

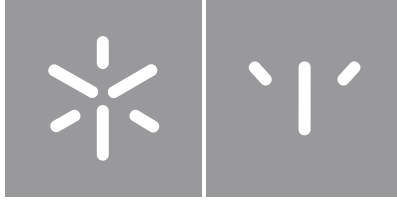


Universidade do Minho

Escola de Psicologia

Joana Catarina Dias da Silva

**Posttraumatic Stress Disorder Checklist for
DSM-5 (PCL-5): Validação e invariância da
medida numa amostra de Bombeiros
Voluntários Portugueses**



Universidade do Minho

Escola de Psicologia

Joana Catarina Dias da Silva

**Posttraumatic Stress Disorder Checklist for
DSM-5 (PCL-5): Validação e invariância da
medida numa amostra de Bombeiros
Voluntários Portugueses**

Dissertação de Mestrado
Mestrado Integrado em Psicologia

Trabalho efetuado sob a orientação da
Professora Doutora Ângela Maia

Declaração

Nome: Joana Catarina Dias da Silva

Endereço eletrónico: a72249@alunos.uminho.pt

Telemóvel: 911770566

Número do cartão de cidadão: 14901476

Título da dissertação: Posttraumatic Stress Disorder Checklist for DSM-5 (PCL-5): Validação e invariância da medida numa amostra de Bombeiros Voluntários Portugueses

Orientação: Professora Doutora Ângela Rosa Pinho Costa Maia

Ano de conclusão: 2018

Designação do Mestrado: Mestrado Integrado em Psicologia

É AUTORIZADA A REPRODUÇÃO INTEGRAL DESTA DISSERTAÇÃO, APENAS PARA EFEITOS DE INVESTIGAÇÃO, MEDIANTE DECLARAÇÃO ESCRITA DO INTERESSADO, QUE A TAL SE COMPROMETE.

Universidade do Minho, 08/06/2018

Assinatura: Joana Dias da Silva

Índice

| | |
|---|-----|
| Agradecimentos | iii |
| Resumo..... | iv |
| <i>Abstract</i> | v |
| Introdução..... | 6 |
| Método..... | 11 |
| Participantes | 11 |
| Instrumentos | 11 |
| Procedimento..... | 13 |
| Análise de Dados | 13 |
| Resultados | 15 |
| Dados sociodemográficos e sintomas de stress pós-traumático | 15 |
| Sensibilidade Psicométrica..... | 16 |
| Validade do Construto | 17 |
| Invariância da Medida | 18 |
| Validade do Critério | 21 |
| Consistência Interna..... | 22 |
| Discussão | 23 |
| Validade Fatorial..... | 23 |
| Invariância da Medida no Género | 23 |
| Limitações e Forças | 25 |
| Recomendações para o Futuro..... | 26 |
| Referências | 27 |

Agradecimentos

Porque a família é onde a nossa história começa, quero agradecer-vos: pai, mãe e irmão. Por serem o meu alicerce, a minha base e uma enorme fonte de apoio. A vocês, o meu 'Obrigada!' será eterno.

Quero agradecer a quem permitiu que este dever acontecesse. Professora Ângela Maia e Dra. Filipa Teixeira, um enorme 'Obrigada!' pela orientação, encorajamento e paciência constantes! Não poderia deixar de agradecer, também, aos restantes membros do Grupo de Investigação pelas suas contribuições e pelo espírito de equipa.

Porque os amigos são o meu sorriso mais sincero, quero agradecer-vos! Big, Natália, Negrão e Ribas, 'Obrigada!' pelo companheirismo, pela cumplicidade, pela paciência... e pelas gargalhadas mais sinceras, ao longo destes cinco anos! Beiramar, 'Obrigada!' pela inspiração e por me ofereceres sempre os teus melhores conselhos. Rita, Gui, Cátia, Chana e Pedro, 'Obrigada!' por serem outra parte de mim e pela camaradagem desde a infância! Nóia, 'Obrigada!' pela empatia nas horas de maior ansiedade e pelo companheirismo que cresceu ao longo deste ano. Aos restantes, que aqui não estão mas que poderiam estar, um 'Obrigada!' sincero, pois nunca me esquecerei de vocês!

Não poderia deixar de agradecer aos projetos que expandiram os meus horizontes e que foram, sem dúvida, uma enorme fonte de aprendizagens: projeto "Rabo de Peixe Sabe Sonhar" e Equipa de Rua "Aproximar +" da Cruz Vermelha Portuguesa, um gigantesco 'Obrigada!', pelas pessoas que permitiram que cruzassem a minha vida e pelo crescimento pessoal que germinaram em mim.

Não querendo eu esquecer-me de ninguém, deixo aqui, neste último parágrafo, um agradecimento geral a todas as pessoas que me fizeram sorrir, me deram ânimo e me mostraram que nunca é demais sonhar. 'Obrigada!'.

Posttraumatic Stress Disorder Checklist for DSM-5 (PCL-5): Validação e invariância da medida numa amostra de Bombeiros Voluntários Portugueses

Resumo

O PCL-5, questionário que avalia sintomas de Stress Pós-Traumático, não está validado para a população nem para os bombeiros voluntários portugueses. Os bombeiros, devido à exposição a eventos potencialmente traumáticos, são vulneráveis ao desenvolvimento desta perturbação. Estudos indicam que apesar do modelo do DSM-5 apresentar ajustamento adequado, os modelos da Anedonia e Híbrido apresentam o melhor ajustamento. Ademais, são escassos os estudos que analisaram a invariância da medida nos dois sexos. Os objetivos deste estudo foram analisar a estrutura fatorial e a invariância da medida nos dois sexos, numa amostra de bombeiros voluntários portugueses. Uma recolha nacional permitiu analisar dados de 664 bombeiros que responderam a um conjunto de questionários de autorrelato, nomeadamente, o PCL-5 e o BSI. Os resultados indicaram que todos os modelos apresentaram bom ajustamento, com o Híbrido a demonstrar-se o melhor. Ainda, os modelos do DSM-5 e da Anedonia apresentaram invariância configuracional e o Híbrido apresentou invariância métrica. Conforme a literatura, os resultados parecem indicar a necessidade de redefinir a estrutura fatorial da PSPT no DSM-5, sendo o modelo híbrido o mais adequado. Devido à escassez de literatura e à discrepância entre resultados, serão necessários mais estudos acerca da invariância da medida nos dois sexos.

Palavras-chave: PSPT, bombeiros voluntários portugueses, propriedades psicométricas, estrutura fatorial, invariância da medida

Posttraumatic Stress Disorder Checklist for DSM-5 (PCL-5): Validation and measurement invariance in a sample of Portuguese volunteer firefighters

Abstract

The PCL-5 is a questionnaire that assesses symptoms of posttraumatic stress disorder and it is not validated for the population neither for the Portuguese volunteer firefighters. Due to the exposure to potentially traumatic events, firefighters, are a vulnerable population to develop this disorder. Studies indicate that although the DSM-5 model presents adequate adjustment, the Anhedonia and Hybrid models are the most suitable. There are few studies analysing measurement invariance in both genders. This study aimed to analyze the factorial structure and the measurement invariance in both genders, in a sample of Portuguese volunteer firefighters. A national sample allowed the data analysis of 664 firefighters who answered to a set of self-report questionnaires, namely, PCL-5 and BSI. According to the results, all models demonstrated adequate adjustment, with the Hybrid model having the highest adjustment. Also, the DSM-5 and Anhedonia models showed configural invariance and the Hybrid showed metric invariance. In agreement with literature, results seem to indicate the need to redefine the factorial structure of PTSD in DSM-5, being the Hybrid model the most adequate. Due to the reduced amount of investigation on this topic and results disparity, further studies on measurement invariance in both genres should be carried out.

Keywords: PTSD, Portuguese volunteer firefighters, psychometric properties, factorial structure, measurement invariance

Posttraumatic Stress Disorder Checklist for DSM-5 (PCL-5): Validação e invariância da medida numa amostra de Bombeiros Voluntários Portugueses

Após a exposição a um ou mais acontecimentos traumáticos é provável o desenvolvimento de mal-estar psicológico. Dependendo de fatores como a intensidade e a recorrência do acontecimento, bem como das características do indivíduo e dos recursos que tem disponíveis, pode observar-se resiliência ou sintomatologia que poderá progredir para uma condição de perturbação mental como a Perturbação de Stress Pós-Traumático (PSPT; *American Psychiatric Association*, 2013; Fraess-Phillips, Wagner, & Harris, 2017). Ainda que qualquer indivíduo possa experienciar um ou mais acontecimentos traumáticos ao longo da vida, determinados grupos, nomeadamente veteranos de guerra, técnicos da emergência médica e bombeiros, apresentam uma maior probabilidade de exposição e, por seu turno, uma maior vulnerabilidade ao desenvolvimento de sintomatologia psicopatológica (APA, 2013; Fraess-Phillips et al., 2017), nomeadamente, sintomatologia pós-traumática. Por esse facto é perentório validar e conhecer as características de medidas capazes de avaliar esta sintomatologia, não só em amostras na comunidade, como também nestes grupos de risco.

Na mais recente edição do Manual de Diagnóstico e Estatística das Perturbações Mentais – Quinta Edição (DSM-5; APA, 2013), os critérios de diagnóstico da PSPT sofreram algumas alterações. Para além da revisão de muitos sintomas e da introdução de três novos, os três *clusters* de sintomas evidenciados no anterior DSM-IV (APA, 1994) foram substituídos por quatro, através da divisão do *cluster* Evitamento e entorpecimento em dois: Evitamento e Alterações negativas nas cognições e no humor (Ashbaugh, Houle-Johnson, Herbert, El-Hage, & Brunet, 2016; Sveen, Bondjers, & Willebrand, 2016; Wortmann et al., 2016). Assim, o DSM-5 (APA, 2013) estabeleceu um modelo de quatro fatores: Sintomas intrusivos (B1-B5), Evitamento (C1-C2), Alterações negativas nas cognições e no humor (ANCH; [D1-D7]) e Alterações significativas da ativação e reatividade (AAR; [E1-E6]) (Ashbaugh et al., 2016).

