



Psicologia: Reflexão e Crítica

ISSN: 0102-7972

prcrev@ufrgs.br

Universidade Federal do Rio Grande do Sul
Brasil

Yoshida Medici Pizão, Elisa; Colugnati Basile, Fernando Antonio
Questionário de Crenças Irracionais e Escala de Crenças Irracionais: Propriedades Psicométricas
Psicologia: Reflexão e Crítica, vol. 15, núm. 2, 2002, pp. 437-445
Universidade Federal do Rio Grande do Sul
Porto Alegre, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=18815220>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica
Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal
Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

Questionário de Crenças Irracionais e Escala de Crenças Irracionais: Propriedades Psicométricas

Elisa Medici Pizão Yoshida^{1,2}

Pontifícia Universidade Católica de Campinas

Fernando Antonio Basile Colugnati

Universidade Federal de São Paulo

Resumo

São estimadas e comparadas as propriedades psicométricas de versões em português de duas medidas de crenças irracionais: Questionário de Crenças Irracionais (QCI) e Escala de Crenças Irracionais (ECI). Oitocentos universitários completaram os instrumentos, além do Questionário de Saúde Geral de Goldberg (QSG) como critério de validade discriminante. Os resultados mostram que os dois instrumentos têm boa consistência interna, boa estabilidade de teste e reteste, mas nenhum deles correlaciona-se significativamente com o QSG. Análise do componente indica estrutura de fator único com 16 dos 20 itens da escala apresentando altas cargas num mesmo fator. Os resultados sugerem que os dois instrumentos são adequados para uso com amostras de diferentes sexos e a amostra geral. Os demais itens necessitarão ser adaptados ou modificados. Recomenda-se que o QCI seja utilizado na avaliação de crenças irracionais de sujeitos brasileiros e que novas pesquisas de validade sejam realizadas. *Palavras-chave:* Crenças irracionais; avaliação de crenças irracionais; propriedades psicométricas; validade discriminante.

Irrational Beliefs Questionnaire and Irrational Belief Scale: Psychometric Properties

Abstract

The study aimed to estimate and compare the psychometric properties of the Portuguese versions of two self-report measures: the Irrational Belief Questionnaire (IBQ) and the Irrational Belief Scale (IBS). Eight hundred college students completed both instruments besides the Goldberg's General Health Questionnaire (GHQ) as criterion of the discriminant validity. Results show that both instruments have good internal consistency, good reliability, but none of them correlated significantly with the GHQ. The IBS principal component analysis indicates a factor structure with 16 out of the 20 scale's items high loading on the same factor in at least one of the sexes and the general sample. It is suggested that the IBS should be preferred to the IBQ for assessment of Brazilians subjects and that further research on validity should be carried out.

Keywords: Irrational beliefs; irrational beliefs assessment; psychometric properties; validation; reliability.

O estudo teve como objetivo estimar e comparar as propriedades psicométricas de versões em português de dois instrumentos desenvolvidos para avaliar crenças irracionais: o *Irrational Belief Questionnaire* – IBQ (Newmark, Frerking, Cook & Newmark, 1973), aqui denominado de *Questionário de Crenças Irracionais* ou QCI, e a *Irrational Belief Scale* - IBS (Malouff & Schutte, 1986), aqui chamada de *Escala*

experiences), o *B* a crenças (*Beliefs*). As crenças cognitivas, emocionais e comportamentais de uma pessoa pode reagir com crenças irracionais, criando consequências emocionais e comportamentais inadequadas - a C com suas consequências inapropriadas e a B com suas consequências irracionais - iC (Ellis, 1962).

empiricamente, sendo que algumas tentativas de se criar instrumentos para medi-las não revelaram validade discriminante adequada, como por exemplo, o *Rational Behavior Inventory* – RBI (Shorkey & Whiteman, 1977) ou o *Questionário de Crenças Irracionais* – QCI, proposto por Newmark e colaboradores (1973).

