



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). Oitocentas universitárias completaram os instrumentos, além do Questionário de Saúde Geral de Goldberg (QSG), como critério externo da validade discriminante. Os resultados mostram que os dois instrumentos têm boa consistência interna, fiabilidade e validade de teste e reteste, mas nenhum deles correlaciona-se significantemente com o QSG. Análise do componente principal indica estrutura de fator único com 16 dos 20 itens da escala apresentando altas cargas num mesmo fator, semelhante ao que ocorre entre os sexos e a amostra geral. Os demais itens necessitarão ser adaptados ou modificados. Recomenda-se que o QCI seja preferido à ECI 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; validação.

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 measures of irrational beliefs: the Irrational Belief Questionnaire (IBQ) and the Irrational Belief Scale (IBS). Eight hundred university 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, reliability, and test-retest validity, 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 group, similar to the sex and the general sample. It is suggested that the IBS should be preferred to the IBQ for assessing 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 de Crenças Irracionais ou ECI*.

experiências), o *B* a crenças (*Beliefs*), o *A* a cognitivas, emocionais e comportamentais e o *C* a pessoa pode reagir com crenças irracionais, criando consequências emocionais e comportamentais inapropriadas - aC com suas consequências inapropriadas ou aB com suas consequências inapropriadas - iC (Ellis, 1997).

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 consequências 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., por 11 frases afirmativas referentes às c é uma versão algo modificada do *Quest. Irracionais de Ellis*, de MacDonald e Gar em Newmark & cols., 1973). Para cada a deve escolher entre a alternativa verdade que quanto mais respostas positivas às irracionais será o funcionamento emocional por conseguinte, mais comprometida su

Para verificar a validade discriminante, a três grupos de sujeitos dos quais: doentes internados em hospital para sintomatologia neurótica ($N=120$) e ajustamento caracterológico ($n=98$), segundo um grupo ($N=120$) considerado normal de estudantes universitários. Os qui-quadrados indicaram que o grupo neurótico acatou crenças irracionais, em contraste com os grupos de desordem de personalidade, que não aceitaram delas. Além disto, o grupo neurótico teve freqüência significante maior de aceitação das crenças quando comparado tanto ao grupo de normalidade quanto ao grupo caracterológico. E estes dois últimos apresentaram freqüência de rejeição bastante semelhante, 11 ítems.

Apesar das limitações evidenciadas por ele já foi utilizado em nosso meio em a como, por exemplo, a de Calais (1997) relação entre crenças irrationais e habilidades pelo número de escolhas/rejeições sociométricas envolvendo um grupo universitários, ou a de Pinto (1996), em que a crenças irrationais foi considerada uma característica comutativa em pacientes com utilidade.

em pacientes com vitílico. Um terceiro instrumento, empiricamente 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 irrationais. 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 $d\bar{p}=4,30$, 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 irrationais. 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 irrationais.

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 significante 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 amostrais brasileiras não deve ser medida empírica, pois as medidas empíricas são sujeitas a diversas ou mesmo em uma mesma comparação, medidas realizadas com diferentes (Anastasi & Urbina, 1997).

Considerando portanto o fato de ser utilizada em nosso meio com consistência interna, precisão e medidas de validade, buscamos utilizar este instrumento à nossa realidade. Para tanto, realizou-se um estudo comparativo das respostas obtidas com o uso deste instrumento com as de outras escalações revelado anteriormente superior. Assim, poder-se-ia constituir em condições favoráveis para o uso do QCI e, por conseguinte, selecionou-se o QCI entre os instrumentos de investigação psicométrica.

Como medida de critério de validade discriminante optou-se pelo *Geral de Goldberg – QSG* (Pasmans, Miranda & Ramos, 1999), que mede o comprometimento do funcionamento mostrado na prática clínica assentada em premissas irracionais. Por outro lado, é uma adaptação brasileira realizada com base em amostras de universitários, semelhante a outras.

Méto

Participantes

A amostra é constituída por 838 profissionais de psicologia, fonoaudiologia e administração de empresas, sendo que 64,4% são do sexo feminino ($n=540$). Dos 838 que informaram sua empregatícia, 61,2% trabalham em empresas privadas.