Estas modificações conduziram à necessidade de rever os instrumentos que avaliam a sintomatologia de PSPT, como é o caso da PSPT *checklist* (PCL; Weathers et al., 1993), uma das medidas de autorrelato mais amplamente utilizada neste domínio. Este instrumento existe, atualmente, numa versão constituída por vinte itens, cada qual correspondendo a um dos vinte sintomas estipulados no DSM-5 (APA, 2013) (Ashbaugh et al., 2016; Blevins, Weathers, Davis, Witte, & Domino, 2015; Bovin et al., 2015; Sveen, et al., 2016; Wortmann et al., 2016). Esta versão, denominada PCL-5

(Weathers et al., 2013), apresenta quatro subescalas que correspondem aos quatro *clusters* de sintomas do DSM-5 (APA, 2013) (Ashbaugh et al., 2016).

Desde 2013, data da publicação do PCL-5 (Weathers et al., 2013), foram realizados vários estudos com o intuito de analisar as propriedades psicométricas deste instrumento, considerando diferentes amostras, tais como veteranos de guerra (Armour et al., 2015; Bovin et al., 2015; Tsai et al., 2015; Wortmann et al., 2016), membros do serviço militar (Hoge, Riviere, Wilk, Herrell, & Weathers, 2014) e diversas amostras provenientes da comunidade (Armour et al., 2015; Ashbaugh et al., 2016; Blevins et al., 2015; Carragher et al., 2015; Frankfurt, Armour, Contractor, & Elhai, 2016; Krüger-Gottschalk et al., 2017; Liu et al., 2014; Sveen, et al., 2016). Independentemente da amostra utilizada, os resultados têm demonstrado (para a escala total do instrumento) elevada consistência interna (α a variar entre .94 e .96; Ashbaugh et al., 2016; Blevins et al., 2015; Bovin et al., 2015; Wortmann et al., 2016) e elevada confiabilidade, observada através dos resultados dos teste-reteste (r a variar entre .82 e .89; Ashbaugh et al., 2016; Blevins et al., 2015; Bovin et al., 2015; Sveen, et al., 2016; Wortmann et al., 2016). Relativamente à validade de critério, os resultados têm evidenciado uma validade concorrente excelente quando se considera as correlações entre os resultados do PCL-5 (Weathers et al., 2013) e os resultados de medidas que também avaliam a sintomatologia da PSPT e que avaliam a sintomatologia da depressão e da ansiedade generalizada. Também têm demonstrado correlações positivas robustas com os resultados de medidas de pânico, somatização e comprometimento do funcionamento (Ashbaugh et al., 2016; Blevins et al., 2015; Bovin et al., 2015; Sveen, et al., 2016; Wortmann et al., 2016). Quanto à validade divergente, os resultados têm demonstrado correlações baixas com os resultados de psicopatia e consumo de álcool (Ashbaugh et al., 2016; Blevins et al., 2015; Bovin et al., 2015; Sveen, et al., 2016; Wortmann et al., 2016).

Diversas investigações têm analisado, igualmente, a validade fatorial do PCL-5 (Weathers et al., 2013) através de Análises Fatoriais Confirmatórias (AFC). Apesar dos resultados indicarem que o modelo dos quatro fatores do DSM-5 (APA, 2013) proporciona um ajuste adequado aos dados, outros estudos têm revelado que modelos constituídos por seis ou por sete fatores descrevem melhor a PSPT (Armour et al., 2015; Ashbaugh et al., 2016; Blevins et al., 2015; Bovin et al., 2015; Liu et al., 2014; Wortmann et al., 2016). Um dos modelos testados, desenvolvido a partir de uma amostra de chineses sobreviventes a um terremoto (N=1196) e designado por modelo da Anedonia (Liu et al., 2014), é constituído por seis fatores: Intrusão (B1-B5), Evitamento (C1-C2), Afeto negativo (D1-D4), Anedonia (D5-D7), Ativação disfórica (E1-E2, E5-E6) e Ativação ansiosa (E3-E4). Neste modelo, o *cluster* D do DSM-5 (APA, 2013) foi separado em dois *clusters*, Anedonia e Afeto negativo e o *cluster* E do DSM-5

(APA, 2013) foi também separado em dois, Ativação disfórica e Ativação ansiosa (Liu et al., 2014). Segundo Watson (2005), a melhor adequação deste modelo justifica-se pelo facto deste separar *clusters* que contêm construtos diferentes em domínios individuais, visto que os mecanismos subjacentes a esses construtos funcionam de forma interindependente. Porém, é o Modelo Híbrido (Armour et al., 2015), um modelo de sete fatores, que tem evidenciado melhor ajuste aos dados quando comparado com os restantes modelos já desenvolvidos (Armour et al., 2015; Ashbaugh et al., 2016; Blevins et al., 2015; Mordeno, Go, & Yangson-Serondo, 2016; Seligowski & Orcutt, 2015; Wortmann et al., 2016). Este modelo, testado em amostras de veteranos de guerra (N=1484, Armour et al., 2015) e de estudantes universitários americanos (N=497, Armour et al., 2015; N=412, Armour et al., 2016), apresenta os seguintes sete *clusters* de sintomas: Reexperienciação (B1-B5), Evitamento (C1-C2), Afeto negativo (D1-D4), Anedonia (D5-D7), Comportamentos externalizados (E1-E2), Ativação ansiosa (E3-E4) e Ativação disfórica (E5-56). O que distingue este modelo do anterior é a introdução do fator Comportamentos externalizados. Ao contrário dos restantes fatores, representados por sintomas de internalização, este é descrito por sintomas comportamentais decorrentes da dificuldade em controlar e/ou regular emoções e impulsos (Armour et al., 2015). A literatura acerca destes modelos e a sua robustez nos resultados das AFC aponta, assim, para a necessidade de reconfiguração dos *clusters* de sintomas evidenciados no DSM-5 (APA, 2013). Porém, será necessária mais investigação neste âmbito, considerando diferentes amostras e variados métodos de recolha de dados (Bovin et al., 2015).

Nesta análise da estrutura fatorial do PCL-5 (Weathers et al., 2013), alguns autores (Frankfurt et al., 2016; Pendergast, Embse, Kilgus, & Eklund, 2016) têm salientado a necessidade de avaliar potenciais variáveis moderadoras da estrutura fatorial da PSPT. Por exemplo, a consideração da variável “sexo” tornaria possível efetuar comparações válidas dos resultados do PCL-5 (Weathers et al., 2013) de grupos conceptualmente relevantes (neste caso, homens e mulheres), já que é conhecido que se observam diferenças de género no que diz respeito à prevalência, severidade e expressão da sintomatologia da PSPT. Apesar de os homens evidenciarem maior risco de exposição a eventos potencialmente traumáticos, as mulheres apresentam, aproximadamente, o dobro do risco de receberem o diagnóstico de PSPT, com sintomatologia significativamente mais severa (Carragher et al., 2015; Frankfurt et al., 2016; Tolin & Foa, 2006). Ademais, em termos de apresentação sintomática, um estudo de Carmassi et al. (2014) evidenciou que as mulheres relataram percentagens significativamente superiores de memórias intrusivas, sonhos perturbadores, reações dissociativas (ex.: *flashbacks*), evitamento de memórias, estado emocional negativo, interesse diminuído, resposta de

sobressalto exagerada e perturbação do sono, em comparação com os homens. Por sua vez, estes relataram taxas significativamente superiores de comportamento imprudente ou autodestrutivo. Desconhecendo a estrutura fatorial do instrumento nos dois sexos, a questão que surge é: será que as diferenças observadas representam verdadeiras diferenças entre os homens e as mulheres ou estas devem-se à existência de modelos específicos nos homens e nas mulheres? Para além de serem necessárias mais investigações, com a utilização de diferentes amostras, que analisem as diferenças de género na prevalência, severidade e expressão da sintomatologia, é indispensável responder a questões acerca de possíveis diferenças de género no modelo fatorial da PSPT. Esta informação é fundamental para o desenvolvimento de intervenções mais específicas de acordo com o género e de acordo com sintomas particulares (Carragher et al., 2015).

A análise denominada Invariância da Medida verifica de que forma um modelo fatorial é invariante em grupos de comparação (Marôco, 2014). Se esta se verificar, as diferenças observadas entre os grupos refletem as verdadeiras diferenças nos construtos subjacentes, pelo que se torna possível estabelecer comparações e interpretações significativas (Carragher et al., 2015; Pendergast et al., 2016). Se não se verificar, as diferenças observadas entre os grupos poderão ser devidas a disparidades na própria medida (Carragher et al., 2015; Frankfurt et al., 2016). Existem quatro níveis de Invariância passíveis de serem analisados, de complexidade e restrições crescentes e interligados entre si. O primeiro nível, Invariância Configuracional, pressupõe verificar se os sintomas se agrupam em fatores equivalentes ao longo dos grupos, ou seja, se os participantes dos diferentes grupos conceptualizam os construtos da mesma forma. Se este nível de Invariância se verificar, procede-se com a análise do seguinte: a Invariância Métrica. Este nível restringe as forças das relações entre os itens e os respetivos fatores latentes como equivalentes ao longo dos grupos, ou seja, pressupõe que os fatores comuns apresentam os mesmos significados nos grupos analisados. Se se verificar, afirma-se que o modelo apresenta Invariância da Medida Fraca e é possível proceder com a análise subsequente: Invariância Escalar que, quando verificável, diz-se que o modelo apresenta Invariância da Medida Forte. Este nível ocorre quando, para além de se verificar a Invariância Métrica, as médias/interceptos dos itens demonstram-se equivalentes ao longo dos grupos. Isto significa que é possível efetuar comparações significativas entre as médias latentes dos grupos, pois este tipo de Invariância analisa o efeito de possíveis tendências de resposta grupais que poderão, de forma sistemática, sobrestimar ou subestimar as respostas aos itens por parte de um determinado grupo. O último nível de análise denomina-se Invariância Residual que, quando presente, diz-se que o modelo apresenta Invariância da Medida Estrita. Este ocorre quando, para além de se verificar a Invariância

Escalar, as variâncias residuais dos itens, ou seja, a porção da variância não atribuível ao fator, são equivalentes ao longo dos grupos. Porém, verifica-se uma discordância na literatura quanto à necessidade de análise deste nível de Invariância para efetuar comparações significativas das médias dos grupos (Frankfurt et al., 2016; Gregorich, 2006; Marôco, 2014; Milfont & Fischer, 2010; Pendergast et al., 2016; Rutkowski & Svetina, 2014; Wu, Li, & Zumbo, 2007).