O RBI (Shorkey & Whiteman, 1977) foi desenvolvido com o propósito de avaliar os pacientes e planejar e avaliar RETs. É um inventário de tipo *self-report*, com respostas em escala *Likert* de 5 pontos, constituído de 38 itens distribuídos por 11 fatores (sub-escalas), sendo que um mesmo item aparece em duas sub-escalas. Elas se referem respectivamente a: 1) avaliação da seriedade de situações frustrantes; 2) sentimentos de culpa e atribuição de culpa a outros por desvios de costumes e valores tradicionais; 3) demanda por perfeccionismo em todas as áreas do comportamento; 4) quadro de referências do qual o indivíduo faz juízo de valor sobre seus atributos, idéias e comportamentos; 5) demanda de que todas as pessoas preocupem-se e ajudem umas às outras; 6) tendência a responsabilizar e culpar a si e a outros por enganos, pecados e erros; 7) habilidade para conter tendência de esquiva aceitando dificuldades e trabalho em tarefas desprazíveis; 8) aceitação de independência em tomada de decisão e aceitação de conseqüências de ações ou decisões; 9) tendência a se perturbar com avaliações negativas de atributos pessoais e circunstâncias de vida; 10) tendência a se perturbar com possíveis infortúnios futuros, independentemente da probabilidade de sua ocorrência; 11) crenças relacionadas ao controle sobre as emoções.

Para explorar a validade do RBI, os autores aplicaram-no, inicialmente, em 40 profissionais que realizavam *workshop* de um dia sobre RET, conduzido por Albert Ellis. Esperavam que os participantes apresentassem escores mais altos ao final do *workshop*, quando comparados aos obtidos antes do seu início. No entanto, apesar de se tratarem de profissionais e de terem respondido ao inventário imediatamente após as conferências sobre RET, obtiveram

de aprendizado, mas que novas pesquisas deveriam ser conduzidas.

Quanto ao QCI (Newmark & cols., 1973), composto por 11 frases afirmativas referentes às crenças irracionais, é uma versão algo modificada do *Questionário de Crenças Irracionais de Ellis*, de MacDonald e Garfield (1966), em Newmark & cols., 1973). Para cada frase, o sujeito deve escolher entre a alternativa verdadeira e a falsa, que quanto mais respostas positivas às frases, maior a irracionalidade. Por conseguinte, mais comprometida sua adaptação.

Para verificar a validade discriminante, foi aplicado a três grupos de sujeitos dos quais: do grupo de pacientes internados em hospital psiquiátrico com sintomatologia neurótica ($N=120$) e com diagnóstico ajustamento caracterológico ($n=98$), segundo um grupo ($N=120$) considerado normal, composto de estudantes universitários. Os qui-quadrados indicaram que o grupo neurótico acatou mais as frases irracionais, em contraste com os grupos de controle e de desordem de personalidade, que não aceitaram tantas delas. Além disto, o grupo neurótico apresentou uma frequência significativa maior de aceitação das frases irracionais quando comparado tanto ao grupo de normalidade quanto ao caracterológico. E estes dois últimos grupos apresentaram frequência de rejeição bastante semelhante para os 11 itens.

Apesar das limitações evidenciadas por estes estudos, ele já foi utilizado em nosso meio em pesquisas, como, por exemplo, a de Calais (1997), que estudou a relação entre crenças irracionais e habilidades de resolução pelo número de escolhas/rejeições das frases irracionais sociométricas envolvendo um grupo de estudantes universitários, ou a de Pinto (1996), em que a crença irracionais foi considerada uma variável importante em pacientes com vitiligo.

Um terceiro instrumento, empiricamente desenvolvido, a *Escala de Crenças Irracionais* – ECI, desenvolvido por Schutte (1986). Segundo os autores, houve

coeficientes de correlação produto-momento para os dois sexos igual a 0,89.

Em relação à validade, estudos indicaram associação da escala com outras medidas de crenças irracionais. Por exemplo, estimou-se os coeficientes de correlação produto-momento entre a ECI e o *Irrational Beliefs Test* de Jones (1969, citado em Malouff & Schutte, 1986), em amostra composta por 31 homens e 25 mulheres, estudantes de psicologia, com idade média de 20,20 anos e $dp=4,30$, tendo-se obtido $r(55)=0,55$, $p<0,001$. Além disto, os autores solicitaram aos 300 sujeitos referidos no estudo da consistência interna, para que completassem a *Social Desirability Scale* de Crowne e Marlowe (1964, citado em Malouff & Schutte, 1986), um instrumento de 33 itens, teoricamente não relacionado a crenças irracionais. Do total, 243 sujeitos responderam a todos os itens das duas escalas cujo coeficiente de correlação produto-momento resultante foi igual a $r(242)=-0,27$, $p<0,001$. Ou seja, escores de alta sociabilidade correlacionaram-se com baixos escores de crenças irracionais.

