

## DISTRESS PSICOLÓGICO: CONTRIBUTOS PARA A ADAPTAÇÃO PORTUGUESA DO SQ-48

Ana Varela<sup>1,3</sup>, Anabela Pereira<sup>1,4</sup>, Ariana Pereira<sup>1,5</sup>, & José Carlos Santos<sup>2,6</sup>

<sup>1</sup>Departamento de Educação e Psicologia, Universidade de Aveiro, Aveiro, Portugal. <sup>2</sup>ESENFEC, Escola Superior de Enfermagem de Coimbra, Coimbra, Portugal. <sup>3</sup>e-mail: [anavarela@ua.pt](mailto:anavarela@ua.pt) <sup>4</sup>e-mail: [anabelapereira@ua.pt](mailto:anabelapereira@ua.pt) <sup>5</sup>e-mail: [arianaapereira@gmail.com](mailto:arianaapereira@gmail.com) <sup>6</sup>e-mail: [jcsantos@esenfc.pt](mailto:jcsantos@esenfc.pt)

**RESUMO:** Recentemente, tem sido realçada a importância do *distress* psicológico (DP) no impacto na saúde, qualidade de vida e psicopatologia dos indivíduos. A presente investigação tem como principal objetivo contribuir para a adaptação do *Symptom Questionnaire* (SQ-48) para a população portuguesa, um questionário de avaliação do DP que inclui constructos psicológicos negativos e positivos avaliados segundo nove subescalas: Humor, Ansiedade, Somatização, Agorafobia, Agressão, Problemas Cognitivos, Fobia Social, Funcionamento no Trabalho e Vitalidade/Otimismo. Foi utilizada uma amostra de 758 estudantes académicos de enfermagem (81,7% do sexo feminino) com idades compreendidas entre os 17 e os 43 anos (M=20,7; DP=2,8). Foram conduzidas Análises Fatoriais Confirmatórias (AFC) para a análise da estrutura fatorial do SQ-48 e procedeu-se ao estudo da consistência interna e das validades. Os resultados da AFC evidenciam índices de ajustamento satisfatórios. A consistência interna foi avaliada através do alfa de Cronbach e foram obtidos resultados satisfatórios para as nove subescalas do SQ-48, com oscilações entre os 0,626 e os 0,870 valores. No geral, as subescalas do SQ-48 associaram-se significativamente entre si e os resultados sustentam boa validade convergente. O instrumento final e as suas características psicométricas apresentam algumas diferenças com o instrumento do estudo original e os resultados obtidos levantam algumas questões que são discutidas de forma sustentada. Os resultados validam o SQ-48 como um instrumento de avaliação consistente e multidimensional do *distress* psicológico, com itens devidamente adequados à medição dos constructos subjacentes. São avançadas considerações para investigações futuras.  
*Palavras-chave:* *distress* psicológico, avaliação psicológica, questionário de sintomas, adaptação de instrumentos, análise fatorial confirmatória

## PSYCHOLOGICAL DISTRESS: CONTRIBUTES FOR THE PORTUGUESE ADAPTION OF THE SQ-48

**ABSTRACT:** Recently, it has been emphasized the importance of psychological distress in the impact of an individual's health, quality of life and psychopathology. The present research's main goal is to contribute for its study by adapting the Symptom-Questionnaire (SQ-48) to the Portuguese population, a questionnaire for the evaluation of psychological distress which includes both negative and positive constructs assessed by nine subscales: Mood, Anxiety, Somatization, Agoraphobia, Aggression, Cognitive

<sup>□</sup> Departamento de Educação, Universidade de Aveiro, 3810-193 Aveiro, Portugal. Telf.: 919160248. e-mail: [anavarela@ua.pt](mailto:anavarela@ua.pt); [anavarela@gmail.com](mailto:anavarela@gmail.com)

Problems, Social Phobia, Work Functioning and Vitality/Optimism. We used a sample of 758 academic students (81,7% female) with ages ranging from 17 to 43 years old ( $M=20,7$ ;  $SD=2,8$ ). Confirmatory Factor Analysis (CFA) were conducted in order to investigate SQ-48's factorial structure and internal consistency and validity were also studied. The CFA results demonstrate satisfactory adjustment indices. The internal consistency was evaluated by Cronbach's alpha and satisfactory results were obtained for the nine subscales, with variations from 0,626 to 0,870. In general, the SQ-48's subscales were significantly associated and the results also support good convergent validity. The final instrument and its psychometric properties showed some differences in comparison to the instrument of the original study and the results reported raise some important questions which are discussed in a sustained way. The results validate the SQ-48 as a multidimensional and consistent tool for the evaluation of psychological distress, with items properly adequate to the measurement of the subjacent constructs. Important considerations for future investigations are made.

*Keywords:* psychological *distress*, psychological assessment, symptom questionnaire, instrument adaptation, confirmatory factor analysis

---

Recebido em 17 de Dezembro de 2015 / Aceite em 11 de Maio de 2017

A doença mental é uma das principais causas mundiais de incapacidade em todo o mundo e relaciona-se com um decréscimo geral do funcionamento do indivíduo (WHO, 2013). O *distress* psicológico (DP) pode ser caracterizado como a reação de um indivíduo a fatores indutores de stresses internos e externos e contempla a experiência de um estado psicológico desagradável associado a um elevado desgaste emocional (Ritsner, Modai & Ponizovsky, 2002). Este envolve sintomas do foro depressivo e ansioso, tais como baixa autoestima, sentimentos de desesperança, ansiedade, agitação e tristeza, experienciados pelo indivíduo física e psicologicamente. Entre outros, o DP tem sido sugerido como um relevante indicador de fatores como a presença e/ou desenvolvimento futuro de psicopatologia, da qualidade de vida, do planeamento apropriado do tipo e forma de tratamento e, até, da evolução associada ao mesmo (Pai, Drotar, Zembracki, Moore, & Youngstrom, 2006; Ritsner, Modai, & Ponizovsky, 2002; Simard, Hudon, & Reekum, 2009; Slade, Grove, & Burgess, 2011; Van den Broeck, D'Hooghe, Enzlin, & Demyttenaere, 2010).

A utilização de instrumentos de avaliação psicológica capazes de aceder à qualidade do funcionamento psicológico do indivíduo é de extrema importância, na medida em que facultam medidas objectivas da qualidade desse mesmo funcionamento, sendo o Brief Symptom Questionnaire (BSI- Derogatis & Melisaratos, 1983) um dos mais usados instrumentos de avaliação do DP e o seu objectivo avaliar a intensidade global de sintomas não específicos de DP. Estes instrumentos apenas focam, contudo, a avaliação de sintomas associados a constructos psicológicos negativos, ignorando desta forma o papel de outras dimensões relevantes na consideração da saúde mental do indivíduo.

Inúmeros e crescentes relatos científicos sustentam a importância de constructos como a vitalidade, o optimismo e o funcionamento laboral na saúde do indivíduo (van Fenema, van der Wee, Giltay, den Hollander-Gijsman, & Zitman, 2012). No domínio da avaliação psicológica, e em adição às dimensões associadas a manifestações de DP e psicopatologia, parece existir uma maior atenção para a necessidade de considerar constructos psicológicos positivos, cujo foco reside no estudo do papel das experiências, emoções e traços individuais positivos. Esta tendência compactua com a própria definição de saúde da Organização Mundial de Saúde [*World Health Organization*,

## CONTRIBUTOS PARA A ADAPTAÇÃO PORTUGUESA DO SQ-48

WHO], que a caracteriza como um estado completo de bem-estar físico, mental e social, e não a mera ausência de doença (WHO, 2013). O otimismo – tendência relativamente estável para a criação de expectativas (Blackwell et al., 2013), a vitalidade – nível de vigor físico, mental e estado de alerta do indivíduo (Gouveia et al., 2012) e o funcionamento laboral são conceitos que, embora distintos, surgem muitas vezes associados entre si. Diversos estudos sugerem que a presença de vitalidade/otimismo promove, não só estados de saúde física e psicológica (Boehm, Peterson, Kivimaki, & Kubzansky, 2011; Clanton et al., 2011; Griggs et al., 2007; van Fenema et al., 2012), mas também níveis superiores de funcionamento laboral (Patel et al., 2010). No seu estudo, Salama-Younes e colaboradores (2009) encontraram uma correlação forte negativa significativa entre vitalidade e sintomas de *distress* psicológico, sugerindo que os constructos possuem determinantes físicas e psicológicas (eg, auto-estima e depressão) que se relacionam inversamente (Salama-Younes, Montazeri, Ismail, & Roncin, 2009). Outras evidências apontam para uma ligação entre otimismo e diversos benefícios emocionais e sociais, tais como melhor saúde física, bem-estar emocional, manutenção de estados de afeto positivo e adoção de comportamentos de saúde (Blackwell et al., 2013; Matthews & Cook, 2009). Adicionalmente, baixos níveis de funcionamento laboral parecem relacionar-se com sintomas do foro depressivo e estados de doença (Burdick, Goldberg, & Harrow, 2010).

