 10, 11, 12;  $\alpha=0,82$ ). Análises fatoriais confirmatórias compararam os índices de ajuste do modelo unifatorial *versus* o modelo bifatorial exploratório. O modelo bifatorial demonstrou, novamente, melhor ajuste ( $AGFI=0,90$ ;  $CFI=0,92$  e  $RMSEA=0,088$  [IC 90%: 0,086–0,091]). Contudo, os autores indicam o uso de ambas as estruturas fatoriais do instrumento.

Os estudos prévios em relação ao QSG-12 apontam para uma ampla heterogeneidade de soluções fatoriais do instrumento, ocasionando a falta de indicações claras e consensuais sobre o número de dimensões a serem interpretadas. A denominação dada às dimensões do instrumento foi, por vezes, semelhante ao longo desses estudos. Contudo, os itens que compuseram tais dimensões variaram consideravelmente, dependendo, em parte, das variações amostrais.

Tendo em vista essas considerações, este estudo tem por objetivo contribuir para a compreensão da dimensionalidade do QSG-12. Para tanto, serão realizadas análises fatoriais exploratórias e confirmatórias em uma amostra ocupacional composta por professores escolares.

## MÉTODO

### Participantes

Participou desta pesquisa uma amostra não-probabilística por conveniência de 517 professores de 57 escolas públicas e particulares da cidade de Campina Grande, Paraíba, Brasil. Buscou-se equilibrar a amostra em relação às variáveis “sexo”, “nível de ensino” (Ensino Fundamental I, Ensino Fundamental II e Ensino Médio) e “tipo de escola” (pública e particular). Do total da amostra, 252 professores foram entrevistados em escolas públicas (estaduais e municipais) e 265 em escolas particulares. Além disso, 168 profissionais declararam-se professores do Ensino Fundamental I, 173 do Ensino Fundamental II, e 176 do Ensino Médio. Quanto às características sociodemográficas

da amostra, observou-se que 66,3% pertencem ao sexo feminino, 54,9% é casada e 50,5% possui remuneração de um a três salários mínimos. A idade dos participantes variou entre 18 e 65 anos ( $M=36,52$ ;  $DP=10,46$ ).

### Instrumentos

No presente estudo foram utilizados os seguintes instrumentos:

– Questionário de Saúde Geral – QSG-12 (Sarriera e colaboradores, 1996): O QSG-12 é versão reduzida do instrumento original, *General Health Questionnaire*, proposto por Goldberg (1972). O instrumento é composto por 12 itens, respondidos em uma escala tipo Likert de frequência. No caso dos itens negativos as respostas variam de 1 (absolutamente não) a 4 (muito mais que de costume); e no caso de itens positivos, variam de 1 (mais que de costume) a 4 (muito menos que de costume). Quanto menor o escore, portanto, melhor a condição de saúde.

– Questionário de informações complementares: foi utilizado para levantar informações biossociodemográficas, tais como idade, gênero, estado civil, grau de escolaridade, carga horária, nível de ensino, dentre outras.

### Procedimentos

O presente estudo foi realizado após parecer positivo do Comitê de Ética em Pesquisa da Universidade Estadual da Paraíba (UEPB) (protocolo n.º 0374.0.133.000-07). A coleta de dados ocorreu no ano de 2008, seguindo os critérios éticos postulados pela Resolução 196/96 do Conselho Nacional de Saúde.

Inicialmente, foi realizado um contato com os diretores das instituições particulares, no intuito de obter consentimento na participação dos professores. Referente às escolas públicas, o projeto de pesquisa foi apresentado à Secretaria Municipal e Estadual de Educação da região, recebendo avaliação positiva para a realização do estudo. Em datas agendadas, foram explicados, aos professores, os objetivos do projeto, apresentando-lhes o Termo de Consentimento Livre e Esclarecido (TCLE), juntamente com o questionário a ser respondido. Aqueles que aceitaram participar do estudo responderam aos instrumentos em um espaço físico fornecido pela escola ou levaram o instrumento para responderem em casa, deixando agendadas datas de devolução do material.