Em outro estudo estimou-se a associação das crenças irracionais com depressão (Malouff & Schutte, 1986). A amostra foi constituída de 47 pacientes (19 homens) que procuravam tratamento para depressão e 6 não-pacientes (3 homens), estudantes universitários. A idade média dos pacientes era de 38,89 anos, $dp=8,57$ enquanto que dos não-pacientes de 35,67 anos e $dp=3,33$. A medida de depressão usada, realizada de forma independente por um amigo íntimo ou parente do sujeito, consistiu numa escala de avaliação comportamental da depressão (Malouff, 1984, citado em Malouff & Schutte, 1986), contendo nove índices comportamentais de depressão, como por exemplo “expressão facial triste”. Obteve-se associação significativa entre os escores de crenças irracionais e os de depressão para toda a amostra ($r(52)=0,30$, $p<0,02$), assim como para o grupo de pacientes ($r(46)=0,22$, $p<0,08$).

Outros estudos estimaram a associação entre depressão e ansiedade (Templeman, 1990), depressão e bulimia

se que a verificação de suas qualidades em amostras brasileiras não deva ser feita. As medidas empíricas são sujeitas a variações em diversas ou mesmo em uma mesma medida compara medidas realizadas em contextos diferentes (Anastasi & Urbina, 1997).

Considerando portanto o fato de que o instrumento sendo utilizado em nosso estudo não possui consistência interna, precisão de teste-reteste, medidas de validade, buscamos validar este instrumento à nossa realidade brasileira em um estudo comparativo das propriedades deste instrumento com as de outros instrumentos revelado anteriormente superiores. Assim, poder-se-ia constituir em critério de validade. No sentido, selecionou-se o QCI e o QCI de investigação psicométrica para a validação.

Como medida de critério de validade discriminante optou-se pelo QCI de *Geral de Goldberg – QSG* (Paschoa, 1999). Miranda & Ramos, 1999, afirmam que o comprometimento do funcionamento psicológico mostrado na prática clínica associada a crenças irracionais. Por outro lado, é uma adaptação brasileira realizada com amostra de universitários, semelhante a

Método

Participantes

A amostra é constituída por 838 estudantes de cursos de psicologia, fonoaudiologia, enfermagem superior e administração de empresas, de uma particular do estado de São Paulo. A amostra inclui cursos diurnos e os dois últimos anos de curso. O sexo, 64,4% são femininos ($n=539$) e 35,6% são masculinos ($n=302$). Dos 838 que informaram sua situação de emprego, 61,2% trabalham em

represente adequadamente os estudantes universitários brasileiros.

Instrumentos

Questionário de Crenças Irracionais - QCI (Newmark & cols., 1973) - consiste de 11 frases afirmativas que se referem a crenças irracionais propostas por Albert Ellis, às quais o sujeito deve responder com as alternativas V (verdadeiro) ou F (falso). Quanto maior o número de Vs assinalados mais irracional é considerado o seu funcionamento emocional.

Escala de Crenças Irracionais - ECI (Malouff & Schutte, 1986; Schutte & Malouff, 1995) - composta de 20 itens aos quais o sujeito deve responder através de uma escala *Likert* de 5 pontos que vai de *discordo fortemente* (1), a *concordo fortemente* (5). A soma de pontos pode variar entre 20 e 100 pontos, estando os maiores índices associados a mais crenças irracionais.

Questionário de Saúde Geral de Goldberg - QSG (adaptação brasileira) (Pasquali & cols., 1996) - foi desenvolvido com o propósito de identificar o perfil sintomático de saúde mental de pessoas com distúrbios psiquiátricos não extremados. De tipo *self-report*, consta de 60 itens aos quais o sujeito deve responder através de escala de tipo *Likert* de 4 pontos, em que as alternativas podem variar um pouco em função do teor da pergunta. A avaliação realizada com a ajuda de um crivo ou de computador se dá inicialmente através da obtenção do escore bruto de cada um dos cinco fatores (1. *stress* psíquico, 2. desejo de morte, 3. desconfiança no desempenho, 4. distúrbios do sono e 5. distúrbios psicossomáticos), bem como do escore bruto geral do questionário. A seguir, obtêm-se os escores sintomáticos dividindo-se a soma das respostas que compõem o fator pelo número de itens que o fator tem. Protocolos com 10% ou mais questões não respondidas são desprezados. Uma tabela de escores percentílicos indica o perfil dos sintomas de distúrbios de saúde do sujeito em relação à norma.

previamente combinado com o professor. A Iniciação Científica apresentava-se à classe e os objetivos da pesquisa, esclarecia tratar-se de voluntária e enfatizava a preservação dos dados dos sujeitos. Além disso, informava sobre a possibilidade de uma segunda aplicação dos instrumentos e o reteste, após um mês. Para aqueles que não queriam participar, pedia o preenchimento de um formulário de Consentimento Livre e Esclarecido. Aos que concordavam, solicitava que se retirassem da sala após a aplicação dos instrumentos.

