

Estudo da Estrutura Fatorial e Características Psicométricas da Versão Portuguesa da Forms of Responding to Self-Critical Thoughts Scale (FoReST)

Factor Structure and Psychometric Properties of the Portuguese Version of the Forms of Responding to Self-Critical Thoughts Scale (FoReST)

Luciana Martins¹, Ana Galhardo^{2,4}, Marina Cunha^{2,4} e Ilda Massano-Cardoso^{3,5,6}

Resumo

O presente estudo visou desenvolver a versão portuguesa da *Forms of Responding to Self-Critical Thoughts Scale* (FoReST-PT) e estudar a sua estrutura fatorial e características psicométricas numa amostra de 235 indivíduos portugueses, com o intuito de avaliar a flexibilidade psicológica na resposta a pensamentos autocríticos. O modelo de dois fatores da FoReST-PT mostrou um bom ajustamento ($X^2=41.373$; $df=25$; CFI=.983; TLI=.975; RMSEA=.053; SRMR=.034; ECVI=.423), sendo considerados os *fatores unworkable action* e *mindful acceptance*. As análises multi-grupo revelaram-se invariantes em função do género. A FoReST-PT mostrou uma boa consistência interna e fidedignidade teste-reteste. As correlações com outras variáveis foram reveladoras de validade convergente e mostrou também possuir validade incremental. Não se observaram diferenças entre homens e mulheres nos *scores* da FoReST-PT. A FoReST-PT mostrou-se um instrumento válido e fidedigno para avaliar a flexibilidade psicológica para lidar com pensamentos autocríticos.

Palavras-chave: flexibilidade psicológica, pensamentos autocríticos, análise fatorial confirmatória, propriedades psicométricas

Abstract

The current study aimed to develop the Portuguese version of the Forms of Responding to Self-Critical Thoughts Scale (FoReST-PT) and to study its factor structure and psychometric properties in a sample of 235 Portuguese participants, to assess psychological flexibility in responding to self-critical thoughts. The FoReST-PT two-factor model showed a good fit ($X^2=41.373$; $df=25$; CFI=.983; TLI=.975; RMSEA=.053; SRMR=.034; ECVI=.423), considering the factors *unworkable action* and *mindful acceptance*. The multi-group analyses proved to be invariant by gender. The FoReST-PT showed good internal consistency and test-retest reliability. Correlations with other variables revealed convergent validity and showed incremental validity. There were no differences between men and women in the FoReST-PT scores. The FoReST-PT proved to be a valid and reliable instrument to assess psychological flexibility to deal with self-critical thinking.

Keywords: psychological flexibility, self-critical thoughts, confirmatory factor analysis, psychometric properties

¹MSc Clinical Psychology, Instituto Superior Miguel Torga, Coimbra, Portugal. Largo da Cruz de Celas, nº1, 3000-132 Coimbra, Portugal.

²PhD Clinical Psychology, Instituto Superior Miguel Torga, Coimbra, Portugal. Largo da Cruz de Celas, nº1, 3000-132 Coimbra, Portugal.

³PhD Health Sciences, Instituto Superior Miguel Torga, Coimbra, Portugal. Largo da Cruz de Celas, nº1, 3000-132 Coimbra, Portugal.

⁴CINEICC – Centre for Research in Neuropsychology and Cognitive and Behavioural Intervention – Faculdade de Psicologia e de Ciências da Educação da Universidade de Coimbra, Portugal. Rua do Colégio Novo, 3000-115 Coimbra, Portugal.

⁵Universidade de Coimbra, Faculdade de Medicina. Azinhaga de Sta. Comba, Celas, 3000-548 Coimbra, Portugal.

⁶Universidade de Coimbra, CEISUC | CiBB – Center for Innovative Biomedicine and Biotechnology. Rua Larga, Coimbra, Portugal.

⁵CINEICC – Centre for Research in Neuropsychology and Cognitive and Behavioural Intervention – Faculdade de Psicologia e de Ciências da Educação da Universidade de Coimbra, Portugal. Rua do Colégio Novo, 3000-115 Coimbra, Portugal.

⁶Universidade de Coimbra, CEISUC- Faculdade de Economia. Av. Dr. Dias da Silva, 165, 3004-512 Coimbra, Portugal.

Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica. RIDEP · Nº78 · Vol.4 · 133-146 · 2025

ISSN: 1135-3848 print / 2183-6051 online

This work is licensed under CC BY-NC 4.0. To view a copy of this license, visit <http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>

Introdução

Ao longo dos anos, o construto de autocrítica e a sua relação com a psicopatologia e relevância para a psicoterapia têm vindo a ser crescentemente abordados na literatura (Kannan & Levitt, 2013). O autocrítica é considerado um processo em que os indivíduos se autoavaliam, se julgam e autocondenam, geralmente de forma negativa, normalmente associado à aparência física, pensamentos, comportamentos e emoções (Gilbert, 2007; Shahar et al., 2015a). O processo de autocrítica engloba, assim, uma avaliação de si próprio de forma negativa, encontrando-se frequentemente associado a emoções com carácter negativo (Whelton & Greenberg, 2005). De acrescentar que o autocrítica se traduz numa autocrítica recorrente e excessiva dirigida ao próprio, que mantém preocupações contínuas que envolvam erros, falhas ou reacções percebidas como negativas associadas ao seu próprio desempenho, o que resulta numa insatisfação e incapacidade em perceber o seu desempenho como tendo sido positivo (Loew et al., 2020).

Este processo é encarado como universal, sendo independente de qualquer cultura, raça, classe ou género, no entanto, a experiência individual difere na forma como cada indivíduo reage aos pensamentos autocríticos (Kannan & Levitt, 2013). De referir que, do ponto de vista evolucionário, os pensamentos autocríticos podem funcionar, em algumas situações, como uma forma de autorregulação, que motiva uma mudança de comportamento relativamente, por exemplo, ao fracasso ou à repetição de comportamentos desadaptativos (Gilbert, 2009; Neff, 2003). Assim, o autocrítica é uma experiência comum e inerente à condição humana, mas os indivíduos que vivenciam níveis mais elevados de autocrítica tendem a optar por lidarem consigo próprios de forma mais dura e hostil (Shahar et al., 2015a), o que pode associar-se a uma autoestima menor e mais frágil, a um medo do fracasso, escrutínio, desaprovação e rejeição por parte dos outros (Thompson & Zuroff, 2004; Yamaguchi & Kim, 2013).

De acordo com Gilbert e Irons (2005), os pensamentos autocríticos são uma forma mal adaptativa de os indivíduos se defenderem contra críticas que provenham de outros indivíduos.

Normalmente este tipo de estratégia pode levar a comportamentos de evitamento de situações equacionadas pelos indivíduos como potenciadoras de algum tipo de crítica pelos demais (Karadere & Burhan, 2021). Como tal, os pensamentos autocríticos podem ter a função de limitar o envolvimento em comportamentos que exponham a pessoa a uma avaliação potencialmente desfavorável por parte dos outros.

O autocrítica está, muitas vezes, associado a uma atitude rígida perante o sofrimento do próprio indivíduo, o que pode levar a que seja considerado como um preditor desse sofrimento, relacionando-se com a psicopatologia (Gilbert & Procter, 2006). Primordialmente, o autocrítica era reconhecido como um traço de personalidade (Whelton & Greenberg, 2005) que se podia observar também no desenvolvimento do perfeccionismo (Békés et al., 2015). Quando comportamentos de perfeccionismo são acompanhados de pensamentos de autocrítica podem mostrar-se como nefastos para o indivíduo (Shafran & Mansell, 2001).

