

MÓNICA MARIA LEAL MARTINS DA COSTA

**PROPRIEDADES PSICOMÉTRICAS DA VERSÃO
PORTUGUESA DO QUESTIONÁRIO DE ESTILOS
AFETIVOS**

Orientadora: Prof^a Doutora Bárbara Nazaré

Universidade Lusófona de Humanidades e Tecnologias

Escola de Psicologia e Ciências da Vida

2.º Ciclo em Psicologia Clínica e da Saúde

Lisboa

2020

MÓNICA MARIA LEAL MARTINS DA COSTA

**PROPRIEDADES PSICOMÉTRICAS DA VERSÃO
PORTUGUESA DO QUESTIONÁRIO DE ESTILOS
AFETIVOS**

Dissertação elaborada para a obtenção do grau de mestre em Psicologia Clínica e da Saúde no curso do mestrado de Psicologia Clínica e da Saúde conferido pela Universidade Lusófona de Humanidades e Tecnologias, no dia 19 de outubro de 2020 perante o júri nomeado pelo Despacho Reitoral no 223/2020 com a seguinte composição:

Presidente: Prof.^a Doutora Patrícia Pascoal

Arguente: Prof. Doutor Pedro Joel Rosa

Orientadora: Prof.^a Doutora Bárbara Nazaré

Universidade Lusófona de Humanidades e Tecnologias

Escola de Psicologia e Ciências da Vida

2.º Ciclo em Psicologia Clínica e da Saúde

Lisboa

2020

Agradecimentos

Joseph Campbell foi um mitologista, escritor e professor universitário norte-americano, que ao estudar contos e mitos do mundo inteiro, identificou elementos comuns a todos eles. A esse elemento comum chamou monomito, um conceito de jornada cíclica que denominou de a Jornada do Herói. Sendo os mitos representações de histórias da humanidade, podemos dizer que, ao longo da vida, vão sendo cumpridos rituais de passagem, que têm como finalidade preparar-nos para novas realidades. A cada nova etapa, encaramos o desconhecido, debatemo-nos com dificuldades, imprevistos e desafios. Ainda assim, com ou sem medo, avançamos perseverantemente.

Somos os protagonistas e os heróis da nossa própria história e, ainda que o caminho aconteça essencialmente na privacidade da nossa mente, ao longo da jornada vamos encontrando aliados e mentores que nos ajudam a concretizar os nossos objetivos, tornando a nossa caminhada possível e prazerosa. Neste contexto, quero agradecer a todos os outros heróis e heroínas com quem me cruzei ao longo deste meu percurso. Começo por agradecer, do fundo do meu coração, à minha mãe, aos meus filhos e namorado, que desde o início me incentivaram, apoiaram e acreditaram em mim. Sem eles, eu não poderia ter concretizado este sonho.

Um especial agradecimento à minha orientadora de dissertação, a Prof^a Doutora Bárbara Nazaré, que admiro muito e que esteve sempre disponível, prestando apoio incondicional e incentivo à investigação, uma área que considero muito estimulante.

Agradeço a generosidade de todos os que aceitaram participar neste estudo e doaram o seu tempo precioso para que este trabalho pudesse ser realizado. Sem eles, não teria sido possível.

Agradeço aos autores do estudo original do Questionário de Estilos Afetivos, Stefan G. Hofmann e Todd Kashdan, pela sua disponibilidade e prontidão ao dar as suas opiniões e pareceres sobre os resultados obtidos no presente estudo psicométrico.

Agradeço às minhas colegas Sofia Magalhães, Margarida Silva, Marlene Barroso e Leonor Haydée Viegas, que marcaram de modo especial o meu percurso académico, assim como a todas as outras colegas que, em maior ou menor grau, estiveram presentes e partilharam comigo os seus conhecimentos e boa disposição.

Por fim, mas não menos importantes, as minhas amigas, Isabel Gama, Cláudia Pinho, Ana Martins e Mónica Coruchinho, por estarem desde sempre ao meu lado e por serem elas também heroínas que me ensinam muito, através do exemplo de como vivem as suas vidas.

Resumo

Os estilos afetivos referem-se às diferenças interindividuais na sensibilidade e regulação das emoções. O objetivo deste estudo foi avaliar as propriedades psicométricas da versão portuguesa do Questionário de Estilos Afetivos (QEA), um instrumento de autorrelato para avaliar os estilos afetivos. O estudo incluiu uma amostra comunitária de 278 participantes, maiores de 18 anos ($M = 39$; $DP = 11,85$), que responderam aos questionários numa plataforma *online*. A validade fatorial foi avaliada através de uma análise de componentes principais, com uma rotação oblíqua Promax. A estrutura fatorial difere da original, incluindo quatro subescalas (Ocultar, Ajustar, Tolerar e Conter). Os valores de consistência interna foram muito bons para as subescalas Ocultar ($\alpha = .89$) e Ajustar ($\alpha = 0,84$). Para as subescalas Tolerar ($\alpha = .65$) e Conter ($\alpha = .65$), os valores foram considerados minimamente aceitáveis. Foi encontrado suporte para as validades convergente e divergente. Na avaliação da validade de grupos conhecidos, foram comparadas pessoas com e sem doença psiquiátrica atual. O segundo grupo apresentou médias superiores no estilo afetivo Ajustar. Os resultados indicam que a versão portuguesa do QEA é uma escala fiável e válida para medir diferenças individuais nos estilos afetivos, útil em contexto clínico e de investigação.

Palavras-chave: Estilos afetivos, estudo psicométrico, psicopatologia, Questionário de Estilos Afetivos.

Abstract

Affective styles refer to inter-individual differences in sensitivity and regulation of emotions. The objective of this study was to evaluate the psychometric properties of the Portuguese version of the Affective Styles Questionnaire (QEA), a self-report instrument to assess affective styles. The study included a community sample of 278 participants, over 18 years old ($M = 39$; $SD = 11.85$), who answered the questionnaires on an online platform. Factorial validity was assessed using principal component analysis, with an oblique Promax rotation. The factorial structure differs from the original, including four subscales (Concealing, Adjusting, Tolerating, and Holding). The internal consistency values were very good for the Concealing ($\alpha = .89$) and Adjusting ($\alpha = .84$) subscales. For the Tolerating ($\alpha = .65$) and Holding ($\alpha = .65$) subscales, the values were considered minimally acceptable. Support for convergent and divergent validity was found. In assessing the known-groups validity, people with and without current psychiatric illness were compared. The second group had higher averages in the Adjusting affective style. The results indicated that the Portuguese version of the QEA is a reliable and valid scale for measuring individual differences in affective styles, which is useful in clinical and research contexts.

Keywords: Affective styles, Affective Styles Questionnaire, psychometric study, psychopathology.