O reteste foi realizado depois de um mês com a mesma parte da amostra ($n=87$).

Resultados

Consistência Interna

Para estimar a consistência interna dos instrumentos foram utilizados o *alpha* de Cronbach e a correlação inter-item, calculados para ambos os sexos. Para a ECI utilizou-se a correlação por pontos e para o QCI, por se tratar de respostas binárias (V ou F, ou 1 e 0 respectivamente), utilizou-se a correlação Tetracórica, adequada para este tipo de dados.

Para a ECI, o *alpha* masculino é ligeiramente menor que o feminino, respectivamente, 0,78 e 0,79, e para a amostra geral é 0,73. A correlação inter-item para as duas subamostras (0,15 para sujeitos masculinos e 0,13 para femininos), assim como para a amostra geral (0,14), e tal fato será evidenciado na análise de reteste.

Para o QCI a diferença entre os sexos é pequena, maior, 0,74 (M) e 0,70 (F), e o índice geral é 0,72. As correlações médias se apresentaram bastante altas que na ECI (0,21/M; 0,19/F; 0,20/G), sendo muito fracas.

Precisão de Teste-Reteste

A precisão do teste-reteste foi feita com

Tabela 1
Resumo dos Escores do QSG, ECI e QCI, por Sexo e no Geral

Variável	N	m	dp	Mínimo
Sexo Masculino				
Qsg G	302	1,74	0,36	1
Qsg 1	302	1,94	0,56	0,11
Qsg 2	302	1,26	0,48	0,11
Qsg 3	302	1,92	0,44	1
Qsg 4	302	1,45	0,49	0,13
Qsg 5	302	1,62	0,40	1
Esceci	300	59,47	11,39	21
Escqci	291	3,87	2,11	0
Sexo Feminino				
Qsg G	547	1,83	0,38	0,18
Qsg 1	547	2,08	0,59	0,15
Qsg 2	547	1,32	0,49	0,11
Qsg 3	547	1,99	0,46	0,16
Qsg 4	547	1,59	0,60	0,16
Qsg 5	547	1,78	0,43	1
Esceci	543	59,78	10,28	26
Escqci	535	3,50	1,94	0
Geral				
Qsg G	849	1,80	0,38	0,18
Qsg 1	849	2,03	0,58	0,11
Qsg 2	849	1,30	0,48	0,11
Qsg 3	849	1,97	0,46	0,16
Qsg 4	849	1,54	0,57	0,13
Qsg 5	849	1,72	0,42	1
Esceci	843	59,67	10,68	21
Escqci	826	3,63	2,01	0

que não há uma diferença muito grande entre as médias e os *dps* nos sexos masculino e feminino, mostrando uma certa estabilidade destes escores quanto ao sexo.

A Tabela 2 apresenta os coeficientes de correlação de Spearman dos escores estudados. Nota-se que as

correlações só são consideradas significativas para o QSG, que variam entre 0,56 e 0,78, sendo este um indicador da validade convergente da escala (Anastasi & Urbina, 2000). As correlações da ECI e do QCI e o QSG, com os demais escores, mostram correlação presente

No que diz respeito ao grau de associação entre a ECI e o QCI é apenas moderada (0,47) indicando que estes instrumentos estariam medindo constructos algo diferentes entre si.

Validade de Constructo: Estudo 2

Este tópico trata apenas da análise fatorial (AF) da ECI, já que devido à natureza dicotômica dos dados do QCI, os métodos clássicos de AF não se empregam. A dificuldade computacional das técnicas alternativas, como por exemplo a AF sobre a matriz de correlação estimada pelos coeficientes de correlação tetracórica, inviabilizaram este tipo de análise.

As análises com a ECI foram realizadas em cada sexo e de forma geral a fim de se observar a invariância da estrutura.