Efetivamente, a literatura tem vindo a apontar o autocrítica como estando associado a uma variedade de condições psicopatológicas. Vários estudos sugerem a existência de uma relação entre o autocrítica e a depressão (Ehret, et al., 2015; Joeng & Turner, 2015; Lerman et al., 2012; Luyten et al., 2007; Shahar et al., 2015b). O autocrítica tem-se também mostrado relacionado com a ansiedade social (Cox et al., 2004; Kopala-Sibley et al., 2013), tendendo a surgir associado à avaliação da experiência social que o indivíduo realiza e a um aumento do medo ao longo das interações sociais (Kopala-Sibley et al., 2013). Outras perturbações em que a investigação tem vindo a referir uma ligação com o autocrítica são as perturbações da alimentação e da ingestão (Dunkley & Grilo, 2007) e a Perturbação Pós Stress Traumático (Harman & Lee, 2010). Também Kopala-Sibley et al. (2012) reportaram a associação entre a presença de autocrítica na percepção do afeto negativo em situações de interação social em pacientes com Perturbação de Personalidade *Borderline*.

No entanto, a presença de pensamentos autocríticos não tem que determinar, necessariamente, um maior risco de desenvolvimento de problemas psicológicos. A

forma como os indivíduos respondem ou lidam com os seus pensamentos autocríticos, com maior ou menor flexibilidade psicológica é que será decisiva. Se estes pensamentos forem observados pelo indivíduo como correspondendo a acontecimentos privados transitórios, que fazem parte da sua experiência interna, e que não têm que influenciar o seu comportamento e comprometer uma vida plena, orientada pelos valores, muito provavelmente estabelecerá com eles uma relação mais adaptativa (Harris, 2019). Pelo contrário, se a relação com os pensamentos autocríticos for caracterizada por fusão cognitiva, evitamento experiencial, uma visão do eu concetualizada, com valores pouco claros e ações que não estão em consonância com estes, haverá uma maior probabilidade de surgirem problemas de saúde mental (Hayes et al., 2006). Por exemplo, formas desadaptativas de responder a pensamentos autocríticos podem também conduzir ao início e desenvolvimento de padrões ruminativos (Bernstein et al., 2019).

Com efeito, o autocrítico constitui-se como um construto relevante na área da saúde mental e a sua heterogeneidade e complexidade levaram ao desenvolvimento de diversos instrumentos de autorresposta, tendo em conta distintas concetualizações e medidas abrangidas pelo construto (Werner et al., 2019), sendo de seguida apresentadas brevemente algumas destas medidas.

Um dos instrumentos mais utilizados em investigação é a *Forms of Self-criticizing/Attacking and Self-Reassuring Scale* (FSCRS; Gilbert et al., 2004). A FSCRS pretende avaliar e refletir a forma como as pessoas avaliam as possíveis razões e motivos pelos quais se criticam, tendo em conta situações de fracasso experienciadas. Os itens deste instrumento referentes à autocrítica podem ser analisados através de uma componente de sentimentos de inadequação (Eu inadequado) e de uma segunda componente (Eu Detestado), com respostas referentes a um sentimento de autorrepugnância ou raiva quando os indivíduos são confrontados com situações de fracasso ou erros (Gilbert et al., 2004).

Por sua vez, a *Levels of Self-Criticism Scale* (LOSC; Thompson & Zuroff, 2004) é um instrumento que pretende medir duas formas disfuncionais de autoavaliação negativa, sendo elas o *comparative self-criticism* (CSC) e o *internalized*

self-criticism (ISC). A primeira é caracterizada pela comparação que o próprio faz com outros, através da sensação da inferioridade e a segunda é caracterizada pela visão que tem sobre si, relacionada com a incapacidade de atingir os seus objetivos internos (Thompson & Zuroff, 2004).

Um outro exemplo é o *Depressive Experiences Questionnaire* (DEQ; Blatt, D'Afflitti, & Quinlan, 1976). O DEQ é um dos instrumentos mais utilizados ao longo dos anos, desenvolvido com o intuito de avaliar diversas experiências que podem estar relacionadas com a depressão. Deste instrumento faz parte uma subescala relativa à autocrítica, correspondendo a um fator de vulnerabilidade para a depressão. A esta subescala pertencem itens que englobam a preocupação de não viver de acordo com as expectativas ou ideais de vida e a prática da autocrítica (Blatt et al., 1976).

Estes instrumentos procuram avaliar a ocorrência de autocrítico e a sua intensidade, mas não englobam a avaliação de mecanismos ou estratégias que os indivíduos podem usar para lidar com este fenómeno. Assim, com o intuito de avaliar a flexibilidade psicológica na resposta a pensamentos autocríticos, foi desenvolvido, mais recentemente, um instrumento denominado de '*Forms of Responding to Self-Critical Thoughts Scale*' (FoReST) (White et al., 2020). A FoReST possibilita a avaliação da flexibilidade psicológica dos sujeitos na resposta a pensamentos autocríticos. Tratando-se de um instrumento breve (nove itens), com utilidade na clínica e na investigação, é de realçar que revelou uma estrutura de dois fatores (ação desadaptativa e aceitação *mindful*). A subescala de ação desadaptativa integra itens relativos a padrões de comportamento que afastam as pessoas de uma vida valorizada e consciente, isto é, padrões de ação que não conduzem a uma vida plena, rica (Harris, 2009). Por sua vez, a subescala de aceitação *mindful* engloba três itens que traduzem a disponibilidade para estar em contacto com os pensamentos autocríticos, não se deixando enredar por estes e reconhecendo a sua transitoriedade. As propriedades psicométricas ao nível da consistência interna e validade demonstraram ser boas (White et al., 2020). Para além da sua versão original (White et al., 2020), encontra-se também disponível uma versão turca, estudada numa amostra de estudantes universitários (Karadere &

Burhan, 2021). Nesta versão a estrutura de dois fatores foi replicada, evidenciando bons indicadores de ajustamento, tendo também sido observados valores adequados de fidedignidade e de estabilidade temporal, assim como de validade convergente e concorrente (Karadere & Burhan, 2021).

Em face da utilidade e características da FoReST, e atendendo à inexistência desta medida numa versão portuguesa, o presente estudo teve como objetivo a realização da tradução-retroversão deste instrumento (FoReST-PT) e estudo da sua estrutura fatorial e características psicométricas numa amostra da população geral portuguesa.

Método

Participantes

A amostra do presente estudo foi constituída por 235 indivíduos, dos quais 179 (76.2%) se identificaram como mulheres e 56 (23.8%) como homens. No que diz respeito à idade, verificou-se que esta se compreendia entre os 18 e os 59 anos, correspondendo a uma média de 25.17 ($DP=9.96$). Quanto ao estado civil, constatou-se que 206 (87.7%) participantes eram solteiros/as, 26 (11.1%) eram casados/as ou a viver em união de facto e três (1.3%) eram divorciados/as ou separado/as. Relativamente aos anos de escolaridade, os participantes apresentaram um mínimo de nove anos, um máximo de 25, com uma média de 13.43 ($DP=2.26$). No que concerne à situação profissional, verificou-se que 150 (63.8%) eram estudantes, 48 (20.4%) eram trabalhadores, 32 (13.6%) eram trabalhadores-estudantes e cinco (2.1%) encontravam-se desempregados/as.