Embora a literatura não seja consistente, a maioria dos estudos aponta para uma prevalência acrescida de DP entre estudantes universitários, comparativamente com a população geral (Bernhardsdóttir & Vilhjálmsón, 2013; Cvetkovski, Reavley, & Jorm, 2012; Nerdrum, Rustøen, & Rønnestad, 2006; Stallman, 2010). Entre estes, os estudantes a frequentar cursos na área da saúde (Medicina, Enfermagem, Fisioterapia, etc.) são apontados como particularmente vulneráveis à experiência de elevado DP, com uma tendência para os estudantes do sexo feminino reportarem níveis superiores de desgaste (Dyrbye, Thomas, & Shanafelt, 2006; Verger et al., 2009; Watson et al., 2009). Por se tratar de uma atividade ocupacional de natureza multifacetada, interativa e exigente, a Enfermagem é pautada por uma constelação de circunstâncias causadoras de stresse, tais como exigência laboral com fraco suporte, rápidas alterações das condições de atuação, escassez de recursos (materiais e pessoais) e trabalho com pessoas em sofrimento em contextos frequentemente relacionados com a morte (Watson, 2009). Relativamente ao contexto português, os estudos sugerem igualmente uma maior prevalência de DP nos estudantes de enfermagem, em comparação com os seus colegas de outras áreas académicas (Lourenço, 2012; Pacheco, 2008). Num estudo com estudantes universitários portugueses a frequentar os quatro anos do curso superior de Enfermagem, Custódio, Pereira e Seco (2009) encontraram relações significativas entre fatores e manifestações de stresse, género e estratégias de *coping*

O *Symptom Questionnaire* (Carlier et al., 2012) é um instrumento de avaliação do *distress* psicológico. Foi desenvolvido de forma a incluir diferentes subescalas relacionadas com diversos domínios psicopatológicos compatíveis com as categorias de diagnóstico presentes no Manual de Diagnóstico e Estatística das Perturbações Mentais (DSM-IV-TR; APA, 2002) e pretende constituir um instrumento de utilização simples, rápida e livre de custos, inovador no acesso ao *distress* emocional, uma vez que compreende a avaliação, não só de constructos psicológicos negativos, mas também positivos. Sete das nove dimensões do SQ-48 pretendem a avaliação de aspetos relacionados com psicopatologia através das subescalas Humor, Ansiedade, Somatização, Fobia Social, Agorafobia, Agressão e Problemas cognitivos. As restantes duas orientam-se para a avaliação de aspetos comportamentais ou de funcionamento específicos e compreendem as subescalas, Trabalho e Vitalidade/Otimismo. O estudo original de desenvolvimento e validação do SQ-48 revela que o instrumento possui boas características psicométricas, particularmente boa consistência interna e boa validade convergente e divergente das subescalas que o constituem

(Carlier et al., 2012). Os dados sustentam igualmente a sua validade para a avaliação do DP em populações clínicas (eg, pacientes psiquiátricos com sintomas depressivos) e não clínicas (Carlier et al., 2012).

As pesquisas nas bases de dados científicas revelam uma fraca aposta da avaliação psicológica conjunta de constructos psicológicos negativos e positivos, conduzida através de um único instrumento (Carlier et al, 2012). Por este motivo, foi conduzida a presente investigação, cujo principal objetivo é fornecer um contributo preliminar para o processo de validação do SQ-48 para a população portuguesa enquanto ferramenta avaliadora do *distress* psicológico.

## MÉTODO

### *Participantes*

A amostra foi recolhida por conveniência com recurso a métodos não probabilísticos. Inicialmente, 776 estudantes universitários a frequentar a totalidade dos quatro anos do curso de Enfermagem da Escola Superior de Enfermagem de Coimbra (ESEnfC), em Portugal, preencheram a bateria de questionários. Depois de retiradas as provas inválidas, a amostra final foi constituída por 758 estudantes, 81,7% do sexo feminino e 18,3% do sexo masculino, com idades compreendidas entre os 17 e os 43 anos. A média das idades é 20,7 anos (DP=2,8). O Quadro 1 espelha os dados obtidos no que respeita à caracterização da amostra.

### **Quadro 1.**

Descrição das variáveis sociodemográficas da amostra

<b>Masculino</b>		<b>Feminino</b>		<b>Total</b>	
<b>N</b>	<b>%</b>	<b>N</b>	<b>%</b>	<b>N</b>	<b>%</b>

## CONTRIBUTOS PARA A ADAPTAÇÃO PORTUGUESA DO SQ-48

<b>Género</b>	139	18,3	619	81,7	758	100
<b>Estado civil</b>						
Solteiro(a)	135	97,1	606	97,9	741	97,8
Casado(a)	2	1,4	7	1,1	9	1,2
Outro	2	1,4	6	0,9	8	1,1
<b>Agregado familiar</b>						
Vive sozinho(a)	7	5,0	25	4,0	32	4,2
Com parceiro(a)	2	1,4	15	2,4	17	2,2
Família	107	77,0	461	74,5	568	74,9
Amigos/Colegas	23	16,5	118	19,1	141	18,6
<b>Ano académico</b>						
Primeiro ano	59	42,4	210	33,9	269	35,5
Segundo ano	12	8,6	91	14,7	103	13,6
Terceiro ano	31	22,3	113	18,3	144	19,0
Quarto ano	37	26,6	205	33,1	242	31,9
<b>Regime de estudos</b>						
Ordinal	130	93,5	577	93,2	731	96,4
Trabalhador-estudante	9	6,5	42	6,8	27	3,6
<b>Perceção do rendimento académico</b>						
Má	2	1,4	4	0,6	6	0,8
Razoável	53	38,1	301	48,6	354	46,7
Boa	81	58,3	299	48,3	380	50,1
Muito boa	3	2,2	15	2,4	18	2,4
<b>Psicopatologia</b>						
Sim	3	2,2	24	3,9	27	3,6
Não	136	97,8	595	96,1	731	96,4
<b>Acompanhamento psicológico</b>						
Sim	4	2,9	69	11,1	73	9,6
Não	135	97,1	550	88,9	685	90,4

### *Instrumentos*

Além de um questionário sociodemográfico desenvolvido para o efeito, onde os participantes responderam a questões acerca do género, idade, escolaridade, agregado familiar, regime de estudos, perceção do rendimento escolar, problemas de saúde mental e história de acompanhamento psicológico/psiquiátrico, foram aplicados os seguintes instrumentos de avaliação psicológica:

*Questionário de Sintomas – SQ-48* (versão original: Carlier et al., 2012)

O SQ-48 é uma escala de autorrelato constituída por 48 itens e que avalia o *distress* psicológico de uma perspetiva multidimensional. Foi desenvolvido como um instrumento breve de *screening* para melhorar o reconhecimento e/ou estabelecimento de diagnóstico em amostras clínicas e não clínicas e inclui constructos psicológicos positivos e negativos avaliados segundo nove subescalas: Humor, Ansiedade, Somatização, Agorafobia, Agressão, Problemas Cognitivos, Fobia Social, Funcionamento laboral e Vitalidade/Otimismo. Cada item é respondido através de uma escala de *Likert* de cinco pontos, em que 0 = “Nunca”, 1 = “Raramente”, 2 = “Às vezes”, 3 = “Frequentemente” e 4 = “Muito frequentemente”. O modo de cotação corresponde à soma dos valores obtidos para o conjunto dos itens que constituem cada subescala, sendo que cada item pode assumir valores entre 0 e 4. A interpretação dos resultados varia de duas formas: para as sete subescalas de psicopatologia e para a subescala do funcionamento no trabalho, pontuações mais

elevadas correspondem a maiores níveis de DP; já para a subescala vitalidade/optimismo considera-se que, quanto maior o valor obtido, menor o nível de *distress*.