A Figura 1 apresenta os autovalores das amostras: masculina, feminina e geral. A presença de um fator único é

Pode-se dizer que existe uma estrutura logo a escala é basicamente unidimensional de forma não muito marcante, apesar de sensível no sexo masculino.

A Tabela 4 apresenta as cargas fatoriais. Observa-se novamente que a estrutura não é mais marcante no primeiro fator que as demais (geral).

Apesar do desequilíbrio das amostras, os coeficientes de consistência interna são semelhantes: 0,78 (M) e 0,76 (F). Em geral, encontram-se acima de 0,75, considerando este tipo de instrumento. Quanto ao grau de boa confiabilidade para a escala, apesar de por Malouff e Schutte (1986) ($\alpha=0,80$),

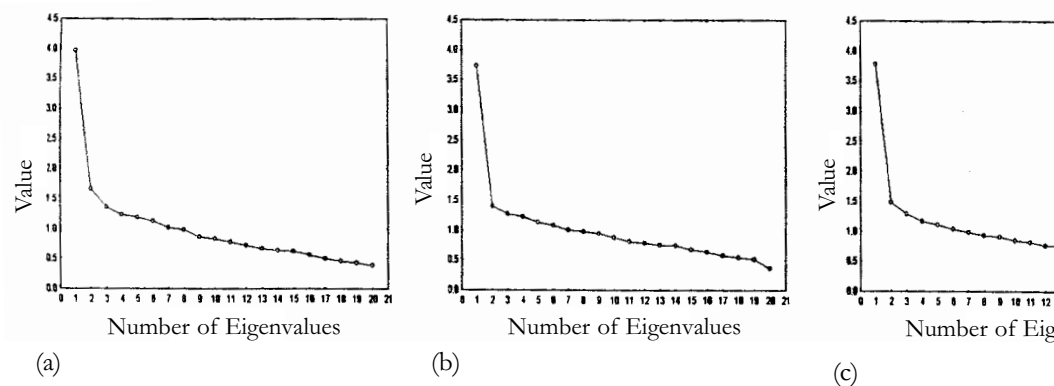


Figura 1. Representação gráfica dos autovalores da análise fatorial, (a) masculino, (b) feminino, (c) geral.

Tabela 3

Autovalores da Análise Fatorial por Sexo e no Geral, da ECI

ECI	Autovalores (1º e 2º)	% acumulada da Var.
Masculino	3,97	19,85
	1,67	28,18
Feminino	3,73	18,65
	1,40	27,62

Tabela 4

Cargas Fatoriais (2 primeiros fatores), por Sexo e no Geral, para a ECI

Grupo	Masculino		Feminino		C
Item	Fator 1	Fator 2	Fator 1	Fator 2	Fator 1
1	0,346	0,118	0,277	0,275	0,295
2	0,481	-0,114	0,287	0,156	0,365
3	0,407	0,049	0,377	0,156	0,387
4	0,401	-0,191	0,386	0,420	0,374
5	0,400	-0,382	0,408	0,296	0,400
6	0,467	-0,154	0,507	-0,276	0,491
7	0,486	-0,108	0,530	-0,218	0,518
8	0,639	0,053	0,625	-0,162	0,626
9	0,164	-0,540	0,182	0,590	0,170
10	0,469	0,172	0,323	-0,319	0,385
11	0,397	-0,419	0,449	0,073	0,433
12	0,379	0,172	0,511	0,066	0,450
13	0,403	-0,146	0,483	-0,279	0,452
14	0,577	0,057	0,654	-0,087	0,624
15	0,449	0,469	0,346	-0,037	0,389
16	0,622	0,196	0,459	-0,006	0,526
17	0,372	-0,237	0,364	0,038	0,373
18	0,415	0,386	0,439	-0,051	0,432
19	0,201	-0,562	0,195	0,538	0,192
20	0,536	0,294	0,478	-0,136	0,502

Quanto ao QCI, verifica-se que os α s da amostra geral (0,71) e das amostras por sexo (0,74 e 0,70) encontram-se abaixo dos obtidos para a ECI, o que fala a favor daquela escala como instrumento mais preciso em nosso meio. Além disto, não foram encontrados outros estudos voltados para a estimativa da fidedignidade do QCI, que permitissem a comparação da consistência com a obtida em outras situações sócio-culturais.

Quanto à precisão de teste e reteste, segundo o sexo, ficou bastante prejudicada pelo desequilíbrio numérico das amostras. Porém, os índices com a amostra geral sugerem boa constância no tempo para os dois instrumentos ainda

melhores índices, tanto no que diz respeito à consistência interna, quanto à consistência no tempo.