Instrumentos

Questionário Sociodemográfico integrando questões relativas à idade, género, estado civil, anos de escolaridade e a situação profissional.

A *Forms of Responding to Self-Critical Thoughts Scale* (FoReST) (White et al., 2020) permite avaliar a flexibilidade psicológica na resposta a pensamentos autocríticos, sendo utilizada em cada item uma frase declarativa. Este questionário é constituído por nove itens (ex., “Ajo de uma forma que me dificulta a vida”) que completam a afirmação “Quando tenho um pensamento crítico sobre mim mesmo...”. As

pessoas avaliam a veracidade dos itens através de uma escala de Likert que varia entre *nunca verdadeiro* (1) e *sempre verdadeiro* (7). A FoReST revelou, na sua versão original, uma estrutura de dois fatores: fator 1 – ação desadaptativa (itens 1, 2, 4, 5, 7 e 9) e fator 2 – aceitação *mindful* (itens 3, 6 e 8). O *score* total é calculado pela soma dos dois fatores, pelo que o fator 1 varia de 6 a 42, onde valores mais altos indicam mais níveis de ação desadaptativa na resposta a pensamentos autocríticos. Por sua vez, o fator 2 varia de 3 a 21, neste caso valores maiores significam menores níveis de aceitação *mindful* de pensamentos autocríticos. O *score* total do instrumento varia de 9 a 63 (sendo que os três itens da subescala de aceitação *mindful* cotados inversamente) e significa que quanto maior for a pontuação, menores níveis de flexibilidade na resposta a pensamentos autocríticos o indivíduo possui. O valor de alfa de Cronbach encontrado para o fator 1 foi de .86, para o fator 2 de .82 e para a pontuação total de .85 (White et al., 2020).

O Índice de bem-estar da Organização Mundial de Saúde, denominado por WHO-5 (WHO, 1998) foi desenvolvido para medir o bem-estar mental atual subjetivo. Este questionário é amplamente utilizado em todo o mundo, sendo que se encontra traduzido em 30 idiomas. É constituído por cinco itens formulados na forma positiva (ex., “Senti-me alegre e bem disposto/a”, “Acordei e senti-me fresco/a e repousado/a”). Os itens são respondidos com uma escala tipo Likert que varia de *nunca* (0) a *todo o tempo* (5). Os respondentes devem assinalar a afirmação que se aproxima mais do modo como se têm sentido nas últimas duas semanas. A pontuação varia entre zero e 25, onde zero representa ausência de bem-estar e 25 indica o índice de bem-estar mais elevado. Pontuação igual ou inferior a cinco, significa risco de depressão, que deve ser posteriormente melhor examinado. O alpha de Cronbach do WHO-5 foi de .83 (Who & Regional Office For Europe, 1998). No presente estudo, o WHO-5 revelou um valor de alfa de Cronbach de .87.

O *Patient Health Questionnaire-4* (PHQ-4; Kroenke et al., 2009) avalia indicadores de ansiedade (itens 1 e 2) e de depressão (itens 3 e 4). É composto por 4 questões (ex., “ter pouco interesse ou prazer em fazer coisas/atividades” “sentir-se nervoso/a, ansioso/a ou no seu limite”),

e os participantes devem assinalar a frequência com que se sentiram incomodados com problemas/dificuldades nas últimas duas semanas. Estes quatro itens são passíveis de ser respondidas com uma escala do tipo Likert que varia entre *nunca* (0) e *quase todos os dias* (3). A versão original deste questionário evidenciou um alfa de Cronbach superior a .80 em ambas as subescalas (Kroenke et al., 2009). Neste estudo, o valor de alfa de Cronbach foi de .87 para a subescala da ansiedade e de .78 para a subescala da depressão.

A *Self Compassion Scale – Short Form* (SCS-SF; Neff, 2003; versão portuguesa Castilho & Pinto-Gouveia, 2011) pretende medir a autocompaixão. É composta por 12 itens que avaliam diferentes subescalas: Calor/ Compreensão (ex., “Tento ser compreensivo e paciente em relação aos aspetos da minha personalidade e que não gosto”), Autocrítica (ex., “Desaprovo-me e faço julgamentos acerca dos meus erros e inadequações”), Humanidade Comum (ex., “Tento ver os meus erros e falhas como parte da condição humana”), Isolamento (ex., “Quando falho nalguma coisa importante para mim tendo a sentir-me sozinho/a no meu fracasso”), *Mindfulness* (ex., “Quando alguma coisa dolorosa acontece tento ter uma visão equilibrada da situação”) e Sobre-identificação (ex., “Quando me sinto em baixo tendo a fixar-me e a ficar obcecado com tudo aquilo que está errado”). Os itens são respondidos através de uma escala de Likert que varia entre *quase nunca* (1) e *quase sempre* (5). Quanto maior for a pontuação, maior será o nível de autocompaixão do indivíduo. O Alfa de Cronbach encontrado para a população portuguesa foi de .89 (Castilho & Pinto Gouveia, 2011). O valor de alfa de Cronbach no presente estudo foi de .84.

A *Forms of Self-Criticizing/Attacking and Self-Reassuring Scale* (FSCRS; Gilbert et al., 2004; versão portuguesa de Castilho & Pinto-Gouveia, 2015) é um instrumento que procura abordar a forma como as pessoas avaliam as possíveis razões e motivos pelos quais se criticam em situações de fracasso ou erros, ou seja, a forma como pensam e reagem tipicamente quando as coisas correm mal. A escala é composta por 22 itens, organizados em três subescalas: *Eu Inadequado*, que avalia o sentimento de inadequação do eu perante fracassos, obstáculos e erros (ex., “Penso que mereço o meu

auto-criticismo”); *Eu Tranquilizador*, que indica uma atitude positiva, calorosa, de conforto e compaixão para com o eu (ex., “Continuo a gostar de quem sou”) e o *Eu Detestado*, que avalia uma resposta mais destrutiva, baseada na autorrepugnância, raiva e aversão perante situações de fracasso, caracterizada por uma relação com o eu não gostada e por um desejo de magoar, perseguir e agredir o eu (ex., “Fico tão zangado/a comigo/a que quero magoar-me ou fazer mal a mim mesmo/a). Cada item é respondido numa escala de Likert, que varia entre *não sou assim* (0) e *sou extremamente assim* (4). Na versão portuguesa os valores de alfa de Cronbach obtidos foram de .89; .62; .87 para as subescalas *Eu Inadequado*, *Eu Detestado* e *Eu Tranquilizador*, respetivamente (Castilho & Pinto Gouveia, 2011). No presente estudo o valor do alfa de Cronbach foi de .92 para a subescala *Eu Inadequado*, de .83 para a subescala *Eu Detestado* e de .90 para a subescala *Eu Tranquilizador*.

A *Psy-Flex* (Gloster et al., 2021; versão portuguesa de Cunha et al., manuscrito não publicado) avalia a flexibilidade psicológica. É constituída por 6 itens (ex., “Se for preciso, posso estar com pensamentos e experiências desagradáveis, sem ter que me livrar deles de imediato”), avaliados através de uma escala que varia de *muito raramente* (1) a *muito frequentemente* (5). Quanto maior a pontuação, maior a flexibilidade psicológica. A versão original desta escala evidenciou um alfa de Cronbach de .82. O valor do alfa de Cronbach no presente estudo foi de .87.