Até ao momento, apenas dois estudos analisaram a Invariância da Medida do PCL-5 (Weathers et al., 2013) em relação ao sexo na população adulta (Carragher et al., 2015; Frankfurt et al., 2016). De acordo com Carragher et al. (2015), verificou-se a Invariância da Medida Forte para todos os modelos em análise, nomeadamente, para os modelos dos quatro fatores do DSM-5 (APA, 2013), Anedonia (Liu et al., 2014) e Híbrido (Armour et al., 2015). Contudo, foram encontradas diferenças relativas à expressão da sintomatologia da PSPT em consonância com as já mencionadas no estudo de Carmassi et al. (2014). Em contrapartida, no estudo de Frankfurt et al. (2016), a Invariância Configuracional não foi suportada para o modelo do DSM-5 (APA, 2013) e a Invariância da Medida Forte foi suportada para os modelos da Anedonia (Liu et al., 2014) e Híbrido (Armour et al., 2015). É de salientar que estes estudos utilizaram diferentes instrumentos de avaliação da sintomatologia da PSPT, sendo que apenas o estudo de Frankfurt et al. (2016) utilizou o PCL-5 (Weathers et al., 2013). Assim, tanto a escassez de literatura como a obtenção de resultados mistos apontam para a necessidade de mais estudos empíricos acerca da temática.

O PCL-5 (Weathers et al., 2013) ainda não se encontra validado para determinadas amostras nacionais, tais como a população portuguesa, nem em determinadas amostras vulneráveis ao desenvolvimento da perturbação, tais como técnicos de emergência médica e bombeiros. Assim, sendo este um assunto de investigação relativamente recente e com consideráveis lacunas, os objetivos deste estudo concentraram-se na análise das propriedades psicométricas do PCL-5 (Weathers et al., 2013) e da invariância do modelo fatorial nos grupos dos homens e das mulheres, numa amostra de Bombeiros Voluntários Portugueses. Concretamente, com o presente estudo pretendeu-se: (a) analisar as propriedades psicométricas do PCL-5 (Weathers et al., 2013), quanto à validade fatorial (em relação aos seguintes modelos de fatores: quatro fatores do DSM-5 [APA, 2013], Anedonia [Liu et al., 2014] e Híbrido [Armour et al., 2015]), validade concorrente e consistência interna e (b) analisar a invariância dos modelos fatoriais no grupo dos homens e das mulheres. Com base na literatura, foram conceptualizadas as seguintes hipóteses: espera-se que: 1) o modelo dos quatro fatores do DSM-5 (APA, 2013) proporcione um ajuste adequado; 2) os modelos da Anedonia (Liu et al., 2014) e Híbrido (Armour et al., 2015) proporcionem um melhor ajuste; 3) as correlações entre os resultados do PCL-5

(Weathers et al., 2013) e os resultados do *Brief Symptom Inventory* (BSI; Derogatis, 1982), medida que avalia sintomas psicopatológicos como Somatização, Depressão e Ansiedade, sejam elevadas, indicando validade concorrente; 4) se verifique uma elevada consistência interna, tanto para a escala total como para as subescalas; 5) a Invariância Configuracional não seja suportada para o modelo do DSM-5 (APA, 2013), e que a Invariância da Medida Forte seja suportada para os modelos da Anedonia (Liu et al., 2014) e Híbrido (Armour et al., 2015).

Método

Esta investigação inseriu-se no âmbito de um projeto de doutoramento da Dra. Rafaela Lopes, denominado “Exposição a trauma, estratégias de *coping* e apoio familiar em Bombeiros Voluntários Portugueses”, tendo-se utilizado dados previamente recolhidos neste contexto.

Participantes

No âmbito do projeto foram recolhidos dados válidos de 1155 Bombeiros Voluntários Portugueses, pertencentes a Corporações de Bombeiros Voluntários de 18 distritos de Portugal Continental, selecionadas aleatoriamente. Dentro destas, os participantes foram selecionados por conveniência e para integrarem a amostra teriam de obedecer aos seguintes critérios de inclusão: exercer a atividade de bombeiro em regime de voluntariado ou profissional e encontrarem-se no ativo no exercício das suas funções. Dos 1155 participantes avaliados, foram excluídos quatro menores de idade, 49 que não responderam ou responderam de forma incompleta aos diferentes instrumentos e 149 que não definiram o seu evento traumático mais marcante. Para efeito deste trabalho, e no sentido de assegurar uma amostra de participantes dos dois sexos sem diferenças significativas ao nível das outras variáveis sociodemográficas, foram retirados da base de dados os homens mais velhos e consequentemente com mais tempo de serviço, que correspondiam igualmente aos que apresentavam os níveis de escolaridade mais baixos. Assim, foram excluídos 289 participantes, remanescendo um total de 664 participantes, cujas características são descritas na Tabela 1.

Instrumentos

Os participantes foram solicitados a responder a uma bateria de questionários de autorrelato, cujo protocolo incluía, para além de questões sociodemográficas, dimensões como a frequência da participação na vida associativa, frequência de exposição a acontecimentos traumáticos e grau de perturbação associado (Questionário de Exposição e Perturbação dos Acontecimentos Traumáticos; Maia & Carvalho, 2007), estratégias de *coping* (Brief COPE; Carver, 1997), sintomatologia de stress pós-traumático (PCL-5; Weathers et al., 2013), interação trabalho-casa (SWING, Geurts et al., 2005), satisfação em áreas da vida conjugal (EASAVIC; Narciso & Costa, 1996), possíveis consumos (álcool,

tabaco e medicação), perturbação psicológica - somatização, depressão e ansiedade (BSI; Derogatis, 1982) e satisfação geral em diferentes áreas da vida e com a atividade de bombeiro.

Neste estudo, foram utilizados apenas os dados obtidos com o Questionário de Exposição e Perturbação dos Acontecimentos Traumáticos (Maia & Carvalho, 2007), com o PCL-5 (Weathers et al., 2013) e com o BSI (Derogatis, 1982).

Questionário de Exposição e Perturbação dos Acontecimentos Traumáticos (QEPAT; Maia & Carvalho, 2009). Apesar de na versão original este instrumento apresentar 40 itens, neste protocolo sofreu um acréscimo de três itens, pelo que se encontra constituído por 43 acontecimentos potencialmente traumáticos que poderão ocorrer ao participante durante o exercer da sua atividade enquanto bombeiro. Para cada acontecimento, o participante deveria indicar a frequência com que lhe aconteceu (numa escala de Likert de cinco pontos que se estende de 0 “nunca” a 4 “frequentemente”) e o quanto foi perturbador para si (numa escala de Likert de cinco pontos que se estende de 0 “nada” a 4 “muitíssimo”). Após esta listagem de acontecimentos, foi ainda pedido ao participante que descrevesse o acontecimento que considerava ser o mais marcante para si e que respondesse a algumas questões relacionadas (ex.: há quanto tempo). Neste estudo, foi com base nesse acontecimento descrito que o participante respondeu ao PCL-5 (Weathers et al., 2013).

Posttraumatic Stress Disorder Checklist for DSM-5 (PCL-5; Weathers et al., 2013, versão portuguesa de Ferreira, Ribeiro, Santos, & Maia, 2016). É uma medida de autorrelato utilizada para avaliar a sintomatologia da PSPT, constituída por vinte itens que correspondem aos vinte sintomas do DSM-5 (APA, 2013). Inclui quatro subescalas, que também correspondem aos *clusters* do DSM-5: Sintomas intrusivos (B1-B5), Evitamento (C1-C2), Alterações negativas na cognição e no humor (D1-D7) e Alterações significativas da ativação e reatividade (E1-E6). Para cada sintoma, o participante classificou a sua severidade, numa escala de Likert de cinco pontos de 0 a 4 (0 “nada” a 4 “extremamente”), tendo em conta o quão problemático foi para si no último mês. Os resultados totais podem variar entre 0 e 80, sendo que quanto mais elevada a pontuação, mais severa é a sintomatologia (Bovin et al., 2015). O instrumento refere-se a um evento traumático em específico e o formato de administração utilizado solicitou aos participantes que identificassem o seu evento mais marcante e avaliou de que forma é que este evento atendeu ao Critério A (Blevins et al., 2015). Para se estabelecerem diagnósticos provisórios de acordo com as regras do DSM-5 (APA, 2013), um item é considerado clinicamente relevante quando apresenta um resultado igual a 2 (“moderadamente”) ou superior; sendo necessários resultados iguais ou superiores a 2 em pelo menos um Sintoma intrusivo, pelo menos um sintoma de Evitamento, pelo menos dois sintomas de ANCH e pelo menos dois

sintomas de AAR (Ashbaugh et al., 2016; Blevins et al., 2015). O instrumento tem demonstrado excelentes propriedades psicométricas: elevadas consistência interna ($\alpha=.94$), fiabilidade teste-reteste ($r=.82$) e validade convergente e divergente (Blevins et al., 2015).