A versão original do SQ-48 apresentou um valor de consistência interna satisfatório ( $\alpha = 0,97$ ) e coeficientes relativos às nove subescalas igualmente satisfatórios, com variações entre 0,78 e 0,98. A análise fatorial confirmatória conduzida no estudo original indica um bom ajustamento do modelo a nove fatores para o SQ-48, comparativamente com o modelo de confirmação com um fator. As intercorrelações entre as várias subescalas foram calculadas pelos autores através do coeficiente *rho* de Spearman e os seus valores variaram entre 0,38 e 0,81. As correlações mais elevadas foram encontradas entre as subescalas Depressão e Ansiedade ( $\rho=0,81$ ), Depressão e Problemas Cognitivos ( $\rho=0,78$ ) e Ansiedade e Fobia Social ( $\rho=0,73$ ), ao passo que as subescalas Vitalidade e Agressão ( $\rho=0,38$ ) e Agorafobia e Agressão ( $\rho=0,39$ ) representam as correlações mais fracas. Ademais, as sete subescalas de psicopatologia revelam índices satisfatórios de sensibilidade à mudança terapêutica, assim como boa estabilidade temporal (medida através da fiabilidade teste-reteste, ICC = 0.93) (Carlier et al., 2015).

*Inventário de Sintomas Psicopatológicos – BSI* (versão original: Derogatis & Melisaratos 1983; versão portuguesa: Canavarro, 1999).

O BSI é um instrumento de autorrelato de avaliação do *distress* psicológico que permite a avaliar a experiência de sintomas psicológicos e somáticos nos últimos sete dias, incluindo o dia da sua administração. Concretamente, o BSI avalia sintomas psicopatológicos através nove dimensões de sintomatologia: Somatização, Obsessões-Compulsões, Sensibilidade Interpessoal, Depressão, Ansiedade, Hostilidade, Ansiedade Fóbica, Ideação Paranóide e Psicoticismo. É composto por 53 itens cujas respostas são cotados pelo sujeito através de uma escala de *Likert* de cinco pontos, em que 0 = “Nunca”, 1 = “Poucas vezes”, 2 = “Algumas vezes”, 3 = “Muitas vezes” e 4 = “Muitíssimas vezes”. Contempla ainda três Índices Globais que constituem avaliações sumárias de perturbação emocional, sendo este o Índice Geral de Sintomas (IGS) (ponderação entre a intensidade do mal-estar experienciado e o número de sintomas assinalado), o Índice de Sintomas Positivos (ISP) (média da intensidade de todos os sintomas assinalados pelo indivíduo) e o Total de Sintomas Positivos (número total de queixas sintomáticas apresentadas, independentemente da intensidade respetiva). O BSI pode ser administrado à população geral e a populações clínicas, bem como a adolescentes a partir dos 13 anos de idade. A versão portuguesa do BSI revela índices satisfatórios de consistência interna, calculados através do alfa de Cronbach e cujos valores globais oscilam entre os 0,62 e os 0,80 para as nove subescalas (Canavarro, 2007). Esta versão possui também boas propriedades psicométricas no que concerne à estabilidade temporal e validades de constructo, discriminativa, preditiva e concorrente (Canavarro, 2007). No presente estudo foi obtido um coeficiente alfa total igual a 0,944, resultado indicador de boa consistência interna.

### *Procedimento*

Após obtida a devida autorização dos autores do questionário, procedeu-se à tradução para a língua portuguesa, realizada por uma pessoa com formação superior em Inglês. Neste processo, foram tidos em consideração dois importantes fundamentos inerentes ao processo de adaptação do instrumento, nomeadamente as equivalências lexical e cultural. Posteriormente, procedeu-se ao método da discussão falada com um grupo de 15 indivíduos a frequentar o ensino superior e com

## CONTRIBUTOS PARA A ADAPTAÇÃO PORTUGUESA DO SQ-48

características equivalentes à futura população de amostragem. Da sessão de *debriefing* surgiu uma pequena proposta de alteração, a que o grupo de investigação acedeu, tendo-se concluído que, na generalidade, a escala foi bem aceite e compreendida pelo grupo. Por fim, um profissional com formação superior em língua inglesa realizou a retroversão da escala para o Inglês. A versão em língua inglesa resultante da retroversão foi posteriormente comparada com o instrumento original avançado pelos autores e a equivalência entre as duas versões assegurada.

Para a recolha efetiva dos dados junto dos participantes, foi enviado um documento formal com o respetivo pedido de autorização para a aplicação dos questionários, tendo sido obtida a aprovação do Conselho de Ética da ESEnfC. Os estudantes foram convidados a participar no presente estudo de forma voluntária através dos seus professores, que explicaram os objetivos e procedimentos associados à presente investigação. Os participantes preencheram o questionário sociodemográfico desenvolvido pelos autores para o efeito, assim como uma bateria de questionários composta por duas escalas de autorrelato. Foram asseguradas aos participantes questões de confidencialidade e da possibilidade de desistência da participação no estudo a qualquer momento, além de respondidas todas as questões levantadas relativas ao estudo.

### *Análise estatística*

O tratamento e análise da estatística descritiva e inferencial dos dados foram realizados através da versão 19.0 do programa SPSS (Statistical Package for the Social Sciences) (IBM Corp., 2010). Foi também usada a versão 6.0 do Mplus para aceder à estrutura fatorial do SQ-48 (Muthén & Muthén, 2010).

### *Análises Factoriais Confirmatórias*

À semelhança do procedimento estatístico utilizado pelos autores originais, foram conduzidas Análises Fatoriais Confirmatórias para a avaliação da validade de constructo. A Análise Fatorial Confirmatória (AFC) consiste numa técnica estatística de confirmação orientada pela relação teórica entre as variáveis observadas (também medidas ou itens) e as variáveis não observadas (também fatores ou constructos). Utiliza um modelo teórico *a priori* para estimar a matriz de covariância estimada de uma população, que é comparada com uma matriz de covariância observada, pretendendo-se minimizar a diferença entre as matrizes estimadas e as matrizes observadas (Schreiber, Stage, King, Nora, & Barlow, 2006). Procurou-se analisar e confirmar a estrutura anteriormente obtida pelos autores originais. As AFC foram realizadas através de uma amostra de 758 estudantes e os dados previamente tratados. Os *missing values* foram substituídos pela média de resposta dos itens para cada escala de resposta. Sujeitos com três ou mais *missing values* foram excluídos da base de dados. Foi conduzida uma AFC para avaliar a adequabilidade do modelo com nove fatores (o modelo estrutural consistente com as subescalas do SQ-48), que foi posteriormente comparado com o modelo com um fator. A consistência interna da escala foi avaliada através dos coeficientes alfa de Cronbach e correlação item-total. O estudo das validades divergente e convergente foi realizado através da análise dos coeficientes de correlação de Spearman.

Foi inicialmente conduzida uma AFC para testar a adequabilidade do modelo com nove fatores à estrutura do SQ-48. A análise dos valores de assimetria e curtose demonstra que nem todos os itens obedecem aos parâmetros da curva normal. Por esta razão, as variáveis observadas foram tratadas como categoriais e o método de estimação (*fit estimations*) foi baseado na probabilidade de robustez máxima, com recurso a matrizes de correlação policóricas (Kline, 2011). A AFC baseia-se numa

série de diferentes testes e índices de ajustamento uma vez que cada um destes revela diferentes vantagens e limitações na avaliação do ajustamento entre o modelo estimado e o modelo observado. Não foi usado o teste de ajuste exato porque a estatística do qui-quadrado é muito sensível a desvios no teste a modelos complexos, como é o caso (Kline, 2011). Como tal, a avaliação do ajuste global do modelo foi realizada através de testes de ajuste aproximado, sendo apresentados para cada AFC conduzida os seguintes índices: *Compared Fit Index* (CIF), *Tucker-Lewis fit Index* (TLI), *Weighted Root Mean Square Residual* (WRMR) e *Root Mean Squared Error of Approximation* (RMSEA) (Schreiber et al., 2006). No que se refere aos pontos de corte para os diferentes índices de ajustamento, foram tomadas como referência as visões contemporâneas e mais consensuais. Neste sentido, encontra-se que são sugestivos de bom ajustamento valores de CIF e TLI próximos ou superiores a 0,95, com valor mínimo igual a 0,90 (Brown, 2006); valores de RMSEA próximos de 0,06 ou inferiores a 0,07 (Brown, 2006; Hooper, Coughlan, & Mullen, 2008) e valores de WRMR inferiores a 0,90 (Schreiber et al., 2006).