Abreviaturas e Siglas

ACP - Análise Componentes Principais

AFC – Análise Fatorial Confirmatória

AFE - Análise Fatorial Exploratória

BES - Bem-estar Subjetivo

CEDIC - Comissão de Ética e Deontologia para a Investigação Científica

EADS – 21 - Escalas de Ansiedade, Depressão e Stresse

EDRE - Escala de Dificuldades de Regulação Emocional

ESEM - Modelos de Equações Estruturais Exploratórios

KMO - Kaiser-Meyer-Olkin

QEA - Questionário de Estilos Afetivos

SPSS - Statistical Package for the Social Sciences

QEA - Questionário de Estilos Afetivos

Índice

Agradecimentos	3
Resumo	4
Abstract.....	5
Abreviaturas e Siglas	6
Introdução	9
Regulação emocional	9
Estilos afetivos	10
Regulação emocional e estilos de <i>coping</i>	11
Regulação emocional, bem-estar e psicopatologia	12
Avaliação dos estilos afetivos	14
O presente estudo	16
Método.....	16
Participantes	16
Medidas	17
Procedimento de recolha de dados.....	18
Procedimentos de análise de dados.....	19
Resultados.....	20
Validade de Construto	20
Validade Fatorial	20
Validade Convergente e Divergente	21
Validade de Grupos Conhecidos.....	23
Fidelidade.....	25
Sensibilidade	26
Discussão	27
Validade fatorial, fidelidade e sensibilidade	28

Validade Convergente e Divergente	29
Validade de Grupos Conhecidos.....	30
Implicações clínicas	31
Limitações e estudos futuros.....	31
Referências	33

Introdução

Os seres vivos, ao longo do processo evolutivo, foram desenvolvendo respostas adaptativas perante situações e desafios adversos. Estes processos permitiram uma melhor adaptação ao meio ambiente, contribuindo para o aumento da sobrevivência e continuidade das espécies. As emoções fazem parte da evolução da espécie humana e desempenham um papel importante no funcionamento psicológico. Uma das características mais salientes das emoções é a grande heterogeneidade individual nas respostas a um mesmo estímulo (Davidson, 2000). Neste contexto, o presente trabalho vai incidir sobre uma medida de avaliação psicológica que analisa diferentes preferências por determinadas respostas de regulação emocional, os estilos afetivos.

Regulação emocional

Thompson (1994) definiu a regulação da emoção como “processos extrínsecos e intrínsecos responsáveis por monitorizar, avaliar e modificar as reações emocionais, especialmente as suas características intensivas e temporais, de modo a que a pessoa possa atingir os seus objetivos” (p. 27). John e Gross (2004) consideram as estratégias de regulação emocional num continuum temporal e distinguem estratégias focadas nos antecedentes (estratégias que o indivíduo poderá usar para regular as emoções antes de elas surgirem) e estratégias focadas nas respostas (estratégias que o indivíduo pode utilizar após a emoção já ter surgido). Em cada um destes grupos, destacaram uma estratégia específica, a reavaliação cognitiva e a supressão, respetivamente. A reavaliação cognitiva consiste numa alteração da interpretação dos estímulos ou situações que poderiam suscitar emoções fortes e/ou negativas, diminuindo assim a experiência e a expressão comportamental de emoções negativas, sem o aumento da ativação fisiológica. A reavaliação cognitiva afeta a intensidade e a duração de uma resposta, modificando as cognições e, em consequência, a experiência (Papa & Epstein, 2018). A supressão emocional traduz-se na inibição de comportamentos relacionados com a expressão externa das emoções de forma eficaz, mas não na diminuição da experiência emocional, levando a um aumento da ativação fisiológica no sistema cardiovascular e eletrodérmico. Em suma, a reavaliação cognitiva corresponde a uma alteração cognitiva, antes da resposta emocional, e a supressão corresponde à modulação de resposta após o surgimento da mesma em termos experienciais, comportamentais ou fisiológicos (John & Gross, 2004).

No que toca ao uso de estratégias de regulação emocional, verifica-se uma diferença entre indivíduos designada por flexibilidade emocional. A flexibilidade emocional é definida como a capacidade de utilizar estratégias específicas de regulação emocional, dependendo das necessidades situacionais. Esta capacidade de regular as emoções, ajustando-as às variadas situações, parece ser um método eficaz perante situações adversas. Ainda que suprimir as emoções não seja, geralmente, adaptativo, nalgumas situações a supressão pode ser útil ou até desejável (e.g., suprimir a raiva). A flexibilidade emocional e a flexibilidade na utilização de estratégias de *coping*, mais que a utilização de uma estratégia específica, parecem as melhores preditoras de uma adaptação bem-sucedida perante situações desafiantes (Hofmann et al., 2012).

Vários estudos têm explorado a relação entre a regulação emocional e diversas variáveis sociodemográficas (e.g., idade, género). Relativamente à idade, alguns estudos referem que o repertório de estratégias de regulação emocional vai evoluindo ao longo da vida. Em comparação com jovens adultos, os adultos mais velhos reportam uma regulação emocional mais eficaz, com recurso à reavaliação/reinterpretação positiva (Blanchard-Fields et al., 2007; John & Gross, 2004; Vitulic & Prosen, 2016; Yeung et al., 2011). Em relação ao género, foram identificadas diferenças na supressão emocional, mais utilizada pelos homens do que pelas mulheres (Gross & John, 2003). Chaplin (2015), com base nos trabalhos de Brody (1999) e de Fivush e Buckner (2000), propôs um modelo biopsicossocial explicativo das diferenças de género na expressão emocional, defendendo que emergem de uma combinação de diferenças biológicas, socialização e contexto cultural. Em termos culturais, o comportamento e as respostas emocionais surgem como parcialmente estereotipadas em resposta a um conjunto de expectativas desenvolvidas ao longo da história sobre como pensar, sentir e se comportar num determinado contexto (Papa & Epstein, 2018). No que diz respeito à escolaridade, no estudo de Brindle et al. (2019), indivíduos com um nível de escolaridade baixa revelaram maior desregulação emocional do que os participantes com maiores níveis de escolaridade. Assim, os autores concluíram que a escolaridade funciona como um fator protetor da desregulação emocional.

Estilos afetivos

Os tipos de regulação emocional variam consideravelmente de pessoa para pessoa, nomeadamente na intensidade, afetos positivos/negativos, assim como na preferência por

determinadas estratégias para controlar e gerir os afetos. Algumas pessoas tendem a ter respostas desadaptativas perante emoções percebidas como indesejáveis, tendendo a evitá-las e/ou ocultá-las. A estas diferenças interindividuais na sensibilidade e regulação das emoções correspondem os estilos afetivos. Um dos componentes principais dos estilos afetivos é a capacidade de regular a emoção negativa e diminuir a duração do afeto negativo, após o seu surgimento (Hofmann et al., 2012).