Brief Symptoms Inventory (BSI; Derogatis, 1982, versão portuguesa de Canavarro, 1999). O questionário é constituído por 53 itens que avaliam sintomas psicopatológicos organizados em nove dimensões e três escalas globais. Neste protocolo foram apenas utilizadas três dimensões de avaliação – Somatização, Depressão e Ansiedade - constituindo um total de dezanove itens. Cada item foi classificado numa escala de Likert de cinco pontos de 0 a 4 (0 “nunca” a 4 “muitíssimas vezes”). A versão Portuguesa revelou boas propriedades psicométricas, com coeficientes de consistência interna entre .72 e .80, à exceção das dimensões da Ansiedade Fóbica e do Psicoticismo ($\alpha=.62$). Os valores da fiabilidade teste-reteste variaram entre .65 (dimensão da Hostilidade) e .80 (dimensão da Depressão). Neste estudo, o coeficiente da consistência interna demonstrou um valor de $\alpha=.92$ quando se considerou as três dimensões em simultâneo, e $\alpha=.79$, $\alpha=.84$ e $\alpha=.87$ para as dimensões de Ansiedade, Somatização e Depressão, respetivamente.

Procedimento

O projeto de investigação recebeu parecer positivo da Comissão de Ética da Universidade do Minho e foi autorizado pela entidade que tutela os bombeiros, nomeadamente, o Núcleo de Segurança e Saúde da Autoridade Nacional de Proteção Civil (ANPC). Com base no recenseamento desta entidade, foram selecionadas aleatoriamente as Corporações de Bombeiros Voluntários. A investigadora visitou as Corporações que aceitaram participar mediante contacto prévio e administrou os instrumentos a todos os sujeitos que se mostraram disponíveis para participar, após esclarecimento dos objetivos e do formato anónimo e confidencial da participação e subsequente obtenção de consentimento informado. Os questionários foram apresentados sob a mesma ordem a todos os participantes, de forma individual e com um único momento de avaliação.

Análise de Dados

Com o intuito de avaliar as propriedades psicométricas do PCL-5 (Weathers et al., 2013), analisou-se a sensibilidade psicométrica, a validade fatorial, as validades convergente e discriminante, a validade concorrente, a invariância do modelo fatorial nos grupos dos homens e das mulheres e a consistência interna.

O pressuposto da sensibilidade psicométrica foi avaliado através das medidas de forma da distribuição dos itens: a assimetria univariada e a curtose univariada. De acordo com Kline (2005), os itens cujos valores da assimetria e da curtose univariadas são superiores a 3 e a 10, respetivamente,

apresentam um desvio à distribuição normal capaz de inviabilizar as análises psicométricas subsequentes.

Para determinar qual o modelo que melhor se ajusta aos dados, foram conduzidas Análises Fatoriais Confirmatórias (AFC). Para avaliar a qualidade do ajustamento dos modelos, recorreu-se aos seguintes índices e respetivos valores de referência: χ^2/ gl (razão da estatística do Qui-quadrado pelos graus de liberdade) inferior a 2.0, *TLI* (*Tucker-Lewis Index*) e *CFI* (*Comparative Fit Index*) superiores a 9.0, *RMSEA* (*Root Mean Square Error of Aproximation*) inferior a 0.10 e *AIC* (*Akaike Information Criterion*) que não apresenta valor de referência mas, quanto menor, melhor (Marôco, 2014).

A invariância do modelo fatorial nos grupos dos homens e das mulheres foi examinada através de uma Análise Fatorial Confirmatória Multigrupos, utilizando uma estratégia *stepwise* de restrições crescentes. Por exemplo, para analisar a Invariância da Medida Fraca, impôs-se restrições de igualdade aos pesos fatoriais do modelo ajustado aos grupos em simultâneo. As estatísticas de teste foram a diferença do qui-quadrado de ajustamento ($\Delta\chi^2$) e a diferença do *Comparative Fit Index* (ΔCFI), entre o modelo com os parâmetros fixos e o modelo basal com os parâmetros livres. Como o χ^2 é sensível à dimensão da amostra, alguns autores têm questionado a utilização do $\Delta\chi^2$ perante amostras de elevada dimensão e/ou muito diferentes entre si (Marôco, 2014). De acordo com as sugestões de Cheung e Rensvold (2002) e de modo a contornar o facto acima mencionado, utilizámos a ΔCFI , não afetada pela especificação do modelo e cujo valor de $\Delta CFI < - 0.01$ aponta para a não invariância do modelo.

As validades convergente e discriminante foram analisadas através da obtenção da Variância Extraída Média (VEM) dos fatores e da comparação entre estes e o quadrado da correlação entre esses fatores, respetivamente. A validade discriminante fica demonstrada se as VEM dos fatores forem superiores ou iguais ao quadrado da correlação entre esses fatores (Marôco, 2010).

A validade concorrente foi analisada através da estimativa das correlações entre os resultados da escala total do PCL-5 (Weathers et al., 2013) e os resultados do BSI (Derogatis, 1982).

Por último, estimou-se a consistência interna, tanto para a escala total e subescalas do PCL-5 (Weathers et al., 2013) como para os grupos dos homens e das mulheres. Para além do coeficiente alfa de Cronbach (α), também se estimou a fiabilidade compósita (FC), uma medida de fiabilidade especialmente apropriada para a AFC e facilmente estimável a partir desta (Marôco, 2014). Considera-se a fiabilidade adequada quando o coeficiente α de Cronbach e a fiabilidade compósita são iguais ou superiores a 0.7 (Hair, Anderson, Tatham, & Black, 1998).

Para efetivar as análises estatísticas, foram utilizados os programas IBM SPSS Statistics 24 e IBM SPSS Amos 24.

Resultados

Dados sociodemográficos e sintomas de stress pós-traumático

Tabela 1

Dados sociodemográficos e resultados do PCL-5, organizados de acordo com o Sexo.

| Indicador | Sexo | | Total |
|---|--------------|---------------|--------------|
| | Masculino | Feminino | |
| <i>n</i> (%) | 414 (62.3) | 250 (37.7) | 664 |
| Idade (<i>M</i> , <i>DP</i>) | 30.47 (7.62) | 30.14 (8.52) | 30.34 (7.97) |
| Nacionalidade (%) | | | |
| Portuguesa | 408 (98.6) | 246 (98.4) | 654 (98.5) |
| Estrangeira | 6 (1.4) | 4 (1.6) | 10 (1.5) |
| Habilitações literárias (%) | | | |
| Ensino primário | 3 (0.7) | 1 (0.4) | 4 (0.6) |
| Ensino básico | 107 (25.8) | 54 (21.6) | 161 (24.2) |
| Ensino secundário | 233 (56.3) | 135 (54.0) | 368 (55.4) |
| Ensino superior | 71 (17.1) | 60 (24.0) | 131 (19.7) |
| Regime do bombeiro (%) | | | |
| Voluntário | 208 (50.2) | 142 (56.8) | 350 (52.7) |
| Profissional e voluntário | 206 (49.8) | 108 (43.2) | 314 (47.3) |
| Tempo de serviço em anos (<i>M</i> , <i>DP</i>) | 10.95 (6.73) | 10.04 (7.53) | 10.61 (7.05) |
| Pertencer a ECINs (%) | 339 (81.9) | 203 (81.2) | 542 (81.6) |
| PCL-5 (<i>M</i> , <i>DP</i>) | | | |
| <i>Cluster B</i> | 2.61 (3.38) | 3.10 (3.73) | 2.79 (3.52) |
| <i>Cluster C</i> | 1.27 (1.64) | 1.76 (1.97) | 1.45 (1.78) |
| <i>Cluster D</i> | 2.63 (3.82) | 2.56 (4.17) | 2.60 (3.95) |
| <i>Cluster E</i> | 3.23 (3.89) | 2.98 (3.62) | 3.14 (3.79) |
| Escala total | 9.74 (11.05) | 10.40 (11.69) | 9.99 (11.29) |

Nota. ECINs = Equipas de Combate a Incêndios. PCL-5 = *PTSD Checklist for Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders - Fifth Edition.*

Os sintomas relatados no PCL-5 (Weathers et al., 2013) em relação à amostra total e aos grupos dos homens e das mulheres encontram-se na Tabela 1. Cerca de 5.9% da amostra total e 5.3% e 6.7% dos homens e mulheres cumpriram, respetivamente, os critérios provisórios para o diagnóstico de PSPT do DSM-5.

Sensibilidade Psicométrica

Tabela 2

Estatísticas Descritivas dos 20 itens que compõem o PCL-5 (erro-padrão da assimetria=0.095; erro-padrão da curtose=0.189; n=664).

| Itens | Média | Desvio-padrão | Assimetria | Curtose | Mínimo | Máximo |
|-------|-------|---------------|------------|---------|--------|--------|
| PCL1 | 0.77 | 0.96 | 1.24 | 0.99 | 0 | 4 |
| PCL2 | 0.44 | 0.80 | 2.07 | 4.27 | 0 | 4 |
| PCL3 | 0.49 | 0.84 | 1.89 | 3.19 | 0 | 4 |
| PCL4 | 0.64 | 0.87 | 1.44 | 1.92 | 0 | 4 |
| PCL5 | 0.45 | 0.81 | 1.93 | 3.50 | 0 | 4 |
| PCL6 | 0.80 | 1.01 | 1.39 | 1.41 | 0 | 4 |
| PCL7 | 0.66 | 0.97 | 1.58 | 1.90 | 0 | 4 |
| PCL8 | 0.53 | 0.89 | 1.87 | 3.19 | 0 | 4 |
| PCL9 | 0.35 | 0.77 | 2.76 | 8.10 | 0 | 4 |
| PCL10 | 0.33 | 0.71 | 2.44 | 5.96 | 0 | 4 |
| PCL11 | 0.35 | 0.71 | 2.43 | 6.27 | 0 | 4 |
| PCL12 | 0.30 | 0.73 | 2.85 | 8.27 | 0 | 4 |
| PCL13 | 0.39 | 0.77 | 2.20 | 4.73 | 0 | 4 |
| PCL14 | 0.36 | 0.74 | 2.36 | 5.87 | 0 | 4 |
| PCL15 | 0.36 | 0.74 | 2.36 | 5.75 | 0 | 4 |
| PCL16 | 0.41 | 0.78 | 2.09 | 4.03 | 0 | 4 |
| PCL17 | 0.99 | 1.13 | 1.06 | 0.31 | 0 | 4 |
| PCL18 | 0.38 | 0.74 | 2.21 | 4.95 | 0 | 4 |
| PCL19 | 0.46 | 0.80 | 1.96 | 3.81 | 0 | 4 |
| PCL20 | 0.53 | 0.92 | 1.92 | 3.23 | 0 | 4 |

As propriedades distributivas de cada um dos itens do PCL-5 encontram-se na Tabela 2. Todos os pontos da escala foram utilizados (Mínimo=0 e Máximo=4) e todos os itens apresentaram os valores da média próximos dos valores mínimos. Os valores da assimetria e da curtose univariadas de todos os itens não se afastaram excessivamente dos valores considerados adequados para a assunção do pressuposto da normalidade (sk univariada < 3 e ku univariada < 10), o que está de acordo com as recomendações de Kline (2005), viabilizando as análises subsequentes.