Procedimentos

Relativamente ao presente estudo, dado tratar-se de um estudo que envolve os procedimentos de tradução e retroversão da versão original de um instrumento em língua inglesa, um primeiro procedimento consistiu em solicitar a autorização, via correio eletrónico, ao autor de correspondência da versão original publicada. Assim que a autorização foi facultada, o procedimento seguinte teve em conta a tradução do instrumento, levada a cabo pela equipa de investigação (nativos da língua portuguesa e fluentes na língua inglesa), bem como a sua retroversão, realizada por uma pessoa nativa na língua inglesa, fluente na língua portuguesa e professora numa escola de línguas. A tradução e

retroversão foram comparadas, tendo sido realizados ajustes *minor*. Esta versão foi depois administrada a um conjunto de cinco pessoas da população geral, sendo solicitado que comentassem acerca da clareza e compreensibilidade das instruções e conteúdo dos itens. Não foram reportadas quaisquer dificuldades na compreensão ou sugestões de melhoria da compreensibilidade. Os demais instrumentos de autorresposta a serem utilizados para a realização dos estudos de validade foram igualmente disponibilizados pelos autores das versões portuguesas.

Após estes procedimentos iniciou-se a elaboração do formulário de pedido de apreciação do projeto para a Comissão de Ética do Instituto Superior Miguel Torga (CE-P06-23), bem como o documento relativo à informação a fornecer aos participantes e ainda o consentimento informado. Os critérios de inclusão aplicados a este estudo corresponderam à idade, compreendida entre os 18 e os 65 anos, nacionalidade portuguesa, fornecimento do consentimento informado e acesso à *Internet* para o preenchimento do protocolo.

Os participantes foram recrutados através de um procedimento de amostragem não probabilístico por Bola de Neve. Estes foram informados sobre o âmbito e objetivos do estudo, assim como acerca da natureza voluntária e anónima da sua participação, sendo obrigatório o fornecimento do consentimento informado previamente ao preenchimento do protocolo de instrumentos de autorresposta. O *link* de acesso ao protocolo foi divulgado através das redes sociais. Os dados foram recolhidos *online* e por recurso à plataforma *Google Forms*, de janeiro a maio de 2023.

Análise de dados

A análise dos dados foi realizada por recurso aos softwares *Statistical Package for the Social Sciences* (SPSS, version 27 Chicago, IL, USA) e *JASP* (Team J.A.S.P., 2018). Relativamente às características sociodemográficas dos participantes, procedeu-se ao cálculo dos valores médios e respetivos desvios-padrão (variáveis contínuas) e frequências e percentagens (variáveis categoriais).

A normalidade dos itens da FoReST-PT foi

explorada em termos dos valores de assimetria e curtose, não se observando violações a uma distribuição normal ($SK < |3|$ e $Ku < |10|$; Kline, 2005). A estrutura fatorial da versão portuguesa da FoReST foi examinada através de uma análise fatorial confirmatória (AFC), tendo sido testado o modelo de dois fatores reportado pelos autores da versão original. Esta análise foi levada a cabo enquanto procedimento analítico com vista a aprofundar a avaliação das características psicométricas a partir da estrutura identificada na análise fatorial exploratória realizada na versão original (Ondé & Alvarado, 2022). Nesta análise foram utilizados como indicadores de ajustamento o CMIN/df (valores entre 2 e 5 são indicadores de um bom ajustamento); o *Comparative Fit Index* (CFI) e o Tucker and Lewis Index (TLI), relativamente aos quais valores entre .90 e .95 são reveladores de bom ajustamento; o *Standardized Root Mean Square Residual* (SRMR) em que valores inferiores a .08 são considerados como correspondendo a um adequado ajustamento (Hu & Bentler, 1999). Foi ainda considerado o *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA), com um intervalo de confiança a 90%, em relação ao qual valores entre .05 e .08 são tidos como aceitáveis (Kline, 2005). Adicionalmente, com o propósito de comparar um primeiro modelo e um segundo modelo no qual foi especificada a correlação entre os resíduos dos itens 1 e 2 da FoReST, foi analisado o *Expected Cross-Validation Index* (ECVI). O ajustamento local dos itens foi examinado através dos pesos de regressão estandardizados e das correlações múltiplas ao quadrado. Em relação a estes foram usados os critérios recomendados por Tabachnick & Fidell (2007), ou seja, pesos de regressão superiores a .40 e correlações múltiplas ao quadrado superiores a .25. Os testes de invariância (configural, métrica e escalar) foram calculados por género, usando uma série de análises multi-grupo. Para efeitos de interpretação da invariância foi considerada a não significância do qui-quadrado. No entanto, atendendo ao sugerido por Cheung, e Rensvold (2002), uma vez que a diferença do qui-quadrado é sensível ao tamanho da amostra, foi também utilizado a diferença no indicador de ajustamento CFI, mais concretamente, a diferença nos valores do CFI (ΔCFI) igual ou superior a -.010. No que se refere à invariância métrica, é recomendável que a

mudança no valor do SMRS seja inferior a .030 e no caso da invariância escalar, seja inferior a .015 (Chen, 2007).

A consistência interna da FoReST-PT (escala total e subescalas) foi analisada através do alfa de Cronbach e da Fiabilidade Compósita (FC). O recurso à FC pretendeu reforçar o estudo da consistência interna atendendo a que o alfa de Cronbach, apesar de frequentemente utilizado, tem vindo a ser contestado (Paniagua et al., 2022). A variância extraída média (VEM), foi calculada de modo a avaliar a validade convergente, tendo sido utilizada a fórmula de Fornell e Larcker (1981). De acordo com o recomendado por Hair et al. (2019) os valores da VEM devem ser iguais ou superiores a .50. Os estudos de validade foram realizados através do cálculo de correlações de Pearson com os demais instrumentos, incluindo o cálculo de correlações parciais, uma vez controlado o efeito do FSCRS, nas subescalas do Eu Inadequado e Eu Detestado para análise da validade incremental. Foram ainda conduzidas análises de correlações de Pearson entre a FoReST-PT (total e subescalas) e as variáveis sociodemográficas idade e anos de escolaridade. De acordo com as recomendações de Pallant (2016), foram considerados valores de r entre .10 e .29 como correlações fracas, valores de r entre .30 e .49 moderadas, e valores de r entre .50 e 1, fortes.

O cálculo da fidedignidade teste-reteste foi também efetuado através da correlação dos valores obtidos nos dois momentos, considerando um intervalo de quatro semanas e uma subamostra de 39 participantes.

Por último, a análise de diferenças entre participantes que se identificaram como homens e como mulheres foi realizada por recurso a testes t para amostras independentes.

Resultados

Análise fatorial confirmatória

Ao ser testado o modelo de dois fatores recomendado pelos autores da versão original da FoReST-PT (Modelo 1), este revelou valores nos diferentes indicadores de ajustamento adequados, exceto no RMSEA. Face a este resultado procedeu-se à análise dos índices de modificação sendo sugerido o estabelecimento de uma correlação entre os resíduos dos itens 1 e 2 (pertencentes ao

Tabela 1. Indicadores de ajustamento dos modelos testados ($N=235$)

Modelos	χ^2	df	CFI	TLI	RMSEA	SRMR	ECVI
Modelo 1	78.475	26	.945	.924	.093	.042	.572
Modelo 1 reespecificado	41.373	25	.983	.975	.053	.034	.423

mesmo fator). Assim, o modelo foi reespecificado tendo revelado uma melhoria no ajustamento. Os valores dos indicadores de ajustamento dos dois modelos testados são apresentados na Tabela 1.