### *Consistência interna*

A consistência interna do SQ-48 foi obtida através do cálculo do alfa de Cronbach para cada uma das nove subescalas da estrutura final com 47 itens. Os coeficientes alfa medem a variância devido à heterogeneidade e são considerados bons valores iguais ou superiores a 0,70 (Nunnally & Bernstein, 1978). Não obstante, são possíveis outras linhas interpretativas, como a referenciada por Pestana e Gageiro (2008), que consideram valores de alfa inferiores a 0,60 como inadmissíveis; entre 0,61 e 0,70 como fracos; 0,71 e 0,80 como razoáveis; 0,81 e 0,90 como bons e superiores a 0,90 como muito bons.

### *Intercorrelações entre as subescalas*

À semelhança do artigo original e porque a amostra não obedeceu ao pressuposto da normalidade, as intercorrelações entre as subescalas do SQ-48 foram estimadas com base no coeficiente de correlação rho de Spearman. Foi considerado que coeficientes de correlação iguais ou inferiores a 0,35 revelam geralmente uma associação baixa; entre 0,36 e 0,67 uma associação moderada e entre 0,68 e 1 uma associação forte, com coeficientes superiores a 0,90 a sugerirem uma associação muito elevada (Taylor, 1990). Ademais, segundo Kline (2011), as correlações estimadas entre os fatores de uma escala não devem ser demasiado elevadas (e.g. <0,90), o que indica boa validade discriminante e, conseqüentemente, diferenciação entre os fatores.

### *Estudo das validades*

A validade convergente do SQ-48 foi estudada com base no cálculo de correlações das suas subescalas com as subescalas do BSI que, teoricamente, medem constructos idênticos. Porque a amostra não seguiu os pressupostos da distribuição normal, análise foi realizada através de estatísticas não paramétricas, nomeadamente através do cálculo dos coeficientes de correlação rho de Spearman. Para o efeito, foram novamente utilizados como referência os valores citados por Taylor (1990), onde coeficientes de correlação iguais ou inferiores a 0,35 revelam geralmente uma associação baixa; entre 0,36 e 0,67 uma associação moderada e entre 0,68 e 1 uma associação forte, com coeficientes superiores a 0,90 a sugerirem uma associação muito elevada.

## CONTRIBUTOS PARA A ADAPTAÇÃO PORTUGUESA DO SQ-48

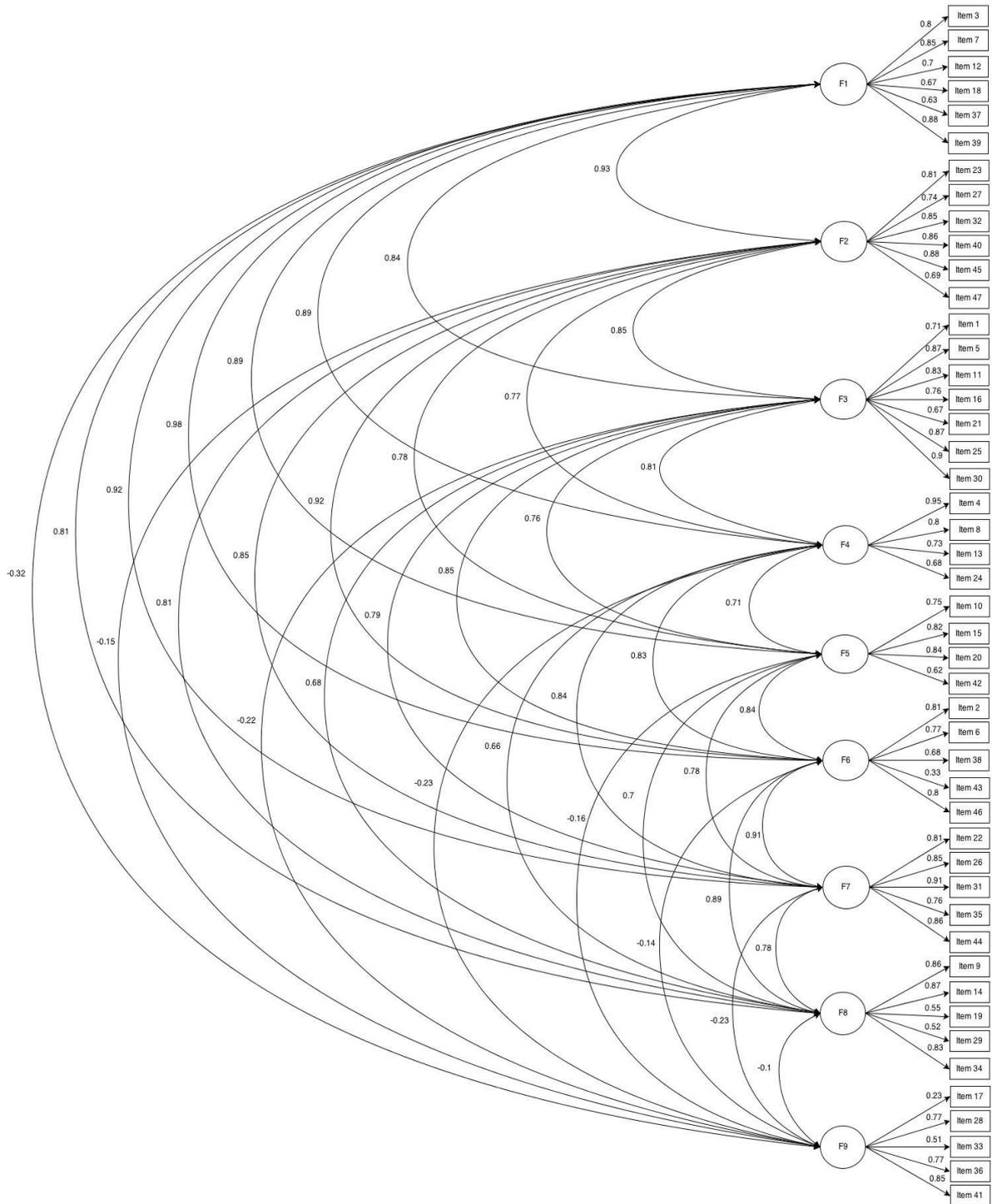
### *Subescala 'Funcionamento no trabalho'*

Ajustamentos na versão final das instruções dadas para a subescala do Funcionamento no Trabalho e conduzidos pelos autores estudo original (Carlier et al, 2012) inviabilizam a apresentação de dados relativos ao comportamento desta subescala, particularmente a nível da sua intercorrelação com as restantes dimensões do instrumento e validade.

## RESULTADOS

A avaliação do ajuste global do modelo de confirmação de nove fatores a 48 itens revela um valor de CIF igual a 0,892 e um valor de TLI igual a 0,883. Os valores do RMSEA e WRMR obtidos foram 0,073 e 2,052, respetivamente. Embora os resultados obtidos nos índices CIF e TLI sejam indicadores de ajustamento inadequado, os valores obtidos aproximam-se consideravelmente do ponto de corte estipulado como referência ( $CIF/TLI \geq 0,90$ ). Neste sentido, de forma a atingir a adequabilidade do modelo e a obter valores de ajustamento consistentes com um bom modelo estrutural de confirmação, foram exploradas possíveis modificações no modelo original. Procedeu-se à análise dos coeficientes de correlação item-total fatorial de cada item, assim como da consistência interna. A modificação do modelo original consistiu na eliminação do item 12, incluído na subescala da Vitalidade. Consideramos que esta escolha é justificada pelos seguintes motivos: 1) baixa correlação do item com os restantes itens da subescala, obtendo um coeficiente de correlação item-total igual a 0,173 e 2) a eliminação do item traduz-se num aumento decimal substancial da consistência interna da subescala associada.