Hofmann e Kashdan (2010) identificaram três estilos afetivos: ocultar, ajustar e tolerar. O estilo afetivo ocultar engloba a dissimulação e a supressão emocional, com o objetivo de ocultar e evitar as respostas emocionais quando ocorrem. O estilo afetivo ajustar caracteriza-se pela capacidade de ajustar/modular as experiências emocionais, tendo em conta o contexto. Envolve maior adaptação emocional e utilização de alguns recursos, como a reavaliação cognitiva. Tolerar refere-se à capacidade de aceitação das emoções tal como elas se manifestam, sem desconforto ou necessidade de as suprimir. Engloba uma forte tolerância à angústia (Hofmann & Kashdan, 2010). O estilo afetivo ocultar está positivamente associado à supressão emocional, enquanto o estilo afetivo ajustar se correlaciona positivamente com a reavaliação cognitiva. O estilo afetivo tolerar associa-se positivamente à reavaliação cognitiva e negativamente à supressão emocional (Hofmann e Kashdan, 2010; Ito & Hofmann, 2014; Totzeck et al., 2018; Wang et al., 2016).

Regulação emocional e estilos de *coping*

A regulação emocional e o *coping*, ainda que relacionados, representam construtos diferentes (Hofmann et al., 2012). Segundo Gross (2015), a regulação do afeto funciona como um *cluster* que engloba todos os esforços desenvolvidos com o objetivo de influenciar as respostas emocionais e inclui as estratégias de *coping*, a regulação emocional e a regulação do humor. O *coping* tem como característica o foco no alívio das respostas de stresse e pode acontecer ao longo de um período temporal relativamente longo, enquanto a regulação emocional se caracteriza pelo foco no que, quando e como as emoções são experienciadas e expressas. Lazarus e Folkman (1984) definiram *coping* como um conjunto de esforços, cognitivos e comportamentais, utilizado pelos indivíduos com o objetivo de lidar com necessidades específicas, internas ou externas, que surgem em situações de stresse e são avaliadas como sobrecarga ou que excedem os recursos pessoais. O *coping* constitui um processo transacional entre a pessoa e o ambiente, dada a influência da maneira como a pessoa interpreta o acontecimento e avalia os recursos que tem para lidar com a situação (Antoniazzi

et al., 1998). Estes autores propõem um modelo que divide o *coping* em duas categorias funcionais: *coping* focado na resolução do problema e *coping* focado na emoção, que visa diminuir a experiência emocional negativa. O primeiro tipo parece ser mais indicado em situações percebidas como controláveis, enquanto o segundo parece ser mais apropriado em situações indutoras de stresse, percebidas como incontroláveis (Hofmann et al., 2012). A investigação da regulação da emoção é direcionada à análise das estratégias utilizadas pelos indivíduos para lidar com emoções positivas e negativas específicas, enquanto, na investigação relacionada com o *coping*, são estudadas as respostas ao stresse em geral (Hofmann et al., 2012).

No estudo de Wang et al. (2016), os estilos ajustar e tolerar correlacionaram-se positivamente com o uso de estratégias de *coping* positivas, enquanto o estilo ocultar apresentou correlações com estratégias de *coping* positivas e negativas. Ito e Hofmann (2014) avaliaram a relação entre os estilos afetivos e as 14 estratégias de *coping* que compõem o Brief COPE, demonstrando que a maioria das variáveis não se correlacionavam e que, quando havia associações, a magnitude era tendencialmente baixa. Para cada estilo afetivo, as correlações mais elevadas foram com as estratégias de culpabilização ($r = -.31$, estilo ajustar), uso de suporte instrumental ($r = -.28$, estilo ocultar, e $r = -.27$, estilo conter) e uso de substâncias ($r = -.19$, estilo tolerar).

Regulação emocional, bem-estar e psicopatologia

Thompson (1994) defendeu que a compreensão da regulação e desregulação das emoções é fundamental para conhecer o desenvolvimento normativo e o desenvolvimento da psicopatologia. As pessoas que recorrem mais à reavaliação e ao estilo ajustar para regular as suas emoções tendem a manifestar melhor funcionamento social e maior bem-estar. Por outro lado, as pessoas que usam mais a supressão/ocultação experimentam menos bem-estar, pior funcionamento social e tendem a adotar estratégias desadaptativas perante situações indutoras de stresse (Gross & John, 2003). Estes indivíduos são mais propensos a um aumento na ativação fisiológica (Gross, 1998; Gross & Levenson, 1997) e tendem a ruminar sobre as situações negativas (Morrow, 1993; Rusting & Nolen-Hoeksema, 1998). A aceitação das emoções tem sido associada a um aumento da persistência perante situações desafiadoras e à redução dos níveis emocionais e sofrimento subjetivo (Hayes, 2004).

A resposta e a desregulação emocional constituem um foco de intervenção clínica (Papa & Epstein, 2018), tendo sido exploradas em diversos estudos. John e Gross (2004)

sugerem que uma regulação emocional bem-sucedida está associada a resultados positivos, enquanto dificuldades de regulação emocional se relacionam com uma redução nas competências sociais e do funcionamento psicológico (Hofmann et al., 2012; Zeman et al., 2006). As perturbações do humor e da ansiedade são consideradas o resultado de uma desregulação emocional do afeto negativo, associada a défices no afeto positivo (Hofmann et al., 2012).

Cicchetti et al. (1995) defenderam que as dificuldades na regulação das emoções podem ser divididas em duas condições. A primeira aponta para dificuldades na modulação e/ou expressão da experiência emocional, em que a pessoa experimenta as emoções com grande intensidade, mas não as consegue gerir adequadamente. A segunda condição envolve tentativas de controlar ou suprimir a experiência e expressão emocional, utilizando estratégias de controlo. No estudo de Hofmann e Kashdan (2010), os estilos afetivos ajustar e tolerar relacionaram-se negativamente com dificuldades de regulação emocional.

Os diferentes estilos afetivos levam a variadas experiências emocionais e funcionamento psicossocial, associando-se à vulnerabilidade à psicopatologia (Meehl, 1975). Os estilos afetivos ajustar e tolerar tendem a correlacionar-se negativamente com depressão, ansiedade e stresse (Jiang et al., 2018; Totzeck et al., 2018; Wang et al., 2016; Žuljević et al., 2013). Em relação ao estilo afetivo ocultar, no estudo de Wang et al. (2016) não apresentou correlações com a psicopatologia; contudo, noutros estudos, verificaram-se correlações positivas com a depressão (Jiang et al. 2018; Totzeck et al., 2018) e com a ansiedade (Jiang et al., 2018). Adicionalmente, os estilos afetivos podem moderar a relação entre stresse e psicopatologia. Especificamente, Wang et al. (2016) verificaram que pessoas com preferência pelo estilo ocultar, em situações de stresse, eram mais suscetíveis à ansiedade. Os autores demonstraram ainda que, perante uma situação de stresse, pessoas com valores baixos no estilo afetivo ajustar podem sentir-se deprimidas e com dificuldade em gerir as emoções negativas. De forma oposta, o estilo afetivo tolerar pode constituir um fator protetor de ansiedade, perante situações stressantes.

A maioria dos estudos sobre a regulação emocional, têm investigado essencialmente a reavaliação e a supressão emocional. No entanto, o estudo de Totzeck et al. (2018) demonstrou que os estilos afetivos desempenham um papel mais preponderante na depressão, ansiedade e stresse, em populações clínicas, do que a reavaliação ou a supressão emocional.