Como se pode observar na Tabela 1, a comparação do ajustamento dos dois modelos através do ECVI indica que o modelo em que foi definida a correlação entre os resíduos dos itens 1 e 2 (Modelo 1 reespecificado) revela um melhor ajustamento.

No que se refere ao ajustamento local dos itens, os resultados são apresentados na Tabela 2.

Verificou-se que os pesos fatoriais standardizados variaram entre .61 (item 9) e .84 (item 6) e as correlações múltiplas ao quadrado variaram entre .37 (item 9) e .70 (item 6).

Análise multi-grupo por género

Os resultados da análise de invariância (configural, métrica e escalar) por género são reportados na Tabela 3.

As análises multi-grupo indicaram a existência de invariância configural, métrica e escalar da FoReST-PT em relação ao género. Ainda que as diferenças no teste de qui-quadrado se tenham revelado significativas, as mudanças dos valores do CFI foram inferiores a -.010 e os valores do SRMR revelaram-se dentro dos intervalos recomendados.

Análise de itens e consistência interna do FoReST-PT

A Tabela 2 apresenta as médias, desvios-padrão, correlações item-total e alfa de Cronbach se item removido dos itens da FoReST-PT. É possível verificar que as correlações item-total variaram entre .39 (item 8) e .69 (item 5). A remoção de qualquer um dos itens da FoReST-PT não conduziria a um aumento do valor do alfa de Cronbach.

De forma a determinar a consistência interna da FoReST-PT foi calculado o alfa de Cronbach, bem como a fiabilidade compósita (FC) para o total Cronbach foi de .85 para a escala total, .88 para o

Tabela 2. Médias (M), desvios padrão (DP), correlação itens-total, α de Cronbach se item removido, pesos fatoriais e correlações múltiplas ao quadrado dos itens da FoReST-PT ($N=235$)

Itens	M	DP	Item-total r	α de Cronbach se item removido	F1	F2	r ²
1. Ajo de uma forma que me dificulta a vida.	3.23	1.54	.66	.83	.70		.50
2. Isso deixa-me tão em baixo que não ajo da	3.17	1.57	.64	.83	.71		.51
3. Consigo deixar que os sentimentos que esse	4.22	1.70	.49	.84		.77	.60
4. Eu não me esforço tanto.	2.88	1.62	.65	.83	.79		.62
5. Eu perco mais do meu tempo.	3.25	1.73	.69	.82	.81		.66
6. Consigo deixá-lo passar na minha consciência	4.53	1.62	.44	.85		.84	.70
7. Não me trato a mim próprio/a da maneira que	3.49	1.95	.68	.82	.79		.62
8. Noto-o sem ficar demasiado	4.88	1.62	.39	.85		.66	.43
9. Não trato os outros da maneira que eu gostaria.	2.71	1.71	.53	.84	.61		.37
FoReST-PT	32.38	7.73					
Subescala ação desadaptativa	18.75	8.04					
Subescala aceitação mindful	13.63	4.17					

Nota. F1=ação desadaptativa; F2=aceitação *mindful*

Tabela 3. Resultados dos testes de invariância da FoReST-PT relativamente ao género

	χ^2 (df)	CFI	RMSEA (90%CI)	SRMR	Model Comp	$\Delta\chi^2$ Δ (df)	Δ CFI	Δ RMSEA	Δ SRMR
M1: Invariância Configural	88.598 (50) $p < .001$	.961	.081 (.053–.108)	.053					
M2: Invariância Métrica	91.542 (57) $p = .003$	.965	.072 (.043–.098)	.059	M1	2.944 (7)	.004	-.009	.006
M3: Invariância Escalar	97.027 (64) $p = .010$	.971	.062 (.031–.088)	.054	M2	5.485 (7)	.006	-.010	-.005

Nota. $N=235$; Mulheres: $n=179$; Homens: $n=56$; χ^2 =Qui-quadrado; CFI=Comparative Fit Index; TLI=Tucker-Lewis Index; RMSEA=Root Mean Square Error Approximation; SRMR=Standardized Root Mean Square Residual; Δ =Diferenças entre dois índices.

fator 1 (ação desadaptativa) e de .80 para o fator 2 (aceitação *mindful*). Relativamente à FC foi encontrado um valor de .92 para o *score* total e de .88 para o fator 1 (ação desadaptativa) e de .80 para o fator 2 (aceitação *mindful*). Os valores da VEM encontrados para os fatores foram de .67 para o fator 1 (ação desadaptativa) e de .70 para o fator 2 (aceitação *mindful*). Foram comparados os valores da VEM de cada um dos fatores com a correlação entre os fatores ($r=-.33$) ao quadrado, sendo que os valores da VEM foram superiores a esta correlação ao quadrado ($r^2=.11$).

Fidedignidade teste-reteste

A fidedignidade teste-reteste da versão portuguesa da FoReST-PT foi examinada numa subamostra de 39 participantes, considerando um intervalo de tempo de quatro semanas. Em relação ao *score* total da FoReST-PT foi encontrada uma correlação intra-classe de .83 [.70 - .91; 95% IC]. Na subescala ação desadaptativa observou-se um valor de correlação intra-classe de .80 [.64 - .89; 95% IC]. Por último, na subescala aceitação *mindful* o valor de correlação intra-classe foi de .45 [.16 - .67; 95% IC].

Associações com outras variáveis e validade incremental

Ao explorar as associações entre a FoReST-PT total e subescalas e as variáveis idade e anos de escolaridade, não se observaram correlações estatisticamente significativas com a idade ($p > .050$). Já com os anos de escolaridade, verificou-se uma correlação $r=-.26$ ($p < .001$) com o total da escala, $r=-.15$ ($p = .025$) com a subescala ação desadaptativa e de $r=-.19$ ($p = .003$) com a subescala aceitação *mindful*.

Os resultados dos coeficientes de correlação de ordem zero entre a FoReST-PT e as demais variáveis, bem como as correlações parciais controlando o efeito das subescalas Eu Inadequado e Eu Detestado da FSCRS são apresentados na Tabela 4.