Foi conduzida nova AFC com o novo modelo de confirmação com 47 itens. O modelo de nove fatores a 47 itens obteve um valor de CIF igual a 0,941, um valor de TLI igual a 0,936, de RMSEA igual a 0,054 e de WRMR igual a 1,614. O novo modelo de confirmação usado revela índices de adequabilidade superiores ao modelo original com 48 itens, com valores de CIF, TLI e RMSEA a indicar bom ajustamento e um valor insatisfatório no índice WRMR. A Figura 1 representa a configuração gráfica da AFC a nove fatores e 47 itens. Este modelo de confirmação foi posteriormente comparado com o modelo com um fator. Para tal, foi conduzida uma terceira AFC para testar a adequabilidade do modelo com um fator. A análise dos índices de ajustamento revela valores insatisfatórios para os três índices de ajustamento considerados (CIF= 0,869; TLI= 0,863; RMSEA = 0,079; WRMR = 2,298), indicando mau ajustamento deste modelo.



**Figura 1.** Representação da estrutura fatorial final do SQ-48 obtida através da Análise Fatorial Confirmatória do modelo de nove fatores a 47 itens.

## CONTRIBUTOS PARA A ADAPTAÇÃO PORTUGUESA DO SQ-48

### Consistência Interna

O Quadro 2 representa os valores relativos à análise da consistência interna do SQ-48. No geral, os coeficientes alfa foram aceitáveis e variaram entre os 0,626 e os 0,870 para as nove subescalas do SQ-48. As subescalas Ansiedade (fator 2), Somatização (fator 3) e Fobia social (fator 7) apresentaram os coeficientes alfa mais elevados, com valores de 0,87, 0,865 e 0,863 respetivamente. O coeficiente de menor valor foi 0,626 e foi obtido na subescala da Agorafobia (fator 4). Os coeficientes de correlação item-total obtidos variaram entre os 0,255 e os 0,757 valores. Segundo Kline (2011), a correlação dos itens com o total tende a exigir um coeficiente de correlação item-total não inferior a 0,30. Para a análise dos valores relativos à carga fatorial do item, é idealmente considerado que este deve ser superior a 0,50, valor sugestivo de boa validade de constructo (Kline, 2011). Não obstante, são considerados aceitáveis valores a partir de 0,30. A análise dos resultados obtidos evidencia variações entre os 0,234 e os 0,952 valores relativos à carga fatorial de cada item. A análise do Quadro 2 permite inferir que, no geral, os resultados obtidos respeitam os pressupostos supracitados, com os itens 17 e 43 a apresentarem valores potencialmente insatisfatórios.

### Quadro 2.

Estrutura fatorial, médias (M), desvios padrão (DP) e fidelidade do SQ-48

	Item	M	DP	Carga fatorial	Correlação item-total corrigida	$\alpha$ se o item for removido	$\alpha$ para o total da subescala	% de variância explicada
<b>Fator 1</b>	3	0,99	1,027	0,798	0,579	0,707	0,766	63,7
	7	0,41	0,75	0,849	0,624	0,707		72,0
	12	0,12	0,49	0,696	0,369	0,766		48,4
	18	0,13	0,54	0,669	0,360	0,766		44,8
	37	0,73	1,086	0,631	0,489	0,745		39,8
	39	0,78	1,064	0,879	0,703	0,671		77,2
		0,53						
<b>Fator 2</b>	23	0,85	1,096	0,809	0,697	0,843	0,870	65,4
	27	0,56	0,923	0,741	0,575	0,863		54,9
	32	0,99	1,150	0,850	0,757	0,832		72,2
	40	0,63	0,957	0,856	0,681	0,847		73,3
	45	0,76	1,064	0,875	0,750	0,834		76,5
	47	1,70	1,201	0,688	0,580	0,866		47,4
		0,915						
<b>Fator 3</b>	1	0,31	0,631	0,712	0,536	0,859	0,865	50,7
	5	0,49	0,902	0,871	0,724	0,834		75,8
	11	0,41	0,832	0,829	0,704	0,836		68,7
	16	0,27	0,700	0,761	0,597	0,852		57,9
	21	0,32	0,740	0,668	0,519	0,861		44,6
	25	0,42	0,839	0,871	0,669	0,842		75,9
30	0,33	0,769	0,900	0,716	0,835	80,9		
		0,36						
<b>Fator 4</b>	4	0,62	0,936	0,952	0,367	0,668	0,626	90,7
	8	0,14	0,487	0,804	0,551	0,493		64,6
	13	0,13	0,543	0,727	0,432	0,548		52,9
	24	0,15	0,554	0,679	0,420	0,553		46,2
		0,26						

<b>Fator 5</b>	10	0,91	0,957	0,754	0,588	0,677	0,754	56,8
	15	0,54	0,884	0,817	0,584	0,678		66,7
	20	0,39	0,802	0,837	0,619	0,663		70,1
	42	0,35	0,830	0,621	0,426	0,761		38,5
0,55								
<b>Fator 6</b>	2	0,61	0,898	0,805	0,575	0,658	0,728	64,7
	6	0,86	0,983	0,773	0,561	0,657		59,7
	38	0,82	1,063	0,682	0,540	0,662		46,5
	43	1,09	1,311	0,332	0,255	0,791		11,0
	46	1,07	1,137	0,801	0,609	0,631		64,2
0,89								
<b>Fator 7</b>	22	0,61	0,895	0,808	0,618	0,850	0,863	65,4
	26	0,49	0,890	0,851	0,741	0,819		72,3
	31	0,56	0,929	0,908	0,705	0,828		82,5
	35	0,69	1,046	0,762	0,678	0,838		58,0
	44	0,40	0,841	0,855	0,682	0,835		73,1
0,55								
<b>Fator 8</b>	9	1,12	1,217	0,855	0,674	0,715	0,791	73,2
	14	0,87	1,084	0,869	0,740	0,698		75,6
	19	1,14	1,218	0,552	0,445	0,793		30,5
	29	1,08	1,103	0,521	0,402	0,802		27,1
	34	1,10	1,127	0,827	0,618	0,736		68,4
1,06								
<b>Fator 9</b>	17	2,06	1,496	0,234	0,329	0,775	0,744	5,50
	28	1,79	1,231	0,722	0,583	0,674		59,6
	33	2,14	1,258	0,511	0,529	0,692		26,1
	36	1,43	1,288	0,770	0,601	0,665		59,3
	41	1,65	1,282	0,845	0,541	0,687		71,3
1,81								

Cada fator respeita a uma subescala do SQ-48, segundo a seguinte ordem: fator 1, Humor; fator 2, Ansiedade; fator 3, Somatização; fator 4, Agorafobia; fator 5, Agressão; fator 6, Problemas cognitivos; fator 7, Fobia Social; fator 8, Trabalho e fator 9, Vitalidade.

### *Intercorrelações entre as subescalas*

O Quadro 3 ilustra os resultados relativos às intercorrelações entre as subescalas. As correlações encontradas oscilaram entre os 0,017 e os 0,716 valores, sendo que as correlações mais elevadas foram estabelecidas entre as subescalas Humor e Ansiedade (0,716), Ansiedade e Problemas Cognitivos (0,686), Humor e Problemas cognitivos (0,675) e Humor e Humor e Fobia social (0,660). De um modo geral, a subescala da Vitalidade evidenciou correlações fracas com as restantes subescalas, sendo que as correlações mais baixas foram encontradas para as relações entre a subescala Vitalidade as subescalas Ansiedade (0,008), Agressão (0,025) e Somatização (0,060).

### **Quadro 3.**

## CONTRIBUTOS PARA A ADAPTAÇÃO PORTUGUESA DO SQ-48

Correlações entre as subescalas do SQ-48.