Avaliação dos estilos afetivos

Hofmann e Kashdan desenvolveram o Questionário de Estilos Afetivos (QEA) em 2010, com o intuito de criar uma escala curta e fiável que avaliasse as diferenças interindividuais no uso de estratégias de regulação emocional e estilos afetivos. Muitos dos itens foram baseados no trabalho de Gross e John (2003) e na literatura de aceitação e atenção plena, como o trabalho de Hayes et al. (2006). Inicialmente, desenvolveram 127 itens, dos quais selecionaram 20 através de uma análise de componentes principais com rotação ortogonal, por considerarem que os estilos afetivos são fatores independentes. Estes itens organizaram-se numa estrutura com três fatores, que representavam três estilos afetivos distintos (ocultar, ajustar e tolerar). Neste estudo, os fatores apresentaram valores aceitáveis de consistência interna: .80 (Ocultar), .84 (Ajustar) e .66 (Tolerar; Hofmann & Kashdan, 2010).

O QEA já foi adaptado para diversos idiomas (cf. Tabela 1). Como se pode constatar, na maioria dos estudos posteriores, não se replicou inteiramente a estrutura original do QEA. Em vários estudos, foi obtida uma estrutura trifatorial (e.g., Erreygers & Spooren, 2017; Graser et al., 2012; Totzeck et al., 2018; Tunberger, 2011; Wang et al., 2016; Žuljević et al., 2013). No entanto, em estudos com participantes japoneses (Ito & Hofmann, 2014) e americanos (Jiang et al., 2018), foram encontrados quatro fatores. O quarto fator, denominado Conter, reflete a capacidade de manter as emoções sob controlo. Apesar disto, os dados suportam os fatores Ocultar, Ajustar e Tolerar, ainda que por vezes apresentem itens diferentes ou menos itens que no estudo original. Jiang et al. (2018) hipotetizam que estas diferenças podem dever-se a especificidades culturais na perceção e gestão das emoções, à tradução da escala ou a diferentes abordagens estatísticas.

No que diz respeito à consistência interna dos fatores nos diversos estudos, os valores de alfa variaram entre .74 e .87 para Ocultar, .76 e .87 para Ajustar, .42 e .71 para Tolerar e .67 e .85 para Conter.

Tabela 1

Estrutura Fatorial do QEA em Diversos Estudos

	EUA (original) Hofmann e Kashdan (2010)	Suécia Tunberger (2011)	Alemanha Graser et al. (2012)	Sérvia Žuljević et al. (2013)	Japão Ito e Hofmann (2014)	China Wang et al. (2016)	Bélgica Erreygers e Spooren (2017)	EUA Jiang et al. (2018)	Alemanha Totzeck et al. (2018)	
<i>N</i>	434	495	108	640	1633	1041	459	1601	2806	917
Idade dos participantes (<i>M</i>)	19.2	22.0	20.9	23.8	19.7	19.9	30.5	13.2	19.22	37.87
Análise para estudar a estrutura fatorial	ACP	ACP	ESEM	ACP	ACP	AFC	ESEM	AFE	AFC	
Método de rotação	Ortog.	Ortog.	Obliq.	Obliq.	Ortog.		Obliq.	Obliq.		
Subescala Ocultar no estudo original										
1. Geralmente, as pessoas não conseguem saber como me sinto cá dentro.	.65	.64	.66	.52	.72	.54	.35	.44	.63	.26
5. Muitas vezes, reprimo as minhas reações emocionais às situações.	.64	.66	.63	.41	.70	.67	.39	.33	.58	.43
9. Sou bom/boa a esconder os meus sentimentos.	.81	.78	.80	.77	.84	.76	.80	.71	.78	.72
10. Geralmente, as pessoas não conseguem notar quando estou desanimado/a.	.72	.77	.75	.67	.78	.74	.73	.62	.77	.71
13. Geralmente, as pessoas não conseguem notar quando estou triste.	.73	.76	.77	.64	.79	.73	.75	.63	.77	.74

15. Consigo agir de forma a que as outras pessoas não me vejam desanimado/a.	.72	.73	.78	.74	.76	.75	.78	.65	.63	.70
18. Seria fácil para mim fingir emoções.	.60	.58	.51	.40	.56	.70	.83	.42	.53	.41
20. Consigo esconder bem a minha irritação, se for preciso.	.56	.28	.49/.48 _A	.59	.39 _C /.34 _A	-	.63	.35/.43 _A	.48	.66
Subescala Ajustar no estudo original										
2. Controlo muito as minhas emoções.	.63	.62	.51	.29 _A /.39 _O	.33 _A /.58 _C	.67 _C	.64	.34	.79 _C	.34 _O
4. Posso evitar ficar desanimado/a, mudando a perspetiva que tenho das situações.	.63	.65	.48	.35	.49	-	.59	-	-	.52
7. Consigo acalmar-me muito rapidamente.	.71	.72	.76	.55	.76	.71	.70	.58	.83	.60
8. Consigo não ficar preso/a aos meus sentimentos.	.66	.60	.67	.05 _A /.58 _T	.66	.85	.79	-	.67	.78 _T
12. Consigo deixar de estar de mau humor muito rapidamente.	.68	.69	.48	.76	.81	.79	.68	.61	.76	.64
16. Sei exatamente o que fazer para ficar de bom humor.	.70	.63	.67	.61	.68	-	.46	.72	.67	.59
19. Consigo ficar de bom humor muito facilmente.	.80	.77	.76	.83	.87	.66	.63	.89	.75	.80
Subescala Tolerar no estudo original										
3. Consigo tolerar ter emoções fortes.	.66	.72	.43 _A /.50 _T	.54	.45 _A /.30 _O	.82 _C	.65	-	.88 _C	.34

o

6. Não há problema se as outras pessoas me virem infeliz.	.67	.61	-.45 _O /.43 _T	.50	.81	.61	.50	.44	.62	.56
11. Não há problema em, por vezes, sentir emoções negativas.	.61	.63	.72	.50	.63 _T /.38 _O	.54	-	.59	-	.36
14. Consigo tolerar estar infeliz.	.63	.53	.62	.55	.47	-	.74	-	-	.52
17. Não há nada de errado em ficarmos muitos emotivos.	.70	.74	.64	.61	.66	.75	-	.75	.56	.59
Consistência Interna										
Ocultar	.80	.82	.83	.75	.81	.80/.87 ^a	.84/.77 ^b	.74	.84	.82
Ajustar	.84	.84	.76	.84	.85	.80/.87 ^a	.87/.78 ^b	.79	.84	.76
Tolerar	.66	.68	.62	.72	.58	.42/.47 ^a	.66/.68 ^b	.59	.45	.71
Conter	-	-	-	-	-	.67/.73 ^a	-/-	-	.85	-

Nota. Tabela adaptada do estudo de Jiang et al. (2018).