No que diz respeito às variáveis em estudo, verificou-se que a inflexibilidade em responder a pensamentos autocríticos (FoReST-PT-total), bem como a sua subescala de ação desadaptativa se correlacionaram de forma positiva com a sintomatologia ansiosa e depressiva, bem como as dimensões do Eu inadequado e do Eu Detestado da FSCRS, sendo estas correlações de moderadas a fortes. De notar, contudo, que a subescala aceitação

Tabela 4. Correlações de ordem zero e correlações parciais entre as variáveis em estudo

	FoReST-PT AD	FoReST-PT AM	FoReST-PT TOT
FoReST-PT_AD			
FoReST-PT_AM	-.33**		
FoReST-PT_TOT	.86**	.19**	
WHO_5_TOT	-.45**	-.01	-.47** (-.25**)
PHQ_4_ANS	.48**	.02	.51** (.25**)
PHQ_4_DEP	.53**	-.06	.51** (.27**)
SCS_TOT	-.56**	-.17*	-.67** (-.41**)
FSCRS_EI	.56**	.03	.60**
FSCRS_ED	.42**	.05	.46**
FSCRS_ET	-.39**	-.16*	-.49**
PSYFLEX_TOT	-.27**	-.28**	-.43** (-.30**)

Nota. * $p < .050$; ** $p < .001$; FoReST-PT_AD=Forms of Responding to Self-Critical Thoughts Scale - Subescala ação desadaptativa; FoReST-PT_AM=Forms of Responding to Self-Critical Thoughts Scale - Subescala aceitação mindful; FoReST-PT_TOT=Forms of Responding to Self-Critical Thoughts Scale - total; WHO_5_TOT=Five Well-Being Index - total; PHQ_4_ANS=Patient Health Questionnaire-4 - Subescala Ansiedade; PHQ_4_DEP=Patient Health Questionnaire-4 - Subescala Depressão; SCS_TOT=Self Compassion Scale - Short Form - total; FSCRS_EI=Forms of Self-Criticizing/Attacking and Self-Reassuring Scale - Subescala Eu Inadequado; FSCRS_ED=Forms of Self-Criticizing/Attacking and Self-Reassuring Scale - Subescala Eu Detestado; FSCRS_ET=Forms of Self-Criticizing/Attacking and Self-Reassuring Scale - Subescala Eu Tranquilizador; PSYFLEX_TOT=Psy-Flex total; Os números fora dos parênteses representam as correlações de ordem zero. Os números com parênteses representam as correlações parciais quando controlado o efeito do Eu Inadequado e Eu Detestado da FSCRS.

mindful da FoReST-PT não se correlacionou de forma significativa com as referidas variáveis.

Por sua vez, a FoReST-PT-total e as suas subescalas revelaram-se correlacionadas negativamente com o bem-estar, a autocompaixão, a dimensão Eu Tranquilizador da FSCRS e a flexibilidade psicológica. Neste caso a subescala aceitação *mindful* não mostrou estar associada ao bem-estar e revelou correlações fracas com a autocompaixão, a dimensão Eu Tranquilizador da FSCRS e com a flexibilidade psicológica.

Ao controlar o efeito do Eu Inadequado e do Eu Detestado, os valores das correlações parciais entre a FoReST-PT, o bem-estar, os sintomas de ansiedade e depressão, apesar de apresentarem uma menor dimensão permanecem estatisticamente significativos, o mesmo acontecendo com os valores das correlações parciais entre a FoReST-PT, a autocompaixão e a flexibilidade psicológica.

Diferenças entre participantes que se identificaram como mulheres e como homens

Ao explorar a existência de diferenças entre mulheres e homens relativamente ao *score* total da FoReST-PT e de cada uma das subescalas, não foram encontradas diferenças estatisticamente significativas ($p > .050$).

Discussão

O presente estudo pretendeu investigar a estrutura fatorial e as propriedades psicométricas da versão portuguesa da Escala de Formas de Resposta a Pensamentos Autocríticos (FoReST; White et al., 2020) numa amostra da população

geral. A FoReST avalia a flexibilidade psicológica dos indivíduos em resposta a pensamentos autocríticos. Além disto, o estudo da flexibilidade psicológica associada a pensamentos de autocrítica encontra-se pouco aprofundado, pelo que se considerou pertinente providenciar uma versão deste instrumento numa outra língua (FoReST-PT).

Num primeiro passo alcançou-se a equivalência linguística entre a versão original em língua inglesa e a versão portuguesa. No que se refere à estrutura fatorial optou-se por testar o modelo de dois fatores sugerido pelos autores da versão original. Apesar de ter sido alcançado um ajustamento adequado dos dados, e tendo em conta os índices de modificação, foi testado um segundo modelo no qual foi estabelecida a correlação entre os resíduos de dois itens, nomeadamente os itens 1 (“... Ajo de uma forma que me dificulta a vida”) e 2 (“... Isso deixa-me tão em baixo que não ajo da maneira que deveria”). Este modelo revelou uma melhoria no ajustamento sendo que os itens em causa apresentam similitude em termos de conteúdo e, do ponto de vista semântico, a presença, em ambos, do verbo agir. De acordo com Brown (2003), esta especificação é, por vezes, necessária entre itens com construção frásica idêntica. Atendendo à melhoria do ajustamento este segundo modelo foi considerado nas análises subsequentes. Com efeito, a estrutura composta pelos dois fatores, ação desadaptativa e aceitação *mindful* revelou-se adequada, e em consonância com o modelo da *Acceptance and Commitment Therapy* (ACT; Hayes et al., 1999). Assim, a subescala ação desadaptativa relaciona-se com

uma forma de lidar com os pensamentos de autocritica que reflete a escolha de comportamentos que não estão alinhados, ou podem até mesmo ser conflitantes, com os valores, de modo a evitar pensamentos, sentimentos ou sensações desagradáveis ou dolorosos (Harris, 2019). Já a subescala de aceitação *mindful* está relacionada com lidar com os pensamentos autocríticos com abertura e disponibilidade para estar em contacto com eles (Harris, 2019). No entanto, tratou-se de uma subescala com apenas três itens, que comporta alguma fragilidade, não apenas pelo número reduzido de itens que a compõem, mas também pela potencial dificuldade na interpretação do conteúdo destes e pela complexidade do construto que pretende medir. Note-se que a média de cada um dos itens que integram a subescala de aceitação *mindful* corresponde, precisamente, ao valor médio das âncoras de resposta [*por vezes verdadeiro* (4)], reforçando a hipótese de dificuldade ou ambivalência na compreensão destes itens. Nesta sequência, estudos futuros poderão esclarecer o comportamento desta subescala na população portuguesa.

A estrutura de dois fatores revelou-se invariante em função do género, quer do ponto de vista configural, métrico e escalar. Ainda que a análise do indicador do qui-quadrado se tivesse revelado significativa, uma vez que este é sensível ao tamanho da amostra e que, na presente amostra se observa um desequilíbrio entre o número de homens e mulheres, com os primeiros menos representados, a diferença no CFI obedeceu aos valores considerados adequados (Chen, 2007). Esta invariância sugere a possibilidade de comparação da flexibilidade psicológica relacionada com as respostas a pensamentos autocríticos entre os géneros de um modo mais fidedigno e robusto. De acrescentar que, em virtude destes resultados, a inexistência de diferenças entre homens e mulheres nos valores médios da FoReST-PT e respetivas subescalas, se pode considerar mais efetiva, não resultando de características da medida. Com efeito, nas versões disponíveis deste instrumento não foi abordada a sua invariância por género, o que faz com que o presente estudo apresente esse contributo.

Relativamente à consistência interna da versão portuguesa da FoReST, quer para o seu *score* total,

quer para as subescalas observaram-se valores de alfa de Cronbach e de fiabilidade compósita superiores a .70. Estes resultados indicam que a FoReST-PT é uma medida consistente e precisa. Os resultados da VEM, sendo superiores a .50 (Hair et al., 2018), sugerem a existência de uma boa validade convergente, significando que os construtos explicam mais do 50% da variância total dos fatores. Também no que se refere à validade discriminante, verificou-se que os valores da VEM foram superiores ao quadrado da correlação entre os fatores, o que denota que os fatores latentes são suficientemente distintos entre si, não existindo uma sobreposição. Em termos de fidedignidade teste-reteste foram também observados valores adequados, indicadores de uma estabilidade e confiabilidade das respostas dos participantes por um período de tempo de quatro semanas. Ainda assim, é de notar que o fator aceitação *mindful* revelou valores mais baixos, uma vez mais sugestivo da sua dificuldade em captar aspetos relevantes do construto de aceitação *mindful*, através de uma medida de autorresposta. Estes resultados acrescentam informação relativamente à estabilidade temporal da FoReST tendo em conta que na sua versão original a fidedignidade teste-reteste não foi alvo de análise. Por sua vez, vão ao encontro do reportado relativamente à versão turca, a qual evidenciou uma estabilidade temporal também adequada (Karadere & Burhan, 2021).