	HUM	ANS	SOM	PCOG	FSOC	AGOR	AGRES
ANS	0,716**						
SOM	0,558**	0,605**					
PCOG	0,675**	0,686**	0,578**				
FSOC	0,660**	0,647**	0,560**	0,638**			
AGOR	0,585**	0,564**	0,593**	0,562**	0,591**		
AGRES	0,615**	0,559**	0,489**	0,560**	0,544**	0,470**	
VITA	0,136**	0,008	0,060	-0,034	0,836*	0,112**	0,025

\*, Correlação significativa ao nível de 0,05\*\*. Correlação significativa ao nível de 0,01. Subescalas do SQ-48: HUM indica Humor, ANS indica Ansiedade, SOM indica Somatização, PCOG indica Problemas cognitivos, FSOC indica Fobia social, AGOR indica Agorafobia, AGRES indica Agressão e VITA indica Vitalidade.

### Estudo das validades

O Quadro 4 ilustra os coeficientes de correlação encontrados. Todas as correlações foram significativas para  $p < 0,01$ . Em conformidade com os valores de referência (Taylor, 1990), foram encontradas correlações fortes significativas entre as subescalas Humor do SQ e a Depressão do BSI (0,684) Ansiedade do SQ e Ansiedade do BSI (0,714), Fobia social do SQ e Sensibilidade Interpessoal do BSI (0,691). Correlações moderadas foram estabelecidas entre a subescala Somatização do SQ e do BSI (0,649), Agorafobia do SQ e Ansiedade fóbica do BSI (0,538) e Agressão do SQ e Hostilidade do BSI (0,659). A subescala da Vitalidade correlacionou de forma fraca com a subescala Depressão e o IGS, ambas do BSI, embora a associação tenha atingido significância estatística.

### Quadro 4.

Correlações entre subescalas do SQ-48 e o BSI (subescalas Depressão, Ansiedade, Sensibilidade interpessoal, Somatização, Ansiedade fóbica, Hostilidade e Índice Geral de Sintomas).

		BSI						
Subescalas		DEP	ANS	SENS. I.	SOM	ANS. FÓB.	HOST	IGS
SQ-48	Humor	0,684**						0,722**
	Ansiedade		0,714**					0,711**
	Fobia Social			0,691**				0,726**
	SOM				0,649**			0,619**
	Agorafobia					0,538**		0,602**
	Agressão						0,659**	0,593**
	Problemas cognitivos							0,716**
	Vitalidade	0,197**						0,139**

\*\* Correlação significativa ao nível de 0,01. DEP indica Depressão; ANS indica Ansiedade; SENS. I. indica Sensibilidade Interpessoal; SOM indica Somatização; ANS. FÓB. indica Ansiedade Fóbica; HOST indica Hostilidade e IGS indica Índice Geral de Sintomas.

## DISCUSSÃO

A avaliação psicológica é um momento decisivo nos mais diversos contextos da prática em Psicologia e deve ser percebida como um processo sistemático de recolha de informação, um facilitador da conceptualização de caso e, em última instância, da resolução de problemas. A adaptação do SQ-48 para Portugal surge da necessidade de construir um instrumento capaz de avaliar, de forma combinada e relevante para a prática clínica e investigação portuguesas, dimensões psicológicas negativas e positivas. , dimensões psicológicas negativas e positivas, relevante para a prática clínica e investigação portuguesas.

O objetivo principal desta investigação foi estudar as características psicométricas do instrumento Questionário de Sintomas (SQ-48) e, por conseguinte, contribuir para o processo de adaptação de um instrumento de avaliação do *distress* psicológico para a população portuguesa. A análise psicométrica do SQ-48 envolveu o estudo da sua estrutura fatorial, da consistência interna, das intercorrelações entre as subescalas e da validade convergente. O instrumento final que propomos e as suas características psicométricas apresentam algumas diferenças com o instrumento do estudo original e os resultados obtidos levantam algumas questões que passaremos a abordar.

No que respeita ao estudo da estrutura fatorial do SQ-48, a análise dos índices de ajustamento dos três modelos de confirmação estabelecidos permite inferir a favor do modelo de nove fatores a 47 itens. Dos quatro índices de ajustamento considerados, o modelo apresentou valores satisfatórios para três deles, com valores de CIF, TLI e RMSEA a indicar bom ajustamento. Foi obtido um resultado insatisfatório para o WRMR, igual a 1,614. O WRMR, do inglês *Weighted Root Mean Square Residual*, representa a quantidade de variância explicada ao acaso e são comumente considerados bons indicadores de ajustamento valores inferiores a 0,90 (Schreiber et al., 2006). Talvez por ser um índice relativamente recente e pouco citado na modelagem de equações estruturais, o seu comportamento enquanto indicador de ajustamento ainda não se encontra bem estudado e, conseqüentemente, não se encontra na literatura informação consistente relativamente à sua forma de interpretação. Consideramos também o critério estipulado pelos autores originais de que o SQ-48 foi construído para a avaliação psicológica de nove dimensões independentes, agrupadas segundo diferentes subescalas relacionadas com diversos domínios psicopatológicos compatíveis com as categorias de diagnóstico do DSM e que incluam medidas de funcionamento geral e vitalidade/otimismo do indivíduo (Carlier et al., 2012). Como tal, aceitámos o modelo e consideramos que, no geral, os resultados obtidos vão ao encontro do relatado pelos autores originais do instrumento.

Ao nível da consistência interna, constata-se que foram obtidos valores satisfatórios para as nove subescalas do SQ-48. O fator relativo à Agorafobia obteve um valor um pouco inferior ao desejável, embora aceitável, sugestivo de que os itens não contribuem da forma idealmente uniforme para a soma não ponderada da subescala e que, por conseguinte, esta apresenta relativamente fraca fiabilidade. Não obstante, foi tomada a decisão de manter a subescala, tendo em conta as seguintes razões: 1) a AFC realizada corrobora a adequabilidade do modelo de nove fatores à estrutura do SQ-48; 2) o facto de o instrumento não ser da nossa autoria e, por conseguinte, a preferência por não operacionalizar alterações estruturais de maior grau na composição do mesmo e 3) embora, de um modo geral, esteja convencionado que o valor do alfa tem que ser igual ou superior a 0,70 para uma fiabilidade apropriada, existem cenários de investigação em que um alfa de 0,60 é considerado aceitável (Maroco & Garcia-Marques, 2006; Pestana & Gageiro, 2008).

No que respeita aos critérios relativos à carga fatorial, foram considerados aceitáveis valores superiores a 0,30, sendo o ponto de corte ideal acima dos 0,50 valores (Kline, 2011). A análise dos resultados obtidos a este nível evidencia um valor questionável para o item 43 e um valor insatisfatório para o item 17, que obteve um valor de 0,234. Por outro lado, o item 43 obteve um coeficiente de correlação item-total igual a 0,255, o que representa um resultado insatisfatório

## CONTRIBUTOS PARA A ADAPTAÇÃO PORTUGUESA DO SQ-48

segundo o critério referenciado por Kline (2011) (são considerados como aceitáveis valores iguais ou superiores a 0,30). Não obstante, optámos por não retirar nenhum destes itens das respetivas subescalas por duas razões essenciais. Primeiro, porque as subescalas associadas a estes itens apresentaram valores satisfatórios de consistência interna e, segundo, porque o modelo final aqui apresentado já conta com uma alteração estrutural consequente da extração de um item. Além disso, a opção de manter o item 43 deve-se ao facto deste contribuir significativamente para a consistência interna da subescala, apesar de evidenciar um coeficiente de correlação item-total baixo. Não obstante, apontamos que seria interessante estudar o comportamento do modelo estrutural a nove fatores com a eliminação de um e/ou ambos estes itens, no sentido de perceber potenciais ganhos nos índices de ajustamento, em particular no WRMR.

A avaliação das intercorrelações do SQ-48 é sugestiva de que as suas subescalas se associam, em maior ou menor grau, entre si. As correlações mais fortes nunca violaram o pressuposto de que as correlações estimadas entre os fatores de uma escala não devem ser demasiado elevadas (e.g.  $<0,90$ ) (Kline, 2011).