Validade de Construto

Em relação à validade do construto analisamos a validade fatorial e as validades convergente e discriminante.

Validade fatorial. Para todos os modelos, os valores dos pesos fatoriais e das fiabilidades individuais revelaram-se adequados ($\lambda \geq 0.5$ e $R^2 \geq 0.25$, respetivamente).

Os modelos do DSM-5 (APA, 2013), da Anedonia e Híbrido revelaram uma qualidade de ajustamento boa ($\chi^2/gf=3.874$; $CFI=0.936$; $GFI=0.912$; $RMSEA=0.066$; $P[rmsea \leq 0.05]=0.000$), boa/muito boa ($\chi^2/gf=3.425$; $GFI=0.927$; $RMSEA=0.06$; $P[rmsea \leq 0.05]=0.001$; $CFI=0.949$) e boa/muito boa ($\chi^2/gf=3.406$; $GFI=0.929$; $RMSEA=0.06$; $P[rmsea \leq 0.05]=0.002$; $CFI=0.951$), respetivamente (ver Tabela 3). Os modelos da Anedonia e Híbrido revelaram um ajustamento significativamente superior ao do modelo do DSM-5 ($\chi^2(10)=18.307$, $p < 0.05$ e $\Delta AIC=86.04$, entre os modelos da Anedonia e do DSM-5 e $\chi^2(14)=23.685$, $p < 0.05$ e $\Delta AIC=94.53$, entre os modelos Híbrido e do DSM-5). Adicionalmente, o modelo Híbrido revelou um ajustamento significativamente superior ao do modelo da Anedonia ($\chi^2(4)=9.488$, $p < 0.05$ e $\Delta AIC=8.49$), sendo, portanto, o modelo que apresentou o melhor ajuste.

Tabela 3

Índices de ajustamento das AFCs dos três modelos fatoriais considerados no estudo em relação aos sintomas de PSPT do DSM-5 (n=664).

| Modelo | χ^2 | gf | CFI | GFI | $RMSEA$ (90% IC) | AIC |
|----------|----------|------|-------|-------|---------------------|---------|
| Modelo 1 | 619.837 | 160 | 0.936 | 0.912 | 0.066 (0.060-0.071) | 719.837 |
| Modelo 2 | 513.797 | 150 | 0.949 | 0.927 | 0.060 (0.055-0.066) | 633.797 |
| Modelo 3 | 497,307 | 146 | 0.951 | 0.929 | 0.060 (0.054-0.066) | 625.307 |

Nota. χ^2 = teste do Qui-quadrado; gf = graus de liberdade; CFI = *Comparative Fit Index*, GFI = *Goodness of Fit Index*, $RMSEA$ = *Root Mean Square Error of Approximation*; IC = Intervalo de Confiança; Modelo 1 = Modelo do DSM-5; Modelo 2 = Modelo da Anedonia; Modelo 3 = Modelo Híbrido.

Validades convergente e discriminante do modelo dos quatro fatores do DSM-5 (APA, 2013). A variância extraída média (VEM), indicador da validade convergente, revelou-se adequada para os *clusters* 'Sintomas intrusivos' (0.601) e 'Evitamento' (0.596) e próxima do aceitável para os *clusters* 'ANCH' (0.498) e 'AAR' (0.480). No que diz respeito à validade discriminante, os *clusters* 'Sintomas intrusivos' e 'ANCH', 'Sintomas intrusivos' e 'AAR' e 'ANCH' e 'AAR' não apresentaram este tipo de validade (ver Tabela 4).

Tabela 4

Variância Extraída Média (VEM), Quadrado da correlação de Pearson entre os fatores (R²) e Fiabilidade Compósita (FC).

| Fator | VEM | R ² | | | | FC |
|---------------------|-------|---------------------|------------|-------|-----|------|
| | | Sintomas intrusivos | Evitamento | ANCH | AAR | |
| Sintomas intrusivos | 0.601 | 1 | | | | 0.88 |
| Evitamento | 0.596 | 0.593 | 1 | | | 0.75 |
| ANCH | 0.498 | 0.578 | 0.436 | 1 | | 0.87 |
| AAR | 0.480 | 0.672 | 0.436 | 0.774 | 1 | 0.84 |

Invariância da Medida

Tabela 5

Índices de ajustamento das AFCs multigrupo em relação aos grupos dos homens e das mulheres em simultâneo.

| Modelos testados | χ^2 | <i>gl</i> | <i>CFI</i> | <i>TLI</i> | <i>RMSEA</i> (90% IC) |
|----------------------------------|----------|-----------|------------|------------|-----------------------|
| Comparações em relação ao género | | | | | |
| Modelo do DSM-5 | 1004.752 | 320 | 0.908 | 0.890 | 0.057 (0.053-0.061) |
| Modelo da Anedonia | 868.462 | 300 | 0.923 | 0.903 | 0.054 (0.049-0.058) |
| Modelo Híbrido | 851.015 | 292 | 0.925 | 0.902 | 0.054 (0.050-0.058) |

Nota. χ^2 = teste do Qui-quadrado; *gl* = graus de liberdade; *CFI* = *Comparative Fit Index*, *GFI* = *Goodness of Fit Index*, *RMSEA* = *Root Mean Square Error of Approximation*; *IC* = Intervalo de Confiança.

Comparações em relação ao género (*N*=664; homens, *n*=414; mulheres, *n*=250).

Modelo do DSM-5

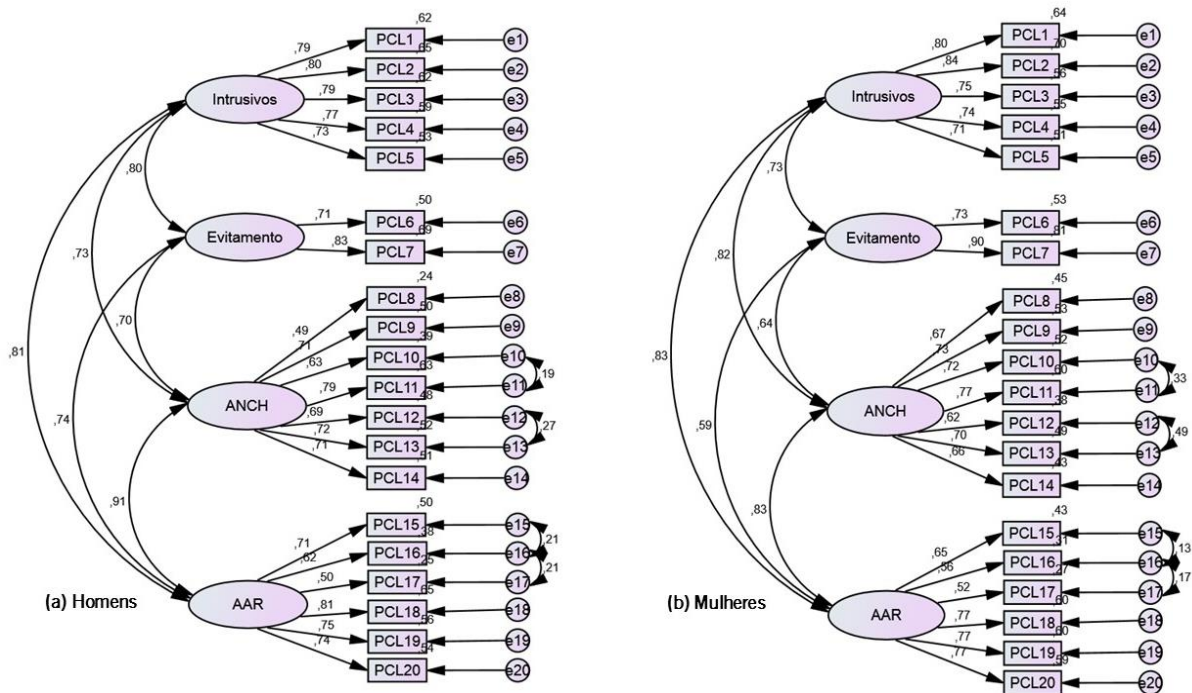


Figura 1. Modelo dos quatro fatores do DSM-5 ajustado a dois grupos, (a) Homens e (b) Mulheres, em simultâneo ($\chi^2(320) = 1004.752$; $\chi^2/df = 3.140$; $CFI = 0.908$; $TLI = 0.890$; $RMSEA = 0.057$; $P[rmsea \leq 0.05] = 0.002$).

O modelo fatorial apresentou um ajustamento aceitável ($\chi^2/df = 3.140$; $TLI = 0.890$; $RMSEA = 0.057$; $P[rmsea \leq 0.05] = 0.002$; $CFI = 0.908$) aos grupos dos homens e das mulheres em simultâneo, demonstrando-se a invariância configuracional do modelo fatorial (ver Tabela 5). Contudo, os testes $\Delta\chi^2$ e ΔCFI entre o modelo com os pesos fatoriais fixos e o modelo com os parâmetros livres nos dois grupos indicaram que não se verifica a invariância da medida métrica ($\Delta\chi^2(16) = 49.219$; $p = 0.000$; estatisticamente significativo e $\Delta CFI < -0.01$).