A – Ajustar; T – Tolerar; O – Ocultar; C – Conter; ACP – Análise de componentes principais; ESEM - Modelagem de equações estruturais exploratórias; AFA – Análise fatorial exploratória; AFC – Análise fatorial confirmatória; - Item eliminado; ^a Alfa do momento 1 e 2 ^b Alfa do estudo 1 e 2.

O presente estudo

A utilização de uma escala válida e fidedigna que meça os estilos afetivos pode ser útil para a investigação e para os profissionais que pretendam conhecer o tipo de autorregulação utilizada pelos utentes que acompanham (Hofmann & Kashdan, 2010). Vários estudos de validação desta escala, realizados noutros países, recorreram a amostras de estudantes universitários (Hofmann & Kashdan 2010; Jiang et al., 2018), adolescentes estudantes (e.g., Erreygers & Spooren, 2017) e grupos clínicos (Totzeck et al., 2018), o que conduziu a uma lacuna acerca dos estilos afetivos na população geral. Tendo isto em conta, este estudo teve como objetivo avaliar as características psicométricas da versão portuguesa do QEA numa amostra comunitária.

Método

Participantes

Os critérios de inclusão do estudo foram: ser maior de 18 anos; dominar a língua portuguesa; e residir em Portugal. Foram recrutados 285 participantes para o estudo, tendo sido excluídos sete, por não cumprirem todos os critérios de inclusão.

A amostra final foi de 278 participantes, constituída por 223 mulheres (80.02%) e 55 homens (19.8%). A média de idade dos participantes foi de 39 anos ($DP = 11.85$). A maioria dos participantes eram do distrito de Setúbal (39.2%; $n = 109$) ou do distrito de Lisboa (38.5%; $n = 107$).

A média de escolaridade da amostra foi de 14.34 anos ($DP = 3.18$). Sessenta e cinco por cento ($n = 183$) eram trabalhadores, sendo os restantes trabalhadores-estudantes ($n = 35$; 12.6%), estudantes ($n = 33$; 11.9%), desempregados ($n = 19$; 6.8%) ou estavam noutra situação ($n = 6$; 2.2%). Cerca de 46.8% ($n = 130$) coabitavam com o/a companheiro/a, 38.8% ($n = 108$) não tinham companheiro/a e 14.4% ($n = 40$) tinham companheiro/a, sem coabitação.

Em relação à psicopatologia atual, 89.2% ($n = 248$) não tinham perturbação psiquiátrica. As principais perturbações reportadas ($n = 30$) foram ansiedade ($n = 13$; 4.7%), depressão ($n = 10$; 3.6%) e perturbação bipolar ($n = 3$; 1.1%). Dezassete participantes (56.7%) recebiam acompanhamento psicológico. Em relação a psicopatologia anterior, 84.2% ($n = 234$) nunca tiveram doença psiquiátrica.

Medidas

Questionário de dados sociodemográficos e clínicos. Utilizado para obter informações demográficas (e.g., sexo, idade, nacionalidade, distrito de residência, anos de escolaridade) e clínicas (e.g., história médica e psiquiátrica).

QEA (versão original: Hofmann & Kashdan, 2010). Como referido, este questionário é composto por 20 itens que medem as diferenças individuais na regulação emocional, através de uma escala de Likert de 5 pontos que varia entre 1 – *Nada verdadeiro para mim* e 5 – *Extremamente verdadeiro para mim*. A estrutura fatorial pode incluir três ou quatro fatores, previamente descritos. A cotação da escala é feita através da média dos itens correspondentes a cada fator, com resultados mais elevados a refletir a preferência por um dado estilo afetivo.

Brief COPE (Versão original: Carver 1997; Versão portuguesa: Ribeiro & Rodrigues, 2004). Este instrumento é uma versão reduzida do COPE, tendo como objetivo avaliar estilos e estratégias de *coping*. A escala de resposta deste instrumento varia de 0 – *Não costumo fazer isto* a 3 – *Costumo fazer isto muitas vezes*. Os 28 itens organizam-se em pares em 14 subescalas: *Coping Ativo* (e.g., “Tomo medidas para tentar melhorar a situação”); *Planear* (e.g., “Penso muito sobre o que fazer em relação à situação”); *Reinterpretação Positiva* (e.g., “Procuro algo positivo na situação”); *Aceitação* (e.g., “Aprendo a viver com a situação”); *Humor* (e.g., “Faço piadas sobre a situação”); *Religião* (e.g., “Rezo ou medito”); *Utilização do Suporte Social Emocional* (e.g., “Procuro o conforto e compreensão de alguém”); *Utilização do Suporte Instrumental* (e.g., “Peço conselhos e ajuda a outras pessoas”); *Autodistração* (e.g., “Refugio-me no trabalho ou noutras atividades para me abstrair da situação”); *Negação* (e.g., “Digo a mim próprio(a): “isto não é verdade”); *Expressão de Sentimentos* (e.g., “Expresso os meus sentimentos negativos”); *Uso de Substâncias* (e.g., “Uso álcool ou outras drogas para me ajudar a ultrapassar os problemas”); *Desinvestimento Comportamental* (e.g., “Desisto de tentar lidar com a situação”) e *Autoculpabilização* (e.g., “Culpo-me por coisas que aconteceram”). As escalas são cotadas separadamente, não havendo pontuação da escala total (Ribeiro & Rodrigues, 2004).

Na versão portuguesa, a consistência interna das escalas é satisfatória, aproximando-se da versão original. No estudo atual, os valores de consistência interna foram: *Coping Ativo*: .61; *Planear*: .57; *Reinterpretação Positiva*: .79; *Aceitação*: .65; *Humor*: .90; *Religião*: .84; *Utilização do Suporte Social Emocional*: .86; *Utilização do Suporte Instrumental*: .85;

Autodistração: .50; Negação: .54; Expressão de Sentimentos: .58; Uso de Substâncias: .87; Desinvestimento Comportamental: .78 e Autoculpabilização: .75.

Escalas de Ansiedade, Depressão e Stresse (EADS - 21) (Versão original: Lovibond, & Lovibond, 1995; versão portuguesa: Pais-Ribeiro et al., 2004). Esta escala organiza-se em três subescalas, cada uma com sete itens: Depressão (e.g., “Senti que não tinha nada a esperar do futuro”), Ansiedade (e.g., “Senti a minha boca seca”) e Stresse (e.g., “Tive dificuldades em me acalmar”). A escala de Likert é de quatro pontos, de 0 – *Não se aplicou nada a mim* a 3 – *Aplicou-se a mim a maior parte das vezes*. Em cada subescala, a pontuação varia entre 0 e 21 e pontuações mais elevadas correspondem a estados afetivos mais negativos. Os valores de consistência interna da versão portuguesa são adequados (Pais-Ribeiro, Honrado & Leal, 2004). No presente estudo, os valores de consistência interna foram: Depressão: .91, Ansiedade: .86 e Stresse: .91.