Quanto à validade de construção, a análise de análise fatorial e validação cruzada, anteriormente referido, foi realizada com a ECI, cuja estrutura de fatores foi determinada neste tipo de análise.

Quanto ao QCI, o índice α foi de 0,47 com a ECI. As amostras apresentam correlação moderada com a ECI, sugerindo portan-

A análise fatorial mostrou que a versão em português da ECI é unidimensional, encontrando-se a maioria de seus itens agrupados em torno de um fator. No entanto, não se pode utilizar em nosso meio a tradução pura e simples da original, já que o percentual, relativamente modesto de explicação da variância acumulada pelo fator (18,89% para a amostra geral), sugere representatividade apenas aceitável dele. Ou seja, o conjunto de itens representados no fator principal estaria medindo características que também guardam associação com outros constructos, que não necessariamente as crenças irracionais.

A análise das cargas de cada item permite uma visão mais detalhada da estrutura da escala. Focalizando inicialmente as cargas fatoriais dos itens na amostra geral verifica-se que:

1) dentre os 20 itens, apenas 3 (1, 9 e 19) não apresentam a carga mínima de 0,30, esperada para itens representativos do fator (Pasquali, 1999);

2) os Itens 9 e 19 apresentam alta saturação no segundo fator, sendo que nos dois casos a correlação é negativa. O Item 9 corresponde à afirmação de que “é melhor esperar do que tentar melhorar uma situação ruim da vida”; enquanto segundo o 19, “é melhor ignorar os problemas pessoais do que tentar resolvê-los”. Isto é, nos dois casos as afirmações relacionam-se a uma atitude passiva frente ao infortúnio, com forte matiz depressivo. Conforme já referido, têm sido verificadas associações das crenças irracionais com depressão, embora na versão original estes itens tenham apresentado maior correlação no fator principal;

3) o Item 1 apresenta carga fatorial próxima do limite mínimo no primeiro fator e também correlaciona-se negativamente com o segundo, mas também aqui de forma insuficiente. Quanto ao seu conteúdo (para ser uma pessoa de valor preciso ser totalmente competente em tudo o que faço), necessita provavelmente de uma adaptação na sua formulação, deixando mais explícita a crença irracional subjacente;

4) as cargas dos demais itens oscilam entre 0,36 (Item 2)

2) os Itens 9 e 19 não apresentam carga no primeiro fator mas apresentam alta correlação com o segundo fator, como verificado para a amostra masculina;

3) os Itens 15 e 18 também apresentam cargas positivas no Fator 2, o que pode ser motivado pelo quanto à compreensão de sua representatividade para o sexo masculino.

4) os Itens 5 e 11 têm alta representação no Fator 2. Como no caso dos Itens 9 e 19 esta carga reflete o sentimento de impotência frente à inabilidade de fatos, o que é característico de estados depressivos. Algumas de minhas maneiras de agir são tais que eu nunca poderia mudá-las; 11- muitos eventos da vida me influenciam tão intensamente que é impossível mudar.

Quanto à amostra feminina, encontramos diferenças com a amostra geral no que respeita às cargas dos itens, pois:

1) além dos Itens 1, 9 e 19, apenas o Item 10 apresenta carga fatorial mínima de 0,30 no primeiro fator, com valor estar próximo (0,29);

2) o Item 4 apresenta maior covariância com o segundo fator (17% contra 15% no Fator 1), em acordo com a amostra geral;

3) o Item 10 apresenta covariâncias negativas com os dois fatores, respectivamente -0,25 com o primeiro e -0,20 com o segundo, embora no primeiro fator a associação seja positiva e no segundo negativa.

Com base na análise realizada, sugere-se para a versão brasileira da escala os itens com carga fatorial mínima de 0,30 no primeiro fator. Uma das amostras por sexo e na amostra geral com este critério comporiam a escala os Itens 3, 5, 6, 7, 8, 10, 11, 12, 13, 14, 15, 16, 17, 18, 19.

Tomados em conjunto, estes itens definem um perfil comportamental aceitável do construto de crenças irracionais, constituindo-se em medida válida e confiável para populações de estudantes universitários com perfil semelhante ao da amostra estudada.