O estudo da validade convergente foi conduzido através do cálculo dos coeficientes de correlação de Spearman entre subescalas do SQ-48 e as subescalas homólogas do BSI e o Índice Geral de Sintomas (IGS). De uma forma geral, os resultados obtidos vão ao encontro dos dados evidenciados pelos autores originais e indicam que a versão portuguesa do SQ-48 possui boa validade convergente. Por questões práticas associadas ao design experimental, procedeu-se à avaliação da validade divergente da subescala VITA através do cálculo da correlação com a subescala da Depressão do BSI e com o Índice Geral de Sintomas do BSI. Os resultados obtidos foram incongruentes, já que a subescala não correlacionou de forma negativa com as subescalas de comparação (Depressão e IGS do BSI) como seria expectável. Além disso, também a análise das intercorrelações levanta questões sobre o comportamento desta subescala, na medida em que, contrariamente ao esperado do ponto de vista teórico e ao encontrado pelos autores originais, a subescala não correlacionou de forma negativa com as restantes subescalas do SQ-48. Neste sentido, dever-se-ão realizar novas investigações de forma que possamos interpretar melhor estes dados, para além das eventuais características inerentes à cultura portuguesa. (Vagos & Pereira, 2010).

A identificação rigorosa dos fatores emocionais associados à presença de *distress* psicológico tem implicações terapêuticas cruciais, na medida em que facilita a implementação de planos de tratamento mais rápidos e compreensivos e promove quadros mais favoráveis de evolução psicoterapêutica (Groth-Marnat, 2009). Do ponto de vista da prevenção, é pertinente e necessário estipular planos de avaliação e intervenção precoces capazes de identificar pessoas com tais vulnerabilidades psicológicas. Ademais, o despiste e a sinalização prematuras destes casos são também favoráveis numa visão económica, na medida em que permitem uma importante redução de custos na área da saúde. Por outro lado, parece plausível do ponto de vista teórico e prático apostar no desenvolvimento de capital psicológico do indivíduo, cujas várias implicações positivas na promoção do bem-estar do indivíduo foram já evidenciadas (Avey, Wernsing, & Mhatre, 2011). O capital psicológico respeita a um estado de desenvolvimento psicológico positivo constituído por quatro dimensões: autoeficácia, otimismo, esperança e resiliência e a sua relação com o *distress* psicológico em estudantes do ensino superior encontra-se descrita (Li-feng & Hua-li, 2009), tendo sido encontrado um efeito moderador do capital psicológico na experiência de *distress* psicológico (quanto mais forte a presença de constructos psicológicos associados ao capital, menor a experiência de DP). Assim, constructos psicológicos positivos (ou capital psicológico) parecem associar-se à experiência de emoções positivas que, por sua vez, se associam a diminuições nos sintomas de stress e ansiedade. Também o papel da variável cultural enquanto fator explicativo para

as variações encontradas foi já referenciado por outras investigadoras no âmbito da avaliação psicológica (Vagos & Pereira, 2010).

Julgamos que uma das principais vantagens do SQ-48 enquanto instrumento de avaliação consiste no fato da formulação dos seus itens ser consistente com os critérios psicopatológicos definidos pelo DSM-IV. Além disso, o SQ-48 possibilita a avaliação formal de um constructo complexo e multidimensional como é o *distress* psicológico, operacionalizando o acesso a constructos psicológicos positivos e negativos. No contexto clínico em particular, este estudo preconiza a necessidade e importância de uma intervenção psicoterapêutica capaz, não só de diminuir sintomas psicopatológicos tipicamente associados a constructos negativos, mas também de identificar e promover estados de afeto positivo no indivíduo/paciente, sendo que o SQ-48 está construído de forma a avaliar simultaneamente flutuações em ambos os tipos de constructo. Consideramos que uma importante implicação prática deste estudo é o seu potencial contributo para o trabalho de profissionais da saúde e investigação, que poderão, futuramente, incorporar o SQ-48 como instrumento de avaliação psicológica. Em contextos de trabalho cada vez mais complexos e exigentes em termos de tempo e recursos, o SQ-48 surge como uma ferramenta multidimensional, de uso gratuito, simples e rápido.

Como principal desvantagem do presente estudo, apontamos a não existência, até à data, de dados relativos à subescala do Funcionamento no trabalho e, conseqüentemente, à escala global de cotação do instrumento SQ-48, facto que se traduziu em algumas limitações no que respeita à análise psicométrica realizada. Considera-se oportuno e imprescindível o desenvolvimento futuro de soluções a este nível, sendo necessário aumentar e consolidar o conhecimento das propriedades psicométricas do SQ-48. Estudos futuros deveriam focar-se: 1) na validação-cruzada para testar a atual estrutura de nove fatores do modelo; 2) no estudo do comportamento da sub-escala do Trabalho; 3) na replicação com outras populações de interesse (eg., clínicas) e 4) em estudar efeitos de género e/ou idade. Apesar de algumas das questões levantadas, cremos que, no geral, os resultados validam o SQ-48 como um instrumento de avaliação multidimensional do *distress* psicológico, consistente e com itens devidamente adequados à medição dos constructos subjacentes.

Tal como o referido por Maroco e Garcia-Marques (2006), “*Só o uso repetido do instrumento com diferentes amostras nos indica algo sobre a validade do processo inferencial: um instrumento que repetidamente gera dados fiáveis pode dizer-se, com maior confiança, fiável.*” (p. 80). Por esta razão, julgamos que o SQ-48 representa uma ferramenta de avaliação multidimensional dos fenómenos associados ao *distress* psicológico, aplicável nas práticas clínica, académica e de investigação. Acreditamos, pois, que este estudo veio contribuir para o reforço do conhecimento desta área científica, assim como para o enriquecimento do contexto português no âmbito da avaliação psicológica, fornecendo bases de reflexão e para uma prática baseada na evidência.

## REFERÊNCIAS

- Avey, J. B., Wernsing, T. S., & Mhatre, K. H. (2011). A Longitudinal Analysis of Positive Psychological Constructs and Emotions on Stress, Anxiety, and Well-Being. *Journal of Leadership & Organizational Studies*, 18 (2), 216–228. doi:org/10.1177/1548051810397368
- Bernhardsdóttir, J., & Vilhjálmsón, R. (2013). Psychological distress among university female students and their need for mental health services. *Journal of Psychiatric and Mental Health Nursing*, 20(8), 672–678. Retrieved from <http://www.scopus.com/inward/record.url?eid=2-s2.0-84882738034&partnerID=40&md5=e017a79a66d99be459bca012437732bb>
- Blackwell, S. E., Rius-Ottenheim, N., Maaren, Y. W. M. S., Carlier, I. V. E., Middelkoop, V. D., Zitman, F. G., ... Giltay, E. J. (2013). Optimism and mental imagery: A possible cognitive