Escala de Dificuldades de Regulação Emocional (EDRE) (Versão original: Gratz & Roemer, 2004; versão portuguesa: Coutinho et al., 2010). Esta escala avalia as dificuldades de regulação emocional em adultos. É composta por 36 itens, avaliados numa escala Likert de cinco pontos, de 1 – *Quase nunca se aplica a mim* a 5 – *Aplica-se quase sempre a mim*. Apresenta seis subescalas: Acesso Limitado às Estratégias de Regulação Emocional (e.g., “Quando estou em baixo, penso que vou-me sentir assim por muito tempo”); Não Aceitação das Respostas Emocionais (e.g., “Quando estou em baixo, começo a sentir-me muito mal comigo próprio/a”); Falta de Consciência Emocional (e.g., “Interesso-me por aquilo que estou a sentir”); Dificuldades no Controlo de Impulsos (e.g., “Vivo as minhas emoções como avassaladoras e fora do controlo”); Dificuldades em Agir de Acordo com os Objetivos (e.g., “Quando estou em baixo, tenho dificuldade em realizar tarefas”); e Falta de Clareza Emocional (e.g., “Tenho dificuldade em atribuir um sentido aos meus sentimentos”). A cotação é efetuada com base na soma dos itens, alguns dos quais invertidos, de modo a que valores mais elevados representem maiores dificuldades na regulação emocional.

Na versão portuguesa, à semelhança da original, foi encontrada elevada consistência interna na escala total ($\alpha = .92$) e nas suas subescalas ($\alpha \geq .75$ para cada subescala). Neste estudo, os valores de consistência interna foram muito bons, variando entre .80 e .92.

Procedimento de recolha de dados

Este estudo integra-se num projeto mais amplo aprovado pela Comissão de Ética e Deontologia para a Investigação Científica (CEDIC) da Escola de Psicologia e Ciências da Vida da Universidade Lusófona de Humanidades e Tecnologias.

O desenho deste estudo é descritivo, quantitativo e transversal.

Para a realização da tradução do questionário, em primeiro lugar, foram contactados os autores da versão original do QEA, a quem se solicitou autorização para a tradução para português. Conforme sugerido por Hill e Hill (2008), a tradução foi realizada, em separado, por duas investigadoras portuguesas da área da Psicologia Clínica e da Saúde, com experiência na tradução de instrumentos de avaliação psicológica e que dominam a língua inglesa. Após comparação das duas traduções, pediu-se a uma terceira pessoa, com as mesmas qualificações, que realizasse a retroversão, a qual foi comparada com a versão original. Não havendo divergências de relevo, chegou-se à versão portuguesa final.

O protocolo de avaliação do estudo foi disponibilizado numa plataforma de preenchimento online (Typeform) cujo *link* foi divulgado através de redes sociais, em outubro e novembro de 2019. Tratou-se de uma amostra não probabilística de conveniência. Os participantes foram voluntários e não remunerados. Após lerem o consentimento informado, as pessoas que aceitaram participar no estudo acederam ao protocolo digital. O critério utilizado quanto ao número total de participantes a recrutar foi o de 10:1 (número de participantes por cada item do questionário), valor recomendado por Hill e Hill (2008).

Procedimentos de análise de dados

A análise dos dados foi realizada com o *software Statistical Package for the Social Sciences* (SPSS). Inicialmente, foram calculadas estatísticas descritivas para caracterizar a amostra. A estrutura fatorial do QEA foi explorada através de uma ACP com rotação oblíqua Promax (dadas as correlações entre as subescalas).

Para avaliar a validade convergente e divergente do QEA, foram calculados os coeficientes de correlação de Pearson com medidas relacionadas e não relacionadas com o construto central do estudo. O tamanho do efeito foi avaliado segundo os critérios de Cohen (1988): $\geq .10$, efeito pequeno; $\geq .30$, efeito médio e $\geq .50$, efeito grande.

A validade de grupos conhecidos foi analisada através da MANOVA. O tamanho do efeito foi avaliado com o eta ao quadrado (η^2), como sugerido por Cohen (1988): $\geq .01$ efeito pequeno, $\geq .06$ efeito médio e $\geq .14$ efeito grande.

A fidelidade foi analisada recorrendo ao alfa de Cronbach e à correlação item-total corrigida. Para avaliar a sensibilidade dos itens, utilizaram-se estatísticas descritivas.

Resultados

Validade de Construto

Validade Fatorial

O índice Kaiser-Meyer-Olkin (.88) e o teste de esfericidade de Bartlett (2530.824, $p < 0.001$) indicaram intercorrelações fortes entre as variáveis, suportando a realização da ACP.

Com base no gráfico de declividade, seriam extraídos dois fatores. No entanto, por ser considerado um critério subjetivo, optou-se pelo critério de valor próprio. Assim, foram extraídos quatro fatores com valores próprios superiores a 1, explicando 61.08% da variância total. O primeiro fator (Ocultar) explicou 30.77%, sendo composto por sete itens; o segundo fator (Ajustar) explicou 17.57%, englobando seis itens; o terceiro fator (Tolerar) explicou 7.37%, incluindo quatro itens; o quarto fator explicou 5,35% da variância e foi composto por três itens.

A estrutura de quatro fatores é apresentada na Tabela 2. Alguns itens foram ambíguos, dado apresentarem valores de saturação superiores a .40 em mais que um fator (e.g., itens 1, 4 e 5). Dado que os valores das comunalidades se aproximaram ou ultrapassaram o valor mínimo recomendado para todos os itens (.50; Meyers et al., 2017), optou-se por mantê-los. Os itens foram englobados no fator em que apresentaram o valor de saturação mais alto, opção congruente com o conteúdo do item e com as estruturas fatoriais propostas em estudos prévios (Ito & Hofmann, 2014; Jiang et al., 2018). Os quatro fatores, na sua maioria, apresentaram correlações positivas entre si, com um tamanho de efeito que variou entre pequeno e grande. A correlação de maior magnitude verificou-se entre o estilo afetivo Conter e Ocultar, com um sentido positivo. O estilo Tolerar apenas se correlacionou com o estilo afetivo Ajustar, de forma positiva. O estilo Ajustar, apresentou correlações positivas com os restantes estilos afetivos.

Tabela 2

Estrutura Fatorial e Comunalidades do QEA

Valores de saturação

Item	Ocultar	Ajustar	Tolerar	Conter	Comunalidades
10	.86	.02	-.05	.04	.79
13	.85	.01	-.02	-.00	.72
18	.81	.04	-.01	-.23	.56
9	.76	-.05	-.00	.14	.69
20	.70	.35	-.05	-.04	.63
15	.68	.09	.08	.14	.63
1	.46	-.37	-.01	.40	.60
16	.09	.83	-.04	-.05	.68
19	.08	.80	.01	-.06	.67
12	.04	.75	.03	-.03	.59
7	-.03	.66	-.01	.30	.55
8	-.01	.63	-.03	.23	.47
4	-.22	.57	-.07	.53	.56
11	.10	-.14	.85	.04	.67
17	-.08	-.01	.77	.06	.59
6	-.22	.10	.62	.01	.48
14	.35	.23	.41	-.06	.44
2	.26	.13	-.01	.67	.73
3	-.08	.27	.12	.62	.50
5	.41	-.23	-.02	.45	.55

Validade Convergente e Divergente

A Tabela 3 mostra as correlações entre as subescalas do QEA e outras medidas. A validade convergente é demonstrada pelas correlações existentes entre as subescalas do QEA e as subescalas da EADS e da EDRE, com um tamanho de efeito que varia entre pequeno e grande. Os fatores Ajustar e Tolerar correlacionaram-se negativamente com a psicopatologia e as dificuldades de regulação emocional. Para o fator Ocultar, estas correlações foram tendencialmente positivas e, para o fator Conter, tendencialmente inexistentes.