De acordo com o esperado, a versão portuguesa da FoReST mostrou-se positivamente correlacionada de forma moderada ou forte com indicadores de saúde mental (sintomas de ansiedade, depressão) e com as dimensões do Eu Inadequado e Eu Detestado do FSCRS. Efetivamente, seria de esperar que formas disfuncionais e pouco flexíveis de lidar com pensamentos de autocritica se encontrassem associados com sintomas psicopatológicos e características mais duras e de autocritica em relação ao Eu. Por sua vez, foram observadas correlações negativas com o bem-estar, autocompaixão, a dimensão do Eu Tranquilizadora e a flexibilidade psicológica. Seguindo um raciocínio idêntico, formas mais desadaptativas de lidar com pensamentos autocríticos estarão associadas a menores níveis de bem-estar, menor capacidade de adotar atitudes calorosas, compreensivas e autotranquilizadoras em relação

ao Eu e menor flexibilidade psicológica. Um padrão idêntico de associações foi encontrado entre a subescala de ação desadaptativa e as demais variáveis. Já no que concerne a subescala de aceitação *mindful*, não se observaram associações significativas esperadas, por exemplo entre esta subescala e o bem-estar ou sintomas de ansiedade e de depressão. De acrescentar, que a ocorrência de uma correlação negativa significativa entre as subescalas da FoReST-PT foi igualmente um resultado inesperado. Estes dados poderão estar relacionados com as fragilidades da subescala de aceitação *mindful* acima mencionadas, pelo que se recomenda o uso do *score* total da FoReST-PT.

Com efeito, a tendência de resultados ao nível do seu *score* total remete para a potencial utilidade da FoReST-PT em contextos diversos, permitindo a identificação precoce de indivíduos que possam apresentar maior risco ou vulnerabilidade para sintomas psicopatológicos em função da sua forma inflexível de lidar com pensamentos autocríticos. Já num contexto terapêutico, a FoReST-PT poderá também ajudar a identificar e monitorizar formas de lidar com pensamentos autocríticos no decorrer de um processo terapêutico numa perspetiva mais qualitativa das respostas aos itens. Na sua globalidade, estes resultados vão ao encontro do que os autores da versão original da FoReST encontraram aquando do desenvolvimento da medida (White et al., 2020). No que se refere à validade incremental observa-se, igualmente, que os resultados são sugestivos da presença desta característica, o que também se verificou no estudo da versão original (White et al., 2020).

Os resultados do presente estudo devem ser lidos tendo em conta algumas limitações. Uma das limitações observadas é o facto da amostra apresentada ser composta maioritariamente por indivíduos jovens, e existir também uma desproporção relativamente ao número de mulheres e homens na amostra. Esta circunstância limita a generalização dos resultados, uma vez que estes podem ser influenciados pelo facto de haver um predomínio de participantes mulheres, devendo ser considerada como uma limitação do estudo e remetendo para a necessidade de estudos futuros deverem ser conduzidos numa amostra de maior dimensão e em que a proporcionalidade de homens e mulheres se encontre mais equilibrada. De notar também que, especificamente em relação à análise

multi-grupo por género, o tamanho da amostra e em particular do grupo dos homens é inferior ao recomendado (Kline, 2016), pelo que os resultados devem ser interpretados com cautela. Uma outra limitação prende-se como a metodologia de recrutamento dos participantes e de recolha de dados. Ainda que na atualidade exista um maior recurso ao formato *online*, este acarreta um possível viés atendendo à representação da população, excluindo pessoas com menor acesso a plataformas digitais (Wright, 2005). Ainda de referir que no presente estudo não foi examinada a sensibilidade à mudança terapêutica que a FoReST poderá, eventualmente, revelar relativamente a intervenções baseadas na ACT, pelo que estudos futuros poderão debruçar-se sobre este aspeto dado que a FoReST avalia um construto relevante neste tipo de intervenções.

Apesar das limitações mencionadas, a FoReST-PT mostrou ser uma medida válida e fidedigna da flexibilidade psicológica para lidar com pensamentos autocríticos, podendo ser utilizada em contextos clínicos e de investigação. A existência de uma versão em língua portuguesa possibilita também a realização, no futuro, de estudos transculturais.

Referências

- Békés, V., Dunkley, D. M., Taylor, G., Zuroff, D. C., Lewkowski, M., Foley, J. E., & Westreich, R. (2015). Chronic stress and attenuated improvement in depression over 1 year: The moderating role of perfectionism. *Behavior Therapy, 46*(4), 478-492.
<https://doi.org/10.1016/j.beth.2015.02.003>
- Bernstein, E. E., Heeren, A., & McNally, R. J. (2019). Reexamining trait rumination as a system of repetitive negative thoughts: A network analysis. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry, 63*, 21-27.
<https://doi.org/10.1016/j.jbtep.2018.12.005>
- Blatt, S. J., D'Afflitti, J. P., & Quinlan, D. M. (1976). Experiences of depression in normal young adults. *Journal of Abnormal Psychology, 85*(4), 383-389.
<https://doi.org/10.1037/0021-843X.85.4.383>
- Bond, F. W., Hayes, S. C., Baer, R. A., Carpenter, K. M., Guenole, N., Orcutt, H. K., Waltz, T., & Zettle, R. D. (2011). Preliminary psychometric