## CONTRIBUTOS PARA A ADAPTAÇÃO PORTUGUESA DO SQ-48

- marker to promote well-being? *Psychiatry Research*, 206(1), 56–61. doi:org/http://dx.doi.org/10.1016/j.psychres.2012.09.047
- Boehm, J. K., Peterson, C., Kivimaki, M., & Kubzansky, L. (2011). A prospective study of positive psychological well-being and coronary heart disease. *Health Psychology*, 30(3), 259–267. doi:org/10.1037/a0023124
- Brown, T. (2006). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research* (1st ed.). New York: Guilford Publications, Inc.
- Burdick, K. E., Goldberg, J. F., & Harrow, M. (2010). Neurocognitive dysfunction and psychosocial outcome in patients with bipolar I disorder at 15-year follow-up. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 122(6), 499–506. doi:org/10.1111/j.1600-0447.2010.01590.x
- Canavarro, M. C. (2007). Inventário de Sintomas Psicopatológicos: Uma revisão crítica dos estudos realizados em Portugal. In C. Simões, M. Machado, M. Gonçalves, & L. Almeida (Eds.), *Avaliação psicológica: Instrumentos validados para a população portuguesa* (pp. 305–330). Quarteto Editora.
- Carlier, I., Schulte-Van Maaren, Y., Wardenaar, K., Giltay, E., Van Noorden, M., Vergeer, P., & Zitman, F. (2012). Development and validation of the 48-item Symptom Questionnaire (SQ-48) in patients with depressive, anxiety and somatoform disorders. *Psychiatry Research*, 200(2–3), 904–910. doi:org/http://dx.doi.org/10.1016/j.psychres.2012.07.035
- Clanton, N. R., Klosky, J. L., Li, C., Jain, N., Srivastava, D. K., Mulrooney, D., ... Krull, K. R. (2011). Fatigue, vitality, sleep, and neurocognitive functioning in adult survivors of childhood cancer. *Cancer*, 117(11), 2559–2568. doi:org/10.1002/cncr.25797
- Cvetkovski, S., Reavley, N. J., & Jorm, A. F. (2012). The prevalence and correlates of psychological distress in Australian tertiary students compared to their community peers. *Aust N Z J Psychiatry*, 46(5), 457–467. doi:org/10.1177/0004867411435290
- Derogatis, L. R., & Melisaratos, N. (1983). The Brief Symptom Inventory: An introductory report. *Psychological Medicine*, 13(3), 595–605. doi:org/10.1017/S0033291700048017
- Dyrbye, L. N., Thomas, M. R., & Shanafelt, T. D. (2006). Systematic review of depression, anxiety, and other indicators of psychological distress among U.S. and Canadian medical students. *Academic Medicine*, 81(4), 354–373.
- Gouveia, V. V., Milfont, T. L., Gouveia, R. S. V., Medeiros, E. D. de, Vione, K. C., & Soares, A. K. S. (2012). Escala de Vitalidade Subjetiva - EVS: evidências de sua adequação psicométrica. *Psicologia: Teoria E Pesquisa*, 28, 5–13. doi: org/10.1590/S0102-37722012000100002
- Griggs, J. J., Sorbero, M. E. S., Mallinger, J. B., Quinn, M., Waterman, M., Brooks, B., Shields, C. G. (2007). Vitality, mental health, and satisfaction with information after breast cancer. *Patient Education and Counseling*, 66(1), 58–66. doi:org/http://dx.doi.org/10.1016/j.pec.2006.10.008
- Groth-Marnat, G. (2009). *Handbook of Psychological Assessment* (5th ed.). New Jersey: John Wiley & Sons, Ltd.
- Hooper, D., Coughlan, J., & Mullen, M. R. (2008). Structural Equation Modelling: Guidelines for Determining Model Fit. *The Electronic Journal of Business Research Methods*, 6(1), 53–60.
- IBM Corp. (2010). IBM SPSS Statistics for Windows. Armonk, NY: IBM Corp.
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling*. (D. Kenny & T. Little, Eds.). New York: The Guildford Press.
- Li-feng, Z., & Hua-li, R. (2009). The relationship between academic stress and psychological distress: The moderating effects of psychological capital. *Management Science and Engineering*, 2009. ICMSE 2009. *International Conference on*. doi:org/10.1109/ICMSE.2009.5318122
- Lourenço, A. (2012). *Desafios no Ensino de Enfermagem - Stress Académico dos Estudantes em*

*Ensino Clínico*. UNIVERSIDAD DE EXTREMADURA.

- Maroco, J., & Garcia-Marques, T. (2006). Qual a fiabilidade do alfa de Cronbach? Questões antigas e soluções modernas? *Laboratório de Psicologia*, 4(1), 65–90.
- Matthews, E. E., & Cook, P. F. (2009). Relationships among optimism, well-being, self-transcendence, coping, and social support in women during treatment for breast cancer. *Psycho-Oncology*, 18(7), 716–726. doi:org/10.1002/pon.1461
- Muthén, L. K., & Muthén, B. (2010). Mplus user's guide. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Nerdrum, P., Rustøen, T., & Rønnestad, M. H. (2006). Student Psychological Distress: A psychometric study of 1750 Norwegian 1st-year undergraduate students. *Scandinavian Journal of Educational Research*, 50(1), 95–109. doi:org/10.1080/00313830500372075
- Nunnally, J., & Bernstein, I. H. (1978). *Psychometric Theory*. *Psychometric Theory*. New York, EUA: McGraw-Hill.
- Pacheco, S. (2008). Stress e Mecanismos de Coping nos Estudantes de Enfermagem. *Revista Referência*, II(7), 89–95.
- Pai, A. L. H., Drotar, D., Zebracki, K., Moore, M., & Youngstrom, E. (2006). A Meta-Analysis of the Effects of Psychological Interventions in Pediatric Oncology on Outcomes of Psychological Distress and Adjustment. *Journal of Pediatric Psychology*, 31(9), 978–988. doi:org/10.1093/jpepsy/jsj109
- Patel, D. N., Lambert, E. V., da Silva, R., Greyling, M., Nossel, C., Noach, A., ... Gaziano, T. (2010). The Association Between Medical Costs and Participation in the Vitality Health Promotion Program Among 948,974 Members of a South African Health Insurance Company. *American Journal of Health Promotion*, 24(3), 199–204. doi:org/10.4278/090217-QUAN-68R2.1
- Pestana, M. H., & Gageiro, J. N. (2008). *Análise de dados para ciência sociais: A complementaridade do SPSS (5ª ed.)*. Lisboa: Edição Sílabo.
- Ritsner, M., Modai, I., & Ponizovsky, A. (2002). Assessing psychological distress in psychiatric patients: Validation of the Talbich Brief Distress Inventory. *Comprehensive Psychiatry*, 43(3), 229–234. doi:org/10.1053/comp.2002.30800
- Salama-Younes, M., Montazeri, A., Ismail, A., & Roncin, C. (2009). Factor structure and internal consistency of the 12-item General Health Questionnaire (GHQ-12) and the Subjective Vitality Scale (VS), and the relationship between them: a study from France. *Health and Quality of Life Outcomes*, 7(1), 22. Retrieved from <http://www.hqlo.com/content/7/1/22>
- Schreiber, J. B., Stage, F., King, J., Nora, A., & Barlow, E. (2006). Reporting Structural Equation Modeling and Confirmatory Factor Analysis Results: A Review. *The Journal of Educational Research*, 99(6), 323–337.
- Simard, M., Hudon, C., & Reekum, R. (2009). Psychological distress and risk for dementia. *Current Psychiatry Reports*, 11(1), 41–47. doi:org/10.1007/s11920-009-0007-z
- Slade, T., Grove, R., & Burgess, P. (2011). Kessler Psychological Distress Scale: Normative Data from the 2007 Australian National Survey of Mental Health and Wellbeing. *Australian and New Zealand Journal of Psychiatry*, 45(4), 308–316. doi:org/10.3109/00048674.2010.543653
- Stallman, H. M. (2010). Psychological distress in university students: A comparison with general population data. *Australian Psychologist*, 45(4), 249–257. Retrieved from <http://www.scopus.com/inward/record.url?eid=2-s2.0-78149435452&partnerID=40&md5=4320c4232ee29e447d5a6b0a95c181bf>
- Taylor, R. (1990). Interpretation of the Correlation Coefficient: A Basic Review. *Journal of Diagnostic Medical Sonography*, 1, 35–39.

## CONTRIBUTOS PARA A ADAPTAÇÃO PORTUGUESA DO SQ-48

- Vagos, P., & Pereira, A. (2010). A proposal for evaluating cognition in assertiveness. *Psychological Assessment*, 22(3), 657–665. doi:org/10.1037/a0019782
- Van den Broeck, U., D’Hooghe, T., Enzlin, P., & Demyttenaere, K. (2010). Predictors of psychological distress in patients starting IVF treatment: infertility-specific versus general psychological characteristics. *Human Reproduction*, 25 (6), 1471–1480. doi:org/10.1093/humrep/deq030
- van Fenema, E. M., van der Wee, N. J. A., Giltay, E. J., den Hollander-Gijsman, M. E., & Zitman, F. G. (2012). Vitality predicts level of guideline-concordant care in routine treatment of mood, anxiety and somatoform disorders. *Journal of Evaluation in Clinical Practice*, 18(2), 441–448. doi:org/10.1111/j.1365-2753.2010.01593.x
- Verger, P., Combes, J.-B., Kovess-Masfety, V., Choquet, M., Guagliardo, V., Rouillon, F., & Peretti-Wattel, P. (2009). Psychological distress in first year university students: socioeconomic and academic stressors, mastery and social support in young men and women. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 44(8), 643–650. doi:org/10.1007/s00127-008-0486-y
- Watson, R., Gardiner, E., Hogston, R., Gibson, H., Stimpson, A., Wrate, R., & Deary, I. (2009). A longitudinal study of stress and psychological distress in nurses and nursing students. *Journal of Clinical Nursing*, 18(2), 270–278. doi:org/10.1111/j.1365-2702.2008.02555.x
- WHO. (2013). World Health Organization.