Modelo da Anedonia

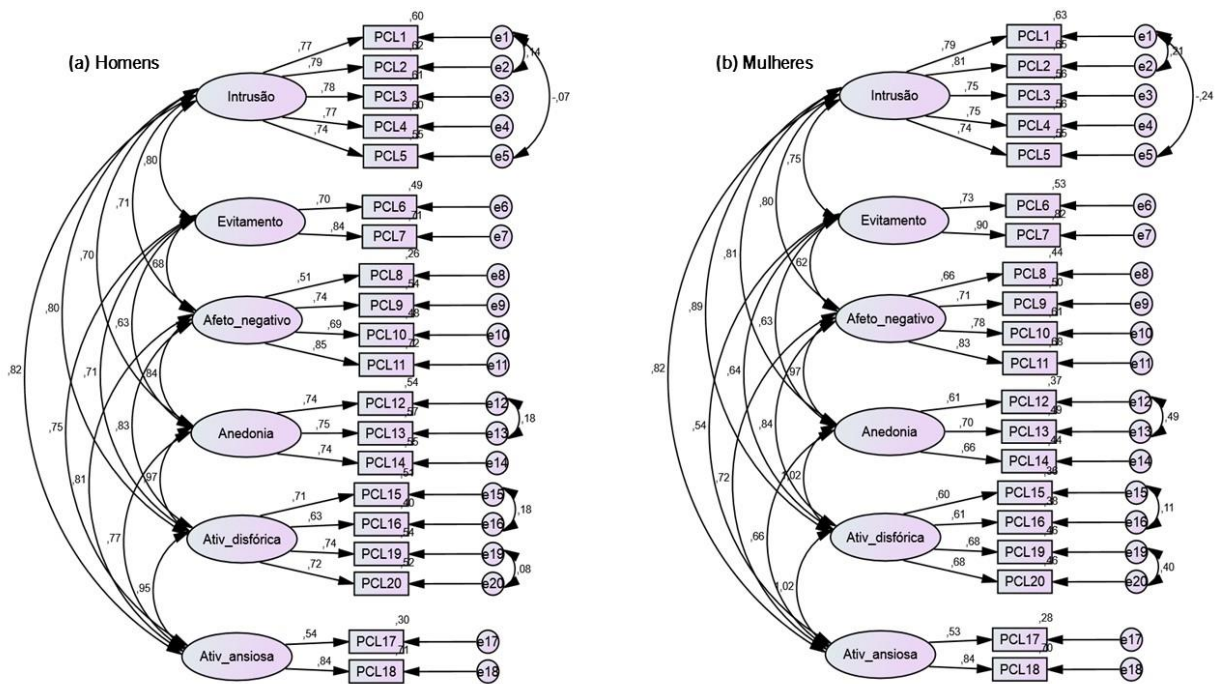


Figura 2. Modelo da Anedonia ajustado a dois grupos, (a) Homens e (b) Mulheres, em simultâneo ($\chi^2(300) = 868.462$; $\chi^2/gf = 2.895$; $CFI = 0.923$; $TLI = 0.903$; $RMSEA = 0.054$; $P[rmsea \leq 0.05] = 0.081$).

O modelo fatorial apresentou um bom ajustamento ($\chi^2/gf = 2.895$; $RMSEA = 0.054$; $P[rmsea \leq 0.05] = 0.081$; $CFI = 0.923$; $TLI = 0.903$) aos grupos dos homens e das mulheres em simultâneo, demonstrando-se a invariância configuracional do modelo fatorial (ver Tabela 5). Contudo, os testes $\Delta\chi^2$ e ΔCFI entre o modelo com os pesos fatoriais fixos e o modelo com os parâmetros livres nos dois grupos indicaram que não se verifica a invariância da medida métrica ($\Delta\chi^2(14) = 33.945$; $p = 0.002$; estatisticamente significativo e $\Delta CFI < -0.01$).

Modelo Híbrido

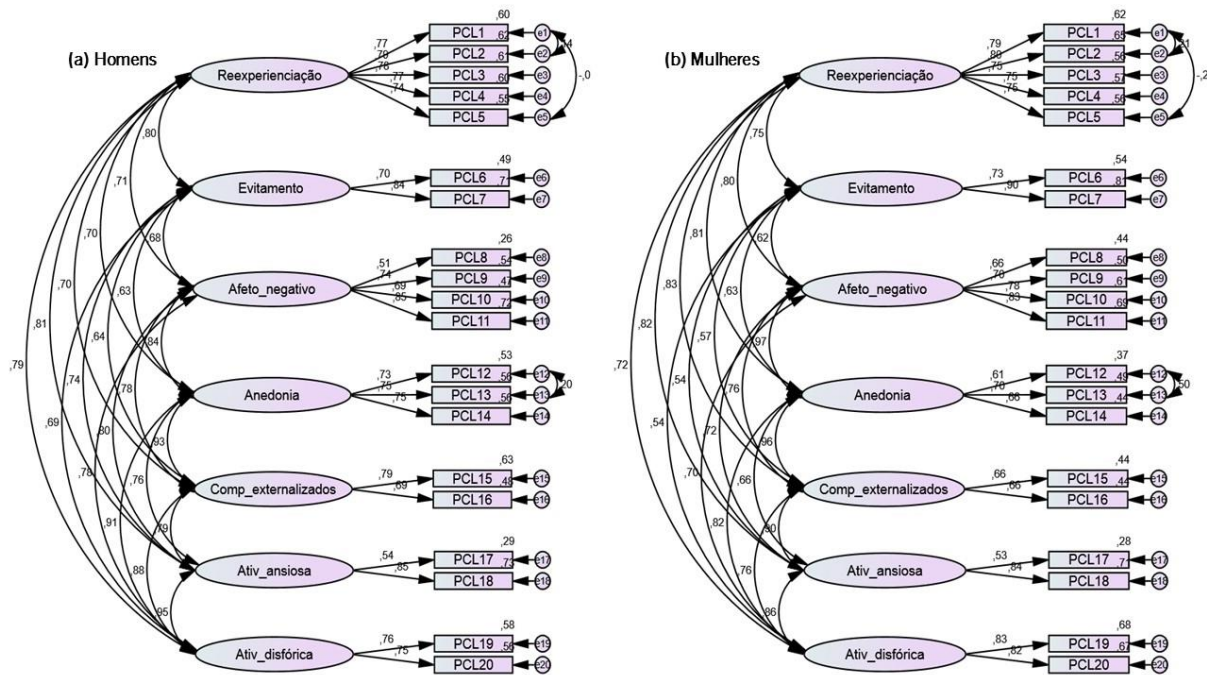


Figura 3. Modelo Híbrido ajustado a dois grupos, (a) Homens e (b) Mulheres, em simultâneo ($\chi^2(292) = 851.015$; $\chi^2/gf = 2.914$; $CFI = 0.925$; $TLI = 0.902$; $RMSEA = 0.054$; $P[rmsea \leq 0.05] = 0.068$).

O modelo fatorial apresentou um bom ajustamento ($\chi^2/gf = 2.914$; $RMSEA = 0.054$; $P[rmsea \leq 0.05] = 0.068$; $CFI = 0.925$; $TLI = 0.902$) aos grupos dos homens e das mulheres em simultâneo, demonstrando-se a invariância configuracional do modelo fatorial (ver Tabela 5). Os testes $\Delta\chi^2$ e ΔCFI entre o modelo com os pesos fatoriais fixos e o modelo com os parâmetros livres nos dois grupos indicaram que se verifica a invariância métrica ($\Delta\chi^2(13) = 20.882$; $p = 0.075$; não estatisticamente significativo e $\Delta CFI = -0.01$). Contudo, os testes $\Delta\chi^2$ e ΔCFI entre o modelo com os pesos fatoriais fixos e o modelo com os pesos fatoriais e as médias/interceptos fixos nos dois grupos indicaram que não se verifica a invariância escalar ($\Delta\chi^2(20) = 62.223$; $p = 0.000$; estatisticamente significativo e $\Delta CFI < -0.01$).

Validade de Critério

Em relação à validade de critério analisamos a validade concorrente.

Validade concorrente. Obteve-se uma correlação fraca entre os resultados da escala total do PCL-5 e os resultados das subescalas do BSI ($r = 0.493$), não se verificando uma boa validade concorrente (ver Tabela 6).

Tabela 6

Coefficientes de correlação de Pearson entre os resultados do PCL-5 e os resultados do BSI e coeficientes alfa (α) de Cronbach para a escala total e subescalas do PCL-5, em relação à amostra total e aos grupos dos homens e das mulheres.

| | PCL-5 | | | | |
|--|---------------------|------------|---------|---------|--------------|
| | Sintomas intrusivos | Evitamento | ANCH | AAR | Escala total |
| <i>Coefficientes de correlação de Pearson</i> | | | | | |
| PCL-5 | | | | | |
| Sintomas intrusivos | 1 | | | | |
| Evitamento | 0.641** | 1 | | | |
| ANCH | 0.665** | 0.540** | 1 | | |
| AAR | 0.699** | 0.554** | 0.722** | 1 | |
| Escala total | 0.808** | 0.658** | 0.803** | 0.806** | 1 |
| BSI | | | | | |
| Somatização | 0.373** | 0.270** | 0.338** | 0.354** | |
| Depressão | 0.362** | 0.341** | 0.442** | 0.412** | |
| Ansiedade | 0.421** | 0.298** | 0.383** | 0.418** | |
| Escala total | 0.411** | 0.291** | 0.398** | 0.392** | 0.493** |
| <i>Coefficientes α de Cronbach</i> | | | | | |
| Amostra global | 0.88 | 0.77 | 0.86 | 0.83 | 0.94 |
| Sexo | | | | | |
| Masculino | 0.88 | 0.74 | 0.86 | 0.83 | 0.94 |
| Feminino | 0.88 | 0.79 | 0.87 | 0.82 | 0.94 |

Nota. BSI = *Brief Symptom Inventory*.

**p < 0.01.

Consistência Interna

A Tabela 4 apresenta os resultados da Fiabilidade Compósita e a Tabela 6 apresenta os resultados do coeficiente alfa de *Cronbach* em relação ao PCL-5. Os resultados revelaram que tanto a

escala total como as subescalas apresentam consistência interna boa (>0.7) a excelente (>0.85), para a amostra global e para os grupos dos homens e das mulheres.