A validade divergente do QEA traduz-se na ausência de associações e nas correlações de efeito pequeno com a maioria das estratégias de *coping* avaliadas.

Tabela 3

Correlações entre o QEA e Outras Medidas

Questionários	Fatores do QEA			
	Ocultar	Ajustar	Tolerar	Conter
QEA				
Ocultar				
Ajustar	.25**			
Tolerar	.09	.40**		
Conter	.63**	.33**	.10	
EADS-21				
Depressão	.18**	-.39**	-.18**	.06
Ansiedade	.13*	-.34**	-.20**	.04
Stresse	.10	-.45**	-.15**	.05
Brief COPE				
Religião	-.15**	-.08	-.08	-.13*
Coping ativo	-.04	.16**	.18**	.09
Aceitação	.06	.19**	.20**	.09
Reinterpretação positiva	-.00	.37**	.14*	.13*
Humor	.13*	.19**	.14*	.10
Utilização suporte emocional	-.25**	-.05	.13*	-.18**
Utilização suporte instrumental	-.22**	-.03	.14*	-.16**
Autodistração	.13*	-.20**	-.09	-.02
Negação	.16**	-.23**	-.14*	-.02
Expressão de sentimentos	-.15*	-.07	.18**	-.19
Autoculpabilização	.09	-.40**	-.10	-.06
Uso de substâncias	.06	-.07	-.08	.03
Planear	-.04	.05	.11	.09
Desinvestimento Comportamental	.15*	-.29**	-.08	-.03
EDRE				
Falta clareza emocional	.19**	-.36**	-.21**	-.02
Falta consciência emocional	.10	-.20**	-.36**	-.07
Acesso limitado a estratégias de regulação emocional	.17**	-.61**	-.19**	.01
Não aceitação respostas emocionais	.14*	-.44**	-.25**	.03
Dificuldade em agir de acordo objetivos	.18	-.50**	-.10	-.04
Dificuldade controlo de impulsos	.03	-.50**	-.22**	-.15**

* $p < 0,05$; ** $p < 0,01$

Validade de Grupos Conhecidos

Tendo em conta a literatura, constituímos grupos com base no género, idade, escolaridade e existência de psicopatologia.

Em relação ao género, foi observado um efeito multivariado ($\Lambda = .93$, $F(4, 273) = 4.929$, $p = 0.001$) e diferenças nas subescalas Ajustar e Conter, com os homens a apresentar médias superiores em ambas (cf. Tabela 4).

Tabela 4

Comparações de Género nos Estilos Afetivos

Fatores	Sexo				Testes univariados		
	Feminino		Masculino		F	p	η^2
	M	DP	M	DP			
Ocultar	2.71	0.97	2.91	0.80	2.01	.15	.00
Ajustar	2.83	0.80	3.33	0.71	17.77	.00	.06
Tolerar	3.17	0.79	3.27	0.74	0.76	.38	.00
Conter	3.11	0.84	3.41	0.77	5.89	.01	.02

A comparação etária considerou três grupos (Vitulić & Prosen, 2016): adultos emergentes (entre 18 e 29 anos), jovens adultos (entre 30 e 45 anos) e meia idade (entre 46 e 65 anos). Não se verificou um efeito multivariado da idade ($\Lambda = .96$, $F(8, 536) = 1.15$, $p = 0.326$), nem houve diferenças nos vários estilos afetivos (cf. Tabela 5).

Tabela 5

Comparação de Grupos Etários nos Estilos Afetivos

Fatores	Idade						Testes univariados		
	Adultos Emergentes		Jovens Adultos		Meia Idade		F	p	η^2
	M	DP	M	DP	M	DP			
Ocultar	2.91	1.03	2.64	0.87	2.75	0.94	1.85	.15	.01
Ajustar	2.86	0.95	2.92	0.73	2.99	0.76	0.49	.61	.00
Tolerar	3.28	0.84	3.19	0.77	3.12	0.74	0.82	.44	.00
Conter	3.27	0.86	3.11	0.79	3.16	0.88	0.90	.40	.00

A comparação com base na escolaridade teve em conta dois grupos: participantes com 12 ou menos anos de escolaridade ($n = 135$) e participantes que frequentaram o ensino superior ($n = 143$). Optámos por não subdividir o primeiro grupo, devido ao baixo número de participantes com menos de nove anos de escolaridade ($n = 11$).

Observou-se um efeito multivariado da escolaridade ($\Lambda = .94$, $F(4, 273) = 4.13$, $p = 0.003$). Os testes univariados indicaram diferenças apenas na subescala Tolerar, com um efeito pequeno. Os participantes que frequentaram o ensino superior apresentaram médias superiores neste estilo afetivo (cf. Tabela 6).

Tabela 6

Comparação de Grupos de Escolaridade nos Estilos Afetivos

Fatores	Escolaridade				Testes univariados		
	12 anos ou menos		Ensino Superior		F	p	η^2
	M	DP	M	DP			
Ocultar	2.74	0.96	2.76	0.92	0.06	.80	.00
Ajustar	2.91	0.80	2.95	0.81	0.20	.65	.00
Tolerar	3.02	0.80	3.35	0.72	13.51	.00	.04
Conter	3.11	0.84	3.22	0.82	1.20	.27	.00

Verificou-se um efeito multivariado da doença psiquiátrica atual ($\Lambda = .94$, $F(4, 273) = 3.91$, $p = 0.004$). Os testes univariados indicaram diferenças apenas na subescala Ajustar, com um efeito pequeno. Os participantes sem doença psiquiátrica apresentaram médias superiores neste estilo afetivo (cf. Tabela 7).