Quanto à validade discriminante, verifica-se índice de correlação superior entre o QSG e a ECI se comparado ao observado entre o QSG e o QCI. Mas, ainda assim, a correlação é fraca (0,36). Com base neste índice, é possível cogitar que as crenças irracionais contribuam apenas em situações específicas de sintomas atuais de *stress* psíquico, desejo de morte, desconfiança no próprio desempenho, distúrbio do sono e distúrbio psicossomático, componentes do QSG. E neste sentido, os resultados estariam sugerindo que as crenças irracionais e os aspectos de saúde geral, medidos pelo QSG, constituem expressões de fenômenos psíquicos independentes que detêm entre si índices modestos de associação.

Conclusões

Pode-se dizer deste primeiro estudo de validação da versão em português da ECI e do QCI que, embora os dois instrumentos apresentem boas qualidades psicométricas, a ECI demonstrou melhores índices de precisão (tanto de consistência interna, quanto de teste e reteste), além de sua estrutura (respostas em escala *Likert*) facilitar a análise fatorial, que oferece uma medida mais segura da validade de constructo.

Para sujeitos com o perfil semelhante aos da amostra estudada (jovens, universitários, de ambos os sexos), a versão brasileira deve integrar os 16 itens que apresentaram maior representatividade do constructo, sendo que os demais deverão sofrer adaptações e modificações.

O conjunto dos itens modificados deverá ser novamente submetido à investigação empírica, para o estabelecimento de sua validade.

Para populações com características diferentes como, por exemplo, pacientes de serviços voltados para a saúde mental, distúrbios psicossomáticos, ou idosos, novas pesquisas deverão ser realizadas para a definição da forma mais viável da escala. Recomenda-se, portanto, a continuidade das investigações em torno da validação da ECI e do QCI para populações não estudadas.

Referências

- Anastasi, A. & Urbina, S. (2000). *Testes psicológicos* (Trad.). Porto Alegre: Artes Médicas.
- Calais, S. L. (1997). *Crenças irracionais*. Dissertação de Mestrado não-publicada. Psicologia, Pontifícia Universidade Católica de São Paulo, SP.
- Ellis, A. (1993). Reflections on rational-emotive therapy (Org.), *Cognitive and constructive psychology* (pp. 69-73). New York: Springer.
- Ellis, A. (1995). Changing rational-emotive therapy (REBT). *Journal of Behavior Therapy*, 13, 85-89.
- Malouff, J. M. & Schutte, N. S. (1986). A measure of irrational belief. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54(6), 860-862.
- Malouff, J. M., Valdenegro, J. & Schutte, N. S. (1989). A measure of irrational belief. *Journal of Behavior Therapy*, 5, 189-193.
- Mayhew, R. & Edelman, R. J. (1989). Coping strategies in relation to coping population. *Personality and Individual Differences*, 10, 101-110.
- Newmark, C. S., Frerking, R. A., Cook, R. J. (1989). Assessment of Ellis' Irrational Beliefs. *Journal of Clinical Psychology*, 29, 300-305.
- Pasquali, L. (Org.) (1999). *Instrumentos de avaliação psicológica*. Brasília: LabPAM/IBAPP.
- Pasquali, L., Gouveia, V. V., Andriola, W. (1996). *Questionário de saúde geral de G. S. Pasquali*. São Paulo: Casa do Psicólogo.
- Pinto, W. N. R. (1996). *Stress e qualidade de vida*. Dissertação de Mestrado não-publicada, Curso de Psicologia, Pontifícia Universidade Católica de São Paulo.
- Rorer, L. G. (1989a). Rational-emotive therapy: A philosophical basis. *Cognitive Therapy and Research*, 13, 52-53.
- Rorer, L. G. (1989b). Rational-emotive therapy: A philosophical basis. *Cognitive Therapy and Research*, 13, 52-53.
- Schutte, N. S. & Malouff, J. M. (1995). A measure of irrational belief (Orgs.), *Journal of Personality and Social Psychology* (pp. 432-435). New York: Plenum.
- Shorkey, C. T. & Whiteman, V. L. (1978). Behavior Inventory: Initial validation. *Psychological Measurement*, 37, 527-531.
- Templeman, T. L. (1990). Relationship between depression and anxiety in hospital outpatients. *Emotive and Cognitive-Behavior Therapy*, 18, 1-10.
- Warren, R. & Zgourides, G. (1989). Factorial structure of the Malouff and Schutte Beliefs Inventory. *Journal of Personality and Social Psychology*, 56(2), 281-288.