- properties of the acceptance and action questionnaire–II: A revised measure of psychological inflexibility and experiential avoidance. *Behavior Therapy*, 42(4), 676-688. <https://doi.org/10.1016/J.BETH.2011.03.007>
- Brown, T. A. (2003). Confirmatory factor analysis of the penn state worry questionnaire: Multiple factors or method effects. *Behavior Research and Therapy*, 41(12), 1411-1426. [https://doi.org/10.1016/S0005-7967\(03\)00059-7](https://doi.org/10.1016/S0005-7967(03)00059-7)
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 14(3), 464-504. <https://doi.org/dmtdv9>
- 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
- Cox, B. J., Fleet, C., & Stein, M. B. (2004). Self-criticism and social phobia in the US national comorbidity survey. *Journal of Affective Disorders*, 82(2), 227-234. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2003.12.012>
- Cunha, M., Temido, A., Moniz, S., & Galhardo, A. (2024). Assessing psychological flexibility and mental health in adults: The Psy-Flex European Portuguese version. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 32, 100730. <https://doi.org/10.1016/j.jcbs.2024.100730>
- Dunkley, D. M., & Grilo, C. M. (2007). Self-criticism, low self-esteem, depressive symptoms, and over-evaluation of shape and weight in binge eating disorder patients. *Behaviour Research and Therapy*, 45(1), 139-149. <https://doi.org/10.1016/j.brat.2006.01.017>
- Ehret, A. M., Joormann, J., & Berking, M. (2015). Examining risk and resilience factors for depression: The role of self-criticism and self-compassion. *Cognition and Emotion*, 29(8), 1496-1504. <https://doi.org/10.1080/02699931.2014.992394>
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50. <https://doi.org/10.2307/3151312>
- Gilbert, P. (2007). *Psychotherapy and counselling for depression*. Sage.
- Gilbert, P. (2009). Introducing compassion-focused therapy. *Advances in Psychiatric Treatment*, 15(3), 199-208. <https://doi.org/10.1192/apt.bp.107.005264>
- Gilbert, P., & Irons, C. (2005). Focused therapies and compassionate mind training for shame and self-attacking. In P. Gilbert (Ed.). *Compassion: Conceptualisations, research and use in psychotherapy* (pp. 263-325). Routledge.
- Gilbert, P., & Procter, S. (2006). Compassionate mind training for people with high shame and self-criticism: Overview and pilot study of a group therapy approach. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 13(6), 353-379. <https://doi.org/10.1002/cpp.507>
- Harman, R., & Lee, D. (2010). The role of shame and self-critical thinking in the development and maintenance of current threat in post-traumatic stress disorder. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 17(1), 13-24. <https://doi.org/10.1002/cpp.636>
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2019). *Multivariate data analysis* (8th ed.). Cengage.
- Harris, R. (2019). *ACT made simple: An easy-to-read primer on acceptance and commitment therapy*. New Harbinger Publications.
- Hayes, S. C., Strosahl, K. D., & Wilson, K. G. (1999). *Acceptance and commitment therapy: An experiential approach to behavior change*. The Guilford Press.
- Hayes, S. C., Luoma, J. B., Bond, F. W., Masuda, A., & Lillis, J. (2006). Acceptance and commitment therapy: Model, processes and outcomes. *Behaviour Research and Therapy*, 44(1), 1-25. <https://doi.org/10.1016/j.brat.2005.06.006>
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Joeng, J. R., & Turner, S. L. (2015). Mediators between self-criticism and depression: Fear of compassion, self-compassion, and importance

- to others. *Journal of Counseling Psychology*, 62, 453–463.
<https://doi.org/10.1037/cou0000071>
- Kannan, D., & Levitt, H. M. (2013). A review of client self-criticism in psychotherapy. *Journal of Psychotherapy Integration*, 23(2), 166.
<https://doi.org/10.1037/a0032355>
- Karadere, M. E., & Burhan, H. S. (2021). Turkish version of the forms of responding to self-Critical thoughts scale (FoReST): A reliability and validity analysis over non-clinical samples. *Psychiatry and Behavioral Sciences*, 11(1), 57.
<https://10.5455/PBS.20210315025754>
- Kline, T. J. (2005). *Psychological testing: A practical approach to design and evaluation*. Sage Publications.
- Kline, R. B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling*. The Guilford Press.
- Kopala-Sibley, D. C., Zuroff, D. C., Russell, J. J., Moskowitz, D. S., & Paris, J. (2012). Understanding heterogeneity in borderline personality disorder: Differences in affective reactivity explained by the traits of dependency and self-criticism. *Journal of Abnormal Psychology*, 121, 680–691.
<https://doi.org/10.1037/a0028513>
- Lerman, S. F., Shahar, G., & Rudich, Z. (2012). Self-criticism interacts with the affective component of pain to predict depressive symptoms in female patients. *European Journal of Pain*, 16, 115–122.
<https://doi.org/10.1016/j.ejpain.2011.05.007>
- Loew, C. A., Schauenburg, H., & Dinger, U. (2020). Self-criticism and psychotherapy outcome: A systematic review and meta-analysis. *Clinical Psychology Review*, 75, 101808.
<https://doi.org/10.1016/j.cpr.2019.101808>
- Luyten, P., Sabbe, B., Blatt, S. J., Meganck, S., Jansen, B., De Grave, C., Maes, F. & Corveleyn, J. (2007). Dependency and self-criticism: Relationship with major depressive disorder, severity of depression, and clinical presentation. *Depression and Anxiety*, 24, 586–596. <https://doi.org/10.1002/da.20272>
- Neff, K. D. (2003). The development and validation of a scale to measure self-compassion. *Self and Identity*, 2(3), 223–250.
<https://doi.org/10.1080/15298860309027>
- Ondé, D., & Alvarado, J. M. (2022). Contribución de los modelos factoriales confirmatorios a la evaluación de estructura interna desde la perspectiva de la validez. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación - e Avaliação Psicológica*, 66(5).
<https://doi.org/10.21865/RIDEP66.5.01>
- Pallant, J. (2016). *SPSS survival manual a step by step guide to data analysis using SPSS program (6th ed.)*. McGraw-Hill Education.
- Paniagua, D., Alvarado, J. M., Olivares, M., Ruiz, I., Romero-Suárez, M., & Aguayo-Estremera, R. (2022). Estudio de seguimiento de las recomendaciones sobre análisis factorial exploratorio en RIDEP. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación - e Avaliação Psicológica*, 5(66), 127–140.
<https://doi.org/10.21865/RIDEP66.5.10>
- Shafraan, R., & Mansell, W. (2001). Perfectionism and psychopathology: A review of research and treatment. *Clinical Psychology Review*, 21(6), 879–906.
[https://doi.org/10.1016/S0272-7358\(00\)00072-6](https://doi.org/10.1016/S0272-7358(00)00072-6)
- Shahar, B., Doron, G., & Szepeswol, O. (2015a). Childhood maltreatment, shame-proneness and self-criticism in social anxiety disorder: A sequential mediational model. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 22, 570–579.
<https://doi.org/10.1002/cpp.1918>
- Shahar, B., Szepeswol, O., Zilcha-Mano, S., Haim, N., Zamir, O., Levi-Yeshuvi, S., & Levit-Binnun, N. (2015b). A wait-list randomized controlled trial of loving-kindness meditation programme for self-criticism. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 22(4), 346–356. <https://doi.org/10.1002/cpp.1893>
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistic (5th ed.)*. Allyn and Bacon.
- Thompson, R., & Zuroff, D. C. (2004). The levels of self-criticism scale: Comparative self-criticism and internalized self-criticism. *Personality and Individual Differences*, 36(2), 419–430.
[https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(03\)00106-5](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(03)00106-5)

- Werner, A. M., Tibubos, A. N., Rohrmann, S., & Reiss, N. (2019). The clinical trait self-criticism and its relation to psychopathology: A systematic review–update. *Journal of Affective Disorders*, 246, 530-547.
<https://doi.org/10.1016/j.jad.2018.12.069>
- Whelton, W. J., & Greenberg, L. S. (2005). Emotion in self-criticism. *Personality and Individual Differences*, 38(7), 1583–1595.
<https://doi.org/10.1016/j.paid.2004.09.024>
- White, R. G., Larkin, P., McCluskey, J., Lloyd, J., & McLeod, H. J. (2020). The Development of the ‘Forms of Responding to Self-Critical Thoughts Scale’(FoReST). *Journal of Contextual Behavioral Science*, 15, 20-29.
<https://doi.org/10.1016/j.jcbs.2019.11.003>
- Yamaguchi, A., & Kim, M. (2013). Effects of self-criticism and its relationship with depression across cultures. *International Journal of Psychological Studies*, 5(1), 1-10.
<http://dx.doi.org/10.5539/ijps.v5n1p1>