### Análise dos dados

Para atender aos propósitos analíticos do estudo, a amostra total foi dividida, de forma aleatória, em outras duas amostras. Com os dados da primeira amostra (Amostra 1), incluindo 203 participantes, procurou-se identificar a estrutura fatorial do QSG-12 de forma exploratória. Para tanto, foi realizada uma análise fatorial exploratória com o método de extração de Máxima Verossimilhança (*Maximum Likelihood*), com rotação oblíqua (*Direct Oblimin*) (Costello & Osborne, 2005). Posteriormente, utilizando a mesma técnica de extração, foi forçada uma estrutura unidimensional, conforme realizado em estudos prévios (Borges & Argolo, 2002; Gouveia e colaboradores, 2003; Sarriera e colaboradores, 1996).

Com a segunda amostra (Amostra 2), incluindo 314 participantes, foi investigada a adequação dos modelos exploratório e unifatorial. Para tanto, foi realizada uma análise fatorial confirmatória, utilizando o programa *Analysis of Moments Structures* (AMOS, v.18.0), por meio do método de estimação de Máxima Verossimilhança (*Maximum Likelihood*) (Hu & Bentler, 1998). Os seguintes índices de ajuste foram utilizados para estimação da adequação dos modelos (Hair, Anderson, Tatham & Black, 2005; Schreiber, Stage, King, Nora & Barlow, 2006):

- 1) Razão qui-quadrado por graus de liberdade ( $X^2/df$ ): ajusta o valor do qui-quadrado pelos graus de liberdade do modelo. Valores menores que 1 indicam modelos superajustados à amostra, enquanto valores maiores que 2, 3 ou ainda 5, sugerem que o modelo não é representativo dos dados.
- 2) Índice ajustado de qualidade de ajuste (AGFI): representa a discrepância entre os resíduos do modelo estimado em relação aos dados observados, ajustado pelos graus de liberdade do modelo estimado e nulo. Valores acima de 0,90 indicam ajuste.
- 3) Índice de ajuste comparativo (CFI): compara o modelo estimado com um modelo nulo ou de independência. Valores acima de 0,90 indicam ajuste.
- 4) Raiz do erro quadrático médio de aproximação (RMSEA): indica a

discrepância dos resíduos previstos e observados, caso o modelo seja estimado para a população. Valores menores de 0,06 ou 0,08 indicam ajuste.

- 5) Critério de informação Akaike consistente (CAIC): índice utilizado para comparar modelos com número distinto de construtos. Valores menores indicam melhor ajuste, parcimônia e menor propensão a superajustamento do modelo.

Médias e desvios padrão para as escalas foram calculadas com base no somatório dos itens. Medidas de consistência interna foram calculadas a partir do coeficiente *alfa* de Cronbach. As duas amostras são adequadas para realização das análises sugeridas conforme múltiplos critérios: ambas possuem mais de 200 observações (Hair, Anderson, Tatham & Black, 2005); excedem a razão de 10 observações para cada variável/item ( $n=12$ ) investigada (Pasquali, 1999), no caso da análise exploratória; e excede a razão de 10 observações para cada parâmetro estimado ( $n=27$ ), no caso da análise fatorial confirmatória (Byrne, 2010).

## RESULTADOS

Os resultados do *Teste de Esfericidade de Bartlett* ( $\chi^2=669,78$ ;  $df=66$ ;  $p<0,001$ ) e da prova de *Kaiser-Meyer-Olkin* para adequação da amostra ( $KMO=0,837$ ) indicaram que a matriz de correlações da Amostra 1 é fatorável. A análise fatorial exploratória demonstrou a existência de dois fatores oblíquos ( $r=0,41$ ), denominados Depressão e Autoeficácia, explicando aproximadamente 37% da variância dos escores. Posteriormente, a análise foi refeita forçando a extração de apenas um fator. Os resultados das análises exploratórias são apresentados na Tabela 1.

Em seguida, foram realizadas análises fatoriais confirmatórias com os dados da Amostra 2. Foram comparados os modelos exploratório e unifatorial em relação a seus índices de ajuste, conforme apontado na Tabela 2. As cargas fatoriais, médias, desvios padrão, e medidas de consistência interna para os modelos concorrentes são apresentados na Tabela 3.