Discussão

Este estudo analisou as propriedades psicométricas do PCL-5 (Weathers et al., 2013), comparando o ajuste de três modelos diferentes e a invariância dos modelos fatoriais nos dois sexos, numa amostra de Bombeiros Voluntários Portugueses. É de salientar a sua importância para uma temática de investigação relativamente recente e com consideráveis lacunas. Os resultados indicaram que os três modelos apresentaram um bom ajustamento aos dados, com o modelo Híbrido a apresentar o melhor ajustamento. Quanto à Invariância da Medida, os modelos dos quatro fatores do DSM-5 (APA, 2013) e da Anedonia apresentaram invariância configuracional e o modelo Híbrido apresentou invariância métrica.

Validade Fatorial

Em concordância com as hipóteses, os resultados indicaram que apesar do modelo dos quatro fatores do DSM-5 (APA, 2013) apresentar um ajuste adequado, os modelos da Anedonia e Híbrido apresentaram o melhor ajuste. Estes resultados encontram-se em concordância com a literatura (Armour et al., 2015; Ashbaugh et al., 2016; Blevins et al., 2015; Bovin et al., 2015; Liu et al., 2014; Wortmann et al., 2016). Ademais, o modelo Híbrido demonstrou o melhor ajuste quando em comparação com os restantes modelos, o que também está de acordo com a literatura (Armour et al., 2015; Ashbaugh et al., 2016; Blevins et al., 2015; Mordeno, Go, & Yangson-Serondo, 2016; Seligowski & Orcutt, 2015; Wortmann et al., 2016). Esta constância poderá sugerir a necessidade de redefinir a estrutura fatorial da PSPT apresentada atualmente no DSM-5 (APA, 2013), sendo que o Modelo Híbrido aparenta ser o mais adequado. Todavia, serão necessários mais estudos acerca da estrutura fatorial da PSPT com outras amostras e populações. É de salientar a importância desta temática de investigação para o contexto da prática clínica e, particularmente, para a redefinição de instrumentos de avaliação e diagnóstico da PSPT.

Invariância da Medida no Género

Foram rejeitadas as duas hipóteses sobre invariância da medida. Previa-se que o modelo dos quatro fatores do DSM-5 (APA, 2013) não apresentasse qualquer tipo de invariância, no entanto, este apresentou invariância configuracional. Também se previa que os modelos da Anedonia e Híbrido apresentassem invariância da medida escalar, no entanto, ambos apresentaram níveis inferiores de invariância: o modelo da Anedonia apresentou invariância configuracional e o modelo Híbrido apresentou invariância métrica. Para os modelos do DSM-5 (APA, 2013) e da Anedonia, os homens e

as mulheres conceptualizaram os construtos da mesma forma, porém, os fatores comuns não apresentaram significados equivalentes nos grupos dos homens e das mulheres. Isto significa que alguns itens refletiram melhor o construto latente para os membros de um dos grupos. Quanto ao modelo Híbrido, os fatores comuns apresentam os mesmos significados nos grupos dos homens e das mulheres, demonstrando este modelo, mais uma vez, uma melhor adequação aos dados deste estudo. Estes resultados não estão em concordância com nenhum dos resultados mencionados na literatura (Carragher et al., 2015; Frankfurt et al., 2016). Devido à escassez de estudos que analisaram esta temática, comparando os grupos dos homens e das mulheres, é difícil estabelecer possíveis explicações para esta discrepância. Contudo, o facto de terem sido utilizados diferentes amostras e diferentes instrumentos de avaliação da sintomatologia da PSPT poderá ter contribuído para a heterogeneidade dos resultados. Indubitavelmente, devido a estas características, serão necessários mais estudos acerca desta temática.

Nenhum modelo analisado apresentou invariância escalar, o que não garante uma comparação válida entre os dois sexos quanto às médias dos *clusters* de sintomas e dos itens considerando cada um dos modelos. Presumivelmente, existiram tendências de resposta grupais que sobrestimaram ou subestimaram as respostas aos itens obtidas por cada grupo. Variáveis de carácter cultural e de género poderão ter enviesado as respostas aos itens, bem como a desejabilidade social, a necessidade de superar limitações relacionadas com o grupo (ex.: estereótipos) e os diferentes pontos de referência através dos quais os participantes avaliam os seus próprios pensamentos e/ou comportamentos, etc. (Mesquita, 2018, in press; Pendergast et al., 2016). Assim, não é possível concluir que as diferenças de género observadas nos resultados do PCL-5 reflitam as verdadeiras diferenças nos construtos subjacentes à PSPT, (Carragher et al., 2015; Pendergast et al., 2016). É de sublinhar que existem diversas teorias que pretendem justificar as diferenças de género quanto à prevalência, severidade e expressão da sintomatologia da PSPT observadas frequentemente na literatura (Carmassi et al., 2014; Carragher et al., 2015; Frankfurt et al., 2016; Tolin & Foa, 2006). Dentro destas teorias, são de mencionar a maior probabilidade de as mulheres sofrerem exposição a eventos traumáticos, a idade mais jovem das mulheres no momento da exposição traumática, as reações psicobiológicas específicas do género à exposição traumática e a maior probabilidade das mulheres experienciarem, de um modo geral, afeto negativo (Carragher et al., 2015; Mesquita, 2018, in press). É provável que estas diferenças de género se devam a uma variedade de fatores, alguns dos quais acima mencionados, outros dos quais relacionados com disparidades na própria medida de avaliação (Carragher et al., 2015; Frankfurt et al., 2016). Será que estas diferenças de género serão válidas? Será que se

obtiveram sob influência da não invariância da estrutura fatorial, ou seja, devido à existência de modelos específicos nos homens e nas mulheres? Outra hipótese explicativa que surge recentemente na literatura, mas que ainda não foi empiricamente investigada, são as diferenças ao nível da interpretação das questões acerca dos sintomas (Carragher et al., 2015). No contexto dos bombeiros voluntários portugueses, um estudo de Mesquita (2018) demonstrou a ausência de diferenças estatisticamente significativas entre os sexos quanto à sintomatologia de PSPT. O facto de as mulheres constituírem a minoria numa profissão tradicionalmente masculina pode impor-lhes a necessidade de contestarem o estereótipo da fragilidade feminina e de superarem as expectativas relacionadas com a performance dos homens, o que poderá ter influenciado as suas respostas Mesquita, 2018, in press.

Este tipo de investigação tem relevância para a prática clínica, nomeadamente, para a promoção de intervenções específicas consoante o género e consoante a especificidade da sintomatologia psicopatológica (Carragher et al., 2015; Mesquita, 2018, in press). Para além disso, no contexto deste estudo, é de frisar a sua pertinência visto que os bombeiros, dada a sua exposição e adversidade, são vulneráveis ao desenvolvimento da PSPT.

Limitações e Forças

Relativamente às limitações deste estudo, são de mencionar as relacionadas com a metodologia de análise. Apesar dos valores da assimetria e da curtose univariadas não se afastarem excessivamente dos valores considerados adequados para a assunção do pressuposto da normalidade (Kline, 2005), o mesmo não se verificou em relação ao valor da curtose multivariada (ku multivariada > 10). No entanto, só é possível efetivar AFC Multigrupos utilizando o método de estimação da Máxima Verosimilhança (ML), método que requiere a validação do pressuposto das normalidades univariada e multivariada, quando se utiliza o programa IBM SPSS Amos 24. Por este motivo, o método ML foi utilizado, mas poderá ter enviesado os resultados. É de mencionar que o método ML é bastante robusto, mesmo em casos de violações graves da normalidade e que a utilização alternativa do método dos Mínimos Quadrados Não Ponderados (ULS), método apropriado para a não validação do pressuposto da normalidade, não é aconselhado devido à desadequação dos seus índices e à sua ausência de robustez (Mâroco, 2014). Esta limitação transcende a possibilidade de escolha do investigador e suscita a necessidade de se desenvolverem metodologias de análise robustas em relação a amostras ou populações que, naturalmente, não cumprem o pressuposto da distribuição normal. Uma outra limitação diz respeito ao facto de todos os modelos fatoriais analisados apresentarem fatores constituídos por menos do que três itens, o que poderá ter contribuído, também, para um enviesamento dos resultados obtidos. Por último, sendo este um estudo *cross-sectional*, não

foi possível obter conclusões acerca da confiabilidade obtida através dos teste-reteste. Quanto aos pontos fortes deste estudo, para além da sua pertinência e inovação já destacadas ao longo desta secção, salienta-se o facto do recrutamento da amostra de Bombeiros Voluntários Portugueses ter sido efetuado a nível nacional, o que permitiu obter uma amostra não só representativa desta população, como de elevada dimensão. Uma amostra com estas características é essencial para a obtenção de resultados válidos e generalizáveis.

Recomendações para o Futuro

Tal como já foi mencionado previamente, é necessário que se realizem mais estudos acerca das propriedades psicométricas do PCL-5, nomeadamente acerca da validade fatorial, utilizando outras amostras ou populações também vulneráveis ao desenvolvimento da PSPT. É de salientar, também, a necessidade de mais estudos acerca da Invariância da Medida, tendo em conta os grupos dos homens e das mulheres em diferentes amostras e populações, devido à escassez da literatura e à discrepância entre os resultados obtidos. Ainda, seria pertinente estudar a Invariância da Medida tendo em conta outros grupos de comparação (ex.: exposição única *vs.* exposição crónica a um evento traumático, etc.).