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, obtém-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 percentilícicos indica o perfil dos sintomas de distúrbios de saúde do sujeito em relação à norma.

previamente combinado com o profissional. A Iniciação Científica apresentava-se à classe, informava sobre os objetivos da pesquisa, esclarecia tratar-se de voluntária e enfatizava a preservação dos sujeitos. Além disso, informava sobre a realização de uma segunda aplicação dos instrumentos e reteste, após um mês. Para aqueles que desejavam participar, pedia o preenchimento de um Termo de Consentimento Livre e Esclarecido. Aos que desejavam solicitar que se retirasse da sala, informava a aplicação dos instrumentos.

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

Resultados

Consistência Interna

Para estimar a consistência interna foram utilizados o *alpha* de Cronbach e a correlação inter-item, calculados para ambos os sexos. Para a ECI utilizou-se a correlação por produto-momento (0,78 para o masculino e para o feminino, respectivamente), para o QCI, por se tratarem de respostas binárias (0,19 para 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 maior que o feminino, respectivamente, 0,78 e 0,76, enquanto para a amostra geral é 0,73. A correlação entre os escores da ECI para as duas subamostras (0,15 para sujeitos, 0,13 para femininos), assim como para o QCI (0,14), e tal fato será evidenciado na análise fatorial.

Para o QCI a diferença entre os sexos é menor, 0,74 (M) e 0,70 (F), e o índice geral é 0,71. As correlações médias se apresentaram mais altas que na ECI (0,21/M; 0,19/F; 0,20/G), mas muito fracas.

Precisão de Teste-Retestes

A precisão do teste-reteste foi feita com base

Tabela 1

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

Variável	N	<i>m</i>	<i>dp</i>	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 *dfs* 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 entre os escores do QSG, que variam entre 0,56 e 0,60, um indicador da validade convergente (Anastasi & Urbina, 2000). As correlações entre a ECI e o QCI, e o QSG, com o ECI e o QCI, mostram correlação presente entre 0,56 e 0,60.

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 factorial (AF) da ECI, já que devido à natureza dicotómica 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 gerais.

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, considerado este tipo de instrumento. Quanto ao a general, a boa confiabilidade para a escala, apesar de por Malouff e Schutte (1986) ($\alpha=0,80$),

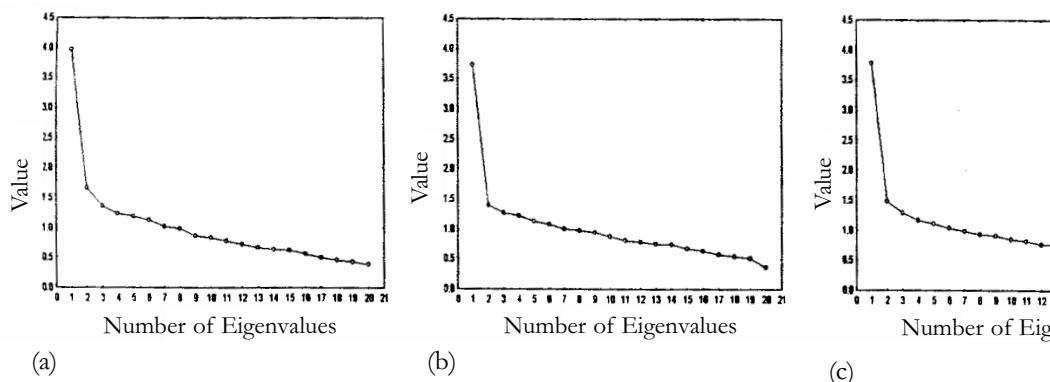


Figura 1. Representação gráfica dos autovalores da análise factorial, (a) masculino, (b) feminino,

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
	1,48	25,62

Tabela 4
Cargas Fatoriais (2 primeiros fatores), por Sexo e no Geral, para a ECI

Grupo	Masculino		Feminino		Correlação com o QCI
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 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 constância no tempo.

Quanto à validade de construção, a análise fatorial e validação anteriormente referido, foi realizado com a ECI, cuja estrutura de fatores é similar a este tipo de análise.

Quanto ao QCI, o índice de validade de 0,47 com a ECI mostra que os dois instrumentos apresentam correlação moderada entre si, sugerindo portanto que ambos medem a mesma dimensão.

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 iracionais.

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 iracionais 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 iracional subjacente;

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

2) os Itens 9 e 19 não apresentam carga mínima de 0,30 no primeiro fator mas apresentam alta correlação com o segundo fator, como verificado para a amostra feminina;

3) os Itens 15 e 18 também apresentam altas cargas positivas no Fator 2, o que pode ser motivo de preocupação quanto à compreensão de sua representatividade, especialmente quanto ao sexo masculino.