Tabela 1. Fatores, cargas fatoriais dos itens, médias, desvios padrão e consistência interna

Item (cont. abreviado)	Depressão	Auto-eficácia	Bem-estar Psicológico
10 (perdido a confiança)	0,71	0,13	0,77
9 (pouco feliz, deprimido)	0,67	0,15	0,75
6 (incapaz superar problemas)	0,65	-0,28	0,44
5 (deprimido e tenso)	0,65	0,16	0,73
7 (capaz desfrutar atividades)	0,60	0,03	0,59
11 (não serve para nada)	0,60	0,09	0,64
2 (preocupações perder sono)	0,34	0,13	0,41
8 (capaz enfrentar problemas)	-0,06	0,60	0,30
4 (capaz tomar decisões)	0,05	0,55	0,38
12 (feliz)	0,00	0,48	0,30
1 (concentrar em atividades)	0,22	0,37	0,44
3 (papel útil na vida)	0,13	0,35	0,35
<i>Eigenvalues</i>	4,14	1,49	4,14
% var. explicada	- <sup>a</sup>	- <sup>a</sup>	29,33
<i>M</i>	15,98	9,44	25,43
<i>DP</i>	4,95	2,22	6,24
<i>α</i>	0,82	0,63	0,81

Nota. <sup>a</sup> Porção da variância explicada não foi estimada devido à correlação entre os fatores.

Tabela 2. Índices de ajuste dos modelos unifatorial e bifatorial baseados na estimação de máxima verossimilhança

Modelos	Índices de ajuste					
	$\chi^2$	$\chi^2/gl$	AGFI	CFI	RMSEA	CAIC
1 fator	211,15	3,91	0,84	0,82	0,096	373,14
2 fatores oblíquos*	129,24	2,43	0,90	0,91	0,068	297,98

Nota. \*Fatores Depressão e Auto-eficácia.  $\chi^2$ =qui-quadrado,  $\chi^2/gl$ =razão qui-quadrado por graus de liberdade, AGFI=índice ajustado de qualidade de ajuste, CFI=índice de ajuste comparativo, RMSEA=raiz do erro quadrático médio de aproximação, CAIC=critério de informação Akaike consistente.

Tabela 3. Fatores, cargas fatoriais e variância do item explicada pelo fator baseados na estimação de máxima verossimilhança, médias, desvios padrão e consistência interna

Item (cont. abreviado)	Depressão	Auto-eficácia	Bem-estar Psicológico
10 (perdido a confiança)	0,73(0,53)*		0,71(0,50)*
9 (pouco feliz, deprimido)	0,70(0,49)		0,67(0,45)
6 (incapaz superar problemas)	0,56(0,31)		0,56(0,31)
5 (deprimido e tenso)	0,67(0,45)		0,66(0,44)
7 (capaz desfrutar atividades)	0,56(0,31)		0,56(0,32)
11 (não serve para nada)	0,69(0,47)		0,68(0,46)
2 (preocupações perder sono)	0,41(0,17)		0,41(0,17)
8 (capaz enfrentar problemas)		0,57(0,33)	0,45(0,21)
4 (capaz tomar decisões)		0,66(0,44)*	0,46(0,21)
12 (feliz)		0,39(0,15)	0,25(0,06)
1 (concentrar em atividades)		0,52(0,27)	0,43(0,19)
3 (papel útil na vida)		0,52(0,27)	0,36(0,13)
<i>M</i>	16,27	9,47	25,74
<i>DP</i>	4,78	2,29	6,17
<i>α</i>	0,80	0,66	0,81

Nota. \*Parâmetro fixado em 1 (um) para os propósitos da análise. Entre parênteses consta a variância do item explicada pelo fator. A correlação entre as variáveis latentes Depressão e Autoeficácia é de  $r=0,62$ .

## DISCUSSÃO

Os resultados das análises fatoriais exploratórias, realizadas com a Amostra 1, sugerem uma estrutura bidimensional do QSG-12. Tal resultado corrobora os achados prévios sobre a estrutura fatorial do QSG-12, apontando uma solução bifatorial (Depressão e Autoeficácia) como a mais adequada para o instrumento (Gouveia e colaboradores, 2003; Gouveia e colaboradores, 2010). Contudo, o número e o conteúdo dos itens que compuseram essas dimensões foram, em parte, diferentes daqueles anteriormente encontrados (Borges & Argolo, 2002; Gouveia e colaboradores, 2003; Gouveia e colaboradores, 2010; Sarriera e colaboradores, 1996).