Referências

- American Psychiatric Association. (1994). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (4th ed.). Washington, DC: Author.
- American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (5th ed.). Arlington, VA: Author.
- Armour, C., Tsai, J., Durham, T. A., Charak, R., Biehn, T. L., Elhai, J. D., & Pietrzak, R. H. (2015). Dimensional structure of DSM-5 posttraumatic stress symptoms: Support for a hybrid Anhedonia and Externalizing Behaviors model. *Journal of Psychiatric Research, 61*, 106–113. <http://doi.org/10.1016/j.jpsychires.2014.10.012>
- Armour, C., Contractor, A., Shea, T., Elhai, J. D., & Pietrzak, K. R. (2016). Factor structure of the PTSD Checklist for DSM-5: Relationships among symptom clusters, anger, and impulsivity. *Journal of Nervous and Mental Disease, 204*(2), 108-115.
- Ashbaugh, A. R., Houle-Johnson, S., Herbert, C., El-Hage, W., & Brunet, A. (2016). Psychometric validation of the English and French versions of the Posttraumatic Stress Disorder Checklist for DSM-5 (PCL-5). *PLoS ONE, 11*(10), 1–16. <http://doi.org/10.1371/journal.pone.0161645>
- Blevins, C. A., Weathers, F. W., Davis, M. T., Witte, T. K., & Domino, J. L. (2015). The Posttraumatic Stress Disorder Checklist for DSM-5 (PCL-5): Development and Initial Psychometric Evaluation. *Journal of Traumatic Stress, 28*, 489–498. <http://dx.doi.org/10.1002/jts.22059>
- Bovin, M. J., Marx, B. P., Weathers, F. W., Gallagher, M. W., Rodriguez, P., Schnurr, P. P., & Keane, T. M. (2015). Psychometric Properties of the PTSD Checklist for Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders–Fifth Edition (PCL-5) in Veterans. *Psychological Assessment, 5*, 0–13. <http://doi.org/10.1037/pas0000254>
- Canavaro, M. C. (1999). Inventário de Sintomas Psicopatológicos – B.S.I. In M. R. Simões, M. M. Gonçalves, & L. S. Almeida (Eds.), *Testes e provas psicológicas em Portugal* (pp. 95-109). Braga: Sistemas Humanos e Organizacionais, Lda.
- Carmassi, C., Stratta, P., Massimetti, G., Bertelloni, A. A., Conversano, C., Cremone, M. M., ... Dell'Osso, L. (2014). New DSM-5 maladaptive symptoms in PTSD: Gender differences and correlations with mood spectrum symptoms in a sample of high school students following survival of an earthquake. *Annals of General Psychiatry, 13*(1), 1-9. <https://doi.org/10.1186/s12991-014-0028-9>

- Carragher, N., Sunderland, M., Batterham, P. J., Calear, A. L., Elhai, J. D., Chapman, C., & Mills, K. (2015). Discriminant validity and gender differences in DSM-5 posttraumatic stress disorder symptoms. *Journal of Affective Disorders, 190*, 56–67.
<https://doi.org/10.1016/j.jad.2015.09.071>
- Carvalho, C., & Maia, Â. C. (2009). Exposição adversa, psicopatologia e queixas de saúde em Bombeiros Portugueses. *I Congresso Luso-Brasileiro de Psicologia Da Saúde, 1*, 1047-1067.
- Carver, C. (1997). You want to measure coping but your protocol's too long: consider the brief COPE. *International Journal of Behavioral Medicine, 4*(1), 92-100.
https://doi.org/10.1207/s15327558ijbm0401_6
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling, 9*(2), 233-255.
https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- Derogatis, L R. (1982). *BSI: Brief Symptom Inventory* (3rd ed.). Minneapolis: National Computers Systems.
- Frankfurt, S. B., Armour, C., Contractor, A. A., & Elhai, J. D. (2016). Do gender and directness of trauma exposure moderate PTSD's latent structure? *Psychiatry Research, 245*, 365–370.
<https://doi.org/10.1016/j.psychres.2016.08.049>
- Fraess-Phillips, A., Wagner, S., & Harris, R. L. (2017). Firefighters and traumatic stress: A review. *International Journal of Emergency Services, 6*(1), 67–80. <https://doi.org/10.1108/IJES-10-2016-0020>
- Geurts, S., Taris, T., Kompier, M., Dijkers, J., Hoof, M., & Kinnunen, U. (2005). Work-home interaction from a work psychological perspective: Development and validation of a new questionnaire, the SWING. *Work & Stress, 19*(4), 319-339.
<https://doi.org/10.1080/02678370500410208>
- Gregorich, S. E. (2006). Do Self-Report Instruments Allow Meaningful Comparisons Across Diverse Population Groups? Testing Measurement Invariance Using the Confirmatory Factor Analysis Framework. *Med Care, 44*(11), 78-94.
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (1998). *Multivariate Data Analysis* (5th ed.). London: Prentice-Hall.

- Hoge, C. W., Riviere, L. A., Wilk, J. E., Herrell, R. K., & Weathers, F. W. (2014). The prevalence of posttraumatic stress disorder (PTSD) in US combat soldiers: A head-to-head comparison of DSM-5 versus DSM-IV-TR symptom criteria with the PTSD checklist. *The Lancet Psychiatry*, *1*(4), 269-277. [http://dx.doi.org/10.1016/S2215-0366\(14\)70235-4](http://dx.doi.org/10.1016/S2215-0366(14)70235-4)
- Kline, R. B. (2005). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling*. New York: Guilford Press.
- Krüger-Gottschalk, A., Knaevelsrud, C., Rau, H., Dyer, A., Schäfer, I., Schellong, J., & Ehring, T. (2017). The German version of the Posttraumatic Stress Disorder Checklist for DSM-5 (PCL-5): Psychometric properties and diagnostic utility. *BMC Psychiatry*, *17*(1), 1–9. <https://doi.org/10.1186/s12888-017-1541-6>
- Liu, P., Wang, L., Cao, C., Wang, R., Zhang, J., Zhang, B., ... Elhai, J. D. (2014). The underlying dimensions of DSM–5 posttraumatic stress disorder symptoms in an epidemiological sample of Chinese earthquake survivors. *Journal of Anxiety Disorders*, *28*, 345–351. <http://dx.doi.org/10.1016/j.janxdis.2014.03.008>
- Marôco, J. (2014). *Análise de Equações Estruturais: Fundamentos teóricos, Software & Aplicações*. Pêro Pinheiro: Report Number.
- Mesquita, F. (2018). *Exposição adversa, psicopatologia e coping em bombeiros: Um estudo comparativo entre sexos*. Tese de Mestrado. Universidade do Minho, Braga (Tese não publicada).
- Milfont, T. L., & Fischer, R. (2010). Testing measurement invariance across groups: Applications in cross-cultural research. *International Journal of Psychological Research*, *3*(1), 111-121. <https://doi.org/10.1007/s11135-007-9143-x>
- Mordeno, I. G., Go, G. P., & Yangson-Serondo, A. (2017). Examining the dimensional structure models of secondary traumatic stress based on DSM-5 symptoms. *Asian Journal of Psychiatry*, *25*, 154–160. <http://doi.org/10.1016/j.ajp.2016.10.024>
- Narciso, I., & Costa, M. (1996). Amores satisfeitos, mas não perfeitos. *Cadernos de Consulta Psicológica*, *12*, 115-130.
- Pendergast, L. L., Embse, N. V., Kilgus, S. P., & Eklund, K. R. (2017). Measurement equivalence: A non-technical primer on categorical multi-group confirmatory factor analysis in school psychology. *Journal of School Psychology*. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jsp.2016.11.002>
- Rutkowski, L., & Svetina, D. (2014). Assessing the Hypothesis of Measurement Invariance in the

- Context of Large-Scale International Surveys. *Educational and Psychological Measurement*, 74(1), 31-57. <https://doi.org/10.1177/0013164413498257>
- Seligowski, A. V., & Orcutt, H. K. (2016). Support for the 7-factor hybrid model of PTSD in a community sample. *Psychological Trauma: Theory, Research, Practice, and Policy*, 8(2), 218-221. <http://dx.doi.org/10.1037/tra0000104>
- Sveen, J., Bondjers, K., & Willebrand, M. (2016). Psychometric properties of the PTSD checklist for dsm-5: A pilot study. *European Journal of Psychotraumatology*, 7, 1-7. <http://doi.org/10.3402/ejpt.v7.30165>
- Tolin, D. F., & Foa, E. B. (2006). Sex differences in trauma and posttraumatic stress disorder: A quantitative review of 25 years of research. *Psychological Bulletin*, 132(6), 959-992. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.132.6.959>
- Tsai, J., Harpaz-Rotem, I., Armour, C., Southwick, S. M., Krystal, J. H., & Pietrzak, R. H. (2015). Dimensional structure of DSM-5 posttraumatic stress disorder symptoms: Results from the National Health and Resilience in Veterans Study. *Journal of Clinical Psychiatry*, 76(5), 546-553. <http://dx.doi.org/10.4088/JCP.14m09091>
- Watson, D. (2005). Rethinking the mood and anxiety disorders: A quantitative hierarchical model for DSM-V. *Journal of Abnormal Psychology*, 114, 522-536. <http://dx.doi.org/10.1037/0021-843X.114.4.522>
- Weathers, F. W., Litz, B. T., Herman, D. S., Huska, J. A., & Keane, T. M. (1993). *The PTSD checklist: Reliability, validity, and diagnostic utility*. Paper presented at the Annual Meeting of the International Society for Traumatic Stress Studies, San Antonio, TX.
- Weathers, F. W., Litz, B. T., Keane, T. M., Palmieri, P. A., Marx, B. P., & Schnurr, P. P. (2013b). *The PTSD Checklist for DSM-5 (PCL-5)*. Scale available from the National Center for PTSD at <http://www.ptsd.va.gov>
- Wortmann, J. H., Jordan, A. H., Weathers, F. W., Resick, P. A., Dondanville, K. A., Hall-Clark, B., ... Litz, B. T. (2016). Psychometric Analysis of the PTSD Checklist-5 (PCL-5) Among Treatment-Seeking Military Service Members. *Psychological Assessment*, 5(11), 1392-1403. <http://doi.org/10.1037/pas0000260>
- Wu, A. D., Li, Z., & Zumbo, B. D. (2007). Decoding the meaning of factorial invariance and updating the practice of multi-group confirmatory factor analysis: A demonstration with TIMSS data. *Practical*

Assessment, Research & Evaluation, 12(3), 1-26.