4) os Itens 5 e 11 têm alta representatividade no Fator 2. Como no caso dos Itens 9 e 19 estes itens medem a sensimento de impotência frente à impossibilidade de mudar situações que são consideradas como algumas de minhas maneiras de agir são típicas, mas que nunca poderia mudá-las; 11- muitos eventos que ocorrem na vida de um indivíduo podem me influenciar tão intensamente que é impossível controlá-los.

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

1) além dos Itens 1, 9 e 19, apenas os Itens 15 e 18 apresentam alta saturação no segundo fator, com a carga fatorial mínima de 0,30 no primeiro fator e a carga fatorial máxima no segundo fator, com o valor estar próximo (0,29);

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

3) o Item 10 apresenta covariâncias maiores que as do Item 1 com os dois fatores, respectivamente 0,17 e 0,15, embora no primeiro fator a associação seja negativa.

Com base na análise realizada, sugere-se que para a versão brasileira da escala os itens 1, 9, 15 e 18 devem ser mantidos, já que a sua carga fatorial mínima de 0,30 no primeiro fator é superior ao que é considerado adequado para uma das amostras por sexo e na amostra geral. Deve-se lembrar que com este critério comporiam a escala os itens 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 10, 11, 12, 13, 14, 15, 16, 17, 18 e 19.

Tomados em conjunto, estes itens devem apresentar um perfil comportamental aceitável do construto de crenças iracionais, constituindo-se em medida válida para populações de estudantes universitários, com um 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, visando a sua aplicação em outras populações.

Referências

- Anastasi, A. & Urbina, S. (2000). *Test statistics* (3rd ed., Trad.). Porto Alegre: Artes Médicas.
- Calais, S. L. (1997). *Crenças irracionais*. Dissertação de Mestrado não-publicada. Psicologia, Pontifícia Universidade Católica de São Paulo.
- Ellis, A. (1993). Reflections on rational-emotive therapy (Org.), *Cognitive and constructive psychology* (pp. 69-73). New York: Springer International.
- Ellis, A. (1995). Changing rational-emotive behavior therapy (REBT). *Journal of Rational Behavior Therapy*, 13, 85-89.
- Malouff, J. M. & Schutte, N. S. (1986). A measure of irrational belief. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 54(6), 860-862.
- Malouff, J. M., Valdenegro, J. & Schutte, N. S. (1990). A measure of irrational belief. *Journal of Rational Behavior Therapy*, 5, 189-193.
- Mayhew, R. & Edelman, R. J. (1989). Coping strategies in relation to the population. *Personality and Individual Differences*, 16, 101-110.
- Newmark, C. S., Frerking, R. A., Cook, D. L. & Gitterman, J. (1990). The assessment of Ellis' Irrational Beliefs Scale. *Journal of Clinical Psychology*, 29, 300-307.
- Pasquali, L. (Org.) (1999). *Instrumentos psicológicos*. Brasília: LabPAM/IBAPP.
- Pasquali, L., Gouveia, V. V., Andriola, W. & Góes, M. (1996). *Questionário de saúde geral de Góes*. São Paulo: Casa do Psicólogo.
- Pinto, W. N. R. (1996). *Stress e qualidade de vida*. Dissertação de Mestrado não-publicada, Curso de Pós-graduação em Psicologia, Pontifícia Universidade Católica de São Paulo.
- Rorer, L. G. (1989a). Rational-emotive behavior therapy: A cognitive and philosophical basis. *Cognitive Therapy and Research*, 13, 53-63.
- Rorer, L. G. (1989b). Rational-emotive behavior therapy and research. *Cognitive Therapy and Research*, 13, 53-63.
- Schutte, N. S. & Malouff, J. M. (1995). Rational-emotive behavior therapy: A cognitive and philosophical basis. *Cognitive Therapy and Research*, 13, 53-63.
- Shorkey, C. T. & Whiteman, V. L. (1989). Rational-emotive behavior inventory: Initial validation. *Psychological Measurement*, 37, 527-534.
- Templeman, T. L. (1990). Relationship between stress, depression and anxiety in hospital patients. *Journal of Rational Behavior Therapy*, 13, 19-26.
- Warren, R. & Zgourides, G. (1989). Factor analysis of the Malouff and Schutte Beliefs Inventory. *Journal of Rational Behavior Therapy*, 13, 27-36.