Os dois fatores encontrados neste estudo são coerentes em relação ao conteúdo dos itens, e possuem cargas fatoriais adequadas. A consistência interna foi elevada para a dimensão Depressão ( $\alpha=0,82$ ) e limítrofe para a dimensão Autoeficácia ( $\alpha=0,63$ ), embora essa seja aceitável, tendo em vista o pequeno número de itens que a compõe.

A extração de um fator para o instrumento, conforme sugerido em outros estudos (Borges & Argolo, 2002; Gouveia e colaboradores, 2003; Sarriera e colaboradores, 1996) originou resultados contraditórios. A consistência interna do fator geral é elevada ( $\alpha=0,81$ ), contudo, os itens que compuseram a dimensão Autoeficácia no modelo bidimensional apresentaram cargas fatoriais baixas no modelo unidimensional, sugerindo pouca covariância com esse fator.

As análises fatoriais confirmatórias conduzidas com a Amostra 2 elucidam, em parte, esse impasse. Os índices resultantes dessas análises permitem comparar os modelos concorrentes, estimando aquele mais condizente com a matriz observada dos dados. Novamente, os resultados sugerem a maior plausibilidade de uma estrutura bidimensional do instrumento. Conforme a Tabela 2, o modelo com dois fatores oblíquos apresenta menor discrepância entre as matrizes observada e estimada (AGFI=0,90), difere em maior grau do modelo nulo (CFI=0,91) e possui menores valores residuais (RMSEA=0,068) quando comparado ao modelo unifatorial (AGFI=0,84; CFI=0,82; e RMSEA=0,096).

Mesmo considerando a correlação moderada observada entre os fatores Depressão e Autoeficácia ( $r=0,41$  para a Amostra 1, e  $r=0,62$  para a Amostra 2), os valores do critério de informação Akaike consistente (CAIC) indicam que

o modelo bidimensional é mais parcimonioso (CAIC=297,98) em relação ao modelo unidimensional (CAIC=373,14). A hipótese de o modelo ser superajustado à amostra é descartada, observando-se o valor da razão do qui-quadrado pelos graus de liberdade ( $X^2/gl=2,43$ ). Em síntese, o modelo com dois fatores proporciona informações de melhor qualidade em comparação à solução unifatorial.

## CONSIDERAÇÕES FINAIS

No Brasil, diversos estudos investigaram a estrutura fatorial do QSG-12, não havendo consenso em relação ao número de dimensões do instrumento e dos itens que as compõem (Borges & Argolo, 2002; Gouveia e colaboradores, 2003; 2010; Sarriera e colaboradores, 1996). O presente estudo teve por objetivo investigar, baseado em técnicas exploratórias e confirmatórias, a estrutura fatorial do QSG-12 em uma amostra de professores escolares. Ambas as técnicas demonstraram que a estrutura unidimensional do instrumento é plausível. Entretanto, a estrutura bidimensional refletiu de forma mais adequada os padrões de covariância entre os itens, possibilitando, assim, uma interpretação mais específica e acurada dos construtos avaliados. Tais resultados demonstram que o QSG-12 apresenta características psicométricas adequadas, sendo um instrumento válido e fidedigno para se avaliar níveis de diferentes construtos do bem-estar psicológico.

Embora este estudo corrobore achados prévios de Gouveia e colaboradores (2003, 2010) sobre a estrutura bidimensional do QSG-12, os itens que compuseram tais fatores e a interpretação dos construtos avaliados variaram consideravelmente nesses estudos. As diferenças na composição dos fatores do QSG-12 são provavelmente derivadas de variações amostrais, indicando uma limitação do instrumento que necessita ser mais bem considerada em estudos futuros.

Considerando que o presente estudo teve a limitação de investigar a estrutura fatorial do QSG-12 em uma amostra ocupacional específica (professores), esses impasses não puderam ser contemplados. Sugere-se que estudos futuros comparem diferentes composições fatoriais encontradas nos estudos prévios sobre o QSG-12 em amostras com maior variabilidade em relação ao *status* de saúde, segmentos ocupacionais, nível educacional e idade. O uso de análises fatoriais confirmatórias de caráter multigrupo que venham a

avaliar a estabilidade dimensional do instrumento em diversas amostras também são sugeridas. Tais alternativas poderão contribuir para a identificação de um modelo generalizável para o QSG-12.

#### REFERÊNCIAS

- Borges, L. O. & Argolo, J. C. T. (2002). Adaptação e validação de uma escala de bem-estar psicológico para uso em estudos ocupacionais. *Avaliação Psicológica*, 1(1), 17-27.
- Byrne, B. (2010). *Structural equation modeling with Amos: Basic concepts, applications and programming*. 2ª ed. New York: Routledge, Taylor & Francis Group.
- Costello, A. B. & Osborne, J. W. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: Four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment Research & Evaluation*, 10(7), 1-9.
- Custódio, E. M. (2002). Avaliação psicológica no setor da saúde. Em R. Primi (Org.), *Temas em avaliação psicológica* (pp. 17-25). Campinas: Instituto Brasileiro de Avaliação Psicológica.
- Goldberg, D. P. (1972). *The detection of psychiatric illness by questionnaire*. Londres: Oxford University Press.
- Goldberg, D. P., Gater, R., Sartorius, N., Ustun, T. B., Piccinelli, M., Gureje, O. & Rutter, C. (1997). The validity of two versions of the GHQ in the WHO study of mental illness in general health care. *Psychological Medicine*, 27, 191-197.
- Gouveia, V. V., Chaves, S. S. S., Oliveira, I. C. P., Dias, M. R., Gouveia, R. S. V. & Andrade, P. R. (2003). A utilização do QSG-12 na população geral: Estudo de sua validade de construto. *Psicologia: Teoria e Pesquisa*, 19(3), 241-238.
- Gouveia, V. V., Barbosa, G. A., Andrade, E. O. & Carneiro, M. B. (2010). Factorial validity and reliability of the General Health Questionnaire (GHQ-12) in the Brazilian physician population. *Cadernos de Saúde Pública*, 26(7), 1439-1445.
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L. & Black, W. C. (2005). *Análise multivariada de dados*. A. S. Sant'Anna & A. C. Neto (Trad). Porto Alegre: Bookman.
- Hankins, M. (2008). The reliability of the twelve-item general health questionnaire. *BMC Public Health*, 8, 355-361.
- Hu, L. T. & Bentler, P. M. (1998). Fit indices in covariance structure modelling: Sensitivity to underparametrized model misspecification. *Psychological Methods*, 3(4), 424-453.
- Huppert, F. A., Walters, D. E., Day, N. E. & Elliott, B. J. (1989). The factor structure of the General Health Questionnaire (GHQ-30): A reliability study on 6317 community residents. *British Journal of Psychiatry*, 155, 178-185.
- Jackson, C. (2007). The General Health Questionnaire. *Occupational Medicine*, 57(1), 79.
- Kilic, C., Rezaki, M., Rezaki, B., Kaplan, I. & Özgen, G. (1997). General Health Questionnaire (GHQ12 & GHQ28): Psychometric properties and factor structure of the scales in a Turkish primary care sample. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 32, 327-331.
- Pasquali, L. (1999). *Instrumentos psicológicos: Manual prático de elaboração*. Brasília: LabPAM; IBAPP.
- Pasquali, L., Gouveia, V. V., Andriola, W. B. Miranda, F. J. & Ramos, A. L. M. (1994). Questionário de Saúde Geral de Goldberg (QSG): Adaptação brasileira. *Psicologia: Teoria e Pesquisa*, 10(3), 421-438.
- Sarriera, J. C., Schwarcz, C. & Câmara, S. G. (1996). Bem-estar psicológico: Análise fatorial da escala de Goldberg (GHQ-12) numa amostra de jovens. *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 9(2), 293-306.
- Schreiber, J. B., Stage, F. K., King, J., Nora, A. & Barlow, E. A. (2006). Reporting structural equation modeling and confirmatory factor analysis results: A review. *The Journal of Educational Research*, 99(6), 324-337.

Recebido em outubro de 2010  
Reformulado em abril de 2011  
Aceito em maio de 2011