Tabela 7

Comparação de Pessoas com e sem Doença Psiquiátrica nos Estilos Afetivos

Fatores	Doença Psiquiátrica				Testes univariados		
	Não		Sim		F	p	η^2
	M	DP	M	DP			
Ocultar	2.73	0.95	2.90	0.88	0.84	.35	.00
Ajustar	2.97	0.82	2.59	0.64	6.11	.01	.02
Tolerar	3.17	0.79	3.37	0.70	1.79	.18	.00
Conter	3.17	0.83	3.18	0.84	0.00	.92	.00

Fidelidade

Foram obtidos valores muito bons de consistência interna para os fatores Ocultar ($\alpha = .89$) e Ajustar ($\alpha = .84$). Para as escalas Tolerar ($\alpha = .65$) e Conter ($\alpha = .65$), os valores de consistência interna são minimamente aceitáveis (DeVellis, 2017). A Tabela 7 mostra que alguns itens, nos fatores Tolerar e Conter, não apresentaram uma correlação item-total corrigida acima de .50. No entanto, alguns autores consideram aceitáveis valores entre .20 e .80 (Streiner et al., 2015). Relativamente à consistência interna de cada fator, a mesma não iria aumentar com a exclusão de qualquer item, iria até diminuir, exceto para o item 3, em que a subida seria mínima. Estes resultados suportam a manutenção de todos os itens no respetivo fator (DeVellis, 2017; Finch et al., 2016).

Segundo DeVellis (2017), o valor médio das correlações inter-item deve situar-se entre .20 e .40, o que se verificou para os fatores Tolerar (.31) e Conter (.38). O valor dos fatores Ocultar (.54) e Ajustar (.46) indica que alguns dos itens podem ser demasiado semelhantes.

Tabela 7

Correlações Item-Total Corrigidas e Valores de α de Cronbach Excluindo cada Item por Fator do QEA

Fatores	Itens	Correlações item-total corrigidas	α de Cronbach se o item fosse excluído
Ocultar (.89)	1	.51	.89
	9	.74	.86
	10	.84	.85
	13	.77	.86
	15	.71	.87
	18	.59	.88
	20	.63	.88
Ajustar (.84)	4	.52	.83
	7	.60	.81
	8	.58	.82
	12	.64	.81
	16	.69	.80
	19	.66	.80
Tolerar (.65)	6	.39	.60

	11	.51	.52
	14	.34	.64
	17	.47	.55
Conter (.65)	2	.61	.32
	3	.36	.66
	5	.42	.62

Sensibilidade

O teste de Kolmogorov-Smirnov indicou que as variáveis não apresentaram uma distribuição normal (cf. Tabela 8). Segundo o critério liberal (-1 a 1), os valores de assimetria e curtose encontram-se dentro do intervalo aceitável, exceto para o item 11, ainda que o valor não se encontre muito afastado do limite aceitável (Meyers et al., 2017).

Tabela 8

Estatísticas Descritivas dos Itens e Fatores do QEA

Item	<i>M (DP)</i>	Assimetria	Curtose	Kolmogorov-Smirnov
1	2.90 (1.23)	-0.01	-0.99	.16**
2	3.20 (1.08)	-0.22	-0.70	.20**
3	3.4 (0.99)	-0.46	-0.08	.22**
4	3.10 (1.05)	-0.06	-0.56	.18**
5	2.83 (1.17)	0.07	-0.75	.17**
6	2.69 (1.14)	0.17	-0.84	.18**
7	2.95 (1.05)	-0.02	-0.53	.19**
8	2.70 (1.12)	0.14	-0.82	.18**
9	2.95 (1.27)	-0.02	-0.98	.16**
10	2.75 (1.20)	0.09	-0.94	.15**
11	3.41 (1.20)	-0.19	-1.02	.18**
12	2.92 (1.14)	0.14	-0.71	.17**
13	2.71 (1.23)	0.22	-0.89	.17**
14	2.91 (1.02)	0.02	-0.43	.20**
15	3.00 (1.12)	-0.10	-0.69	.18**
16	3.02 (1.04)	-0.01	-0.43	.19**
17	3.77 (1.09)	-0.62	-0.48	.24**
18	2.27 (1.23)	0.63	-0.61	.21**
19	2.93 (1.10)	0.09	-0.68	.16**

20	2.70 (1.17)	0.24	-0.71	.17**
Fator				
Ocultar	2.75 (0.94)	0.10	-0.53	.05*
Ajustar	2.93 (0.81)	0.00	0.09	.06*
Tolerar	3.19 (0.78)	-0.11	-0.15	.07**
Conter	3.17 (0.83)	-0.06	-0.23	.13**

* $p < 0.05$ ** $p < 0.001$

Na Tabela 9, pode-se verificar a distribuição de frequências nas opções de resposta do QEA. A percentagem da distribuição das respostas é adequada para a maioria dos itens, embora alguns apresentem efeito chão ou teto, com valores extremos $> 15\text{-}20\%$ (McHorney & Tarlov, 1995).

Tabela 9

Frequências Relativas das Opções de Resposta para os Itens do QEA

Item	1	2	3	4	5
1	16.2 %	22.3 %	26.6 %	24.8 %	10.1 %
2	6.5 %	21.2 %	28.4 %	33.5 %	10.4 %
3	4.0 %	10.8 %	32.0 %	38.8 %	14.4 %
4	6.5 %	21.9 %	35.6 %	26.6 %	9.4 %
5	15.8 %	21.9 %	34.2 %	19.1 %	9.0 %
6	17.3 %	28.8 %	27.7 %	20.5 %	5.8 %
7	9.4 %	23.4 %	37.1 %	23.4 %	6.8 %
8	15.8 %	29.5 %	28.4 %	21.2 %	5.0 %
9	17.6 %	17.6 %	30.6 %	20.5 %	13.7 %
10	19.1 %	23.4 %	28.4 %	21.6 %	7.6 %
11	5.0 %	21.6 %	24.1 %	26.3 %	23.0 %
12	10.8 %	26.6 %	32.7 %	19.1 %	10.8 %
13	19.8 %	25.5 %	27.7 %	17.6 %	9.4 %
14	9.0 %	24.5 %	39.2 %	21.2 %	6.1 %
15	11.2 %	20.9 %	33.5 %	25.9 %	8.6 %
16	7.9 %	21.6 %	39.6 %	22.7 %	8.3 %
17	2.5 %	13.3 %	18.3 %	36.0 %	29.9 %
18	36.7 %	23.0 %	23.4 %	10.4 %	6.5 %
19	9.7 %	27.0 %	32.7 %	21.9 %	8.6 %
20	17.6 %	27.0 %	31.3 %	15.8 %	8.3 %

Discussão

O presente estudo teve como principal objetivo avaliar as características psicométricas da versão portuguesa do QEA numa amostra comunitária, considerando vários indicadores de validade (fatorial, convergente, divergente e de grupos conhecidos), fidelidade e sensibilidade.

Validade fatorial, fidelidade e sensibilidade

Foi encontrada uma estrutura de quatro fatores, diferente da original, mas semelhante à encontrada noutros estudos (Ito & Hofmann, 2014; Jiang et al., 2018). Face à estrutura trifatorial original, as diferenças respeitam a três itens: 2 (“*Controlo muito as minhas emoções.*”), originalmente no fator Ajustar; 3 (“*Consigo tolerar sentir emoções fortes.*”), originalmente no fator Tolerar; e 5 (“*Muitas vezes, reprimo as minhas reações emocionais às situações.*”), originalmente no fator Ocultar. Estes três itens constituem o quarto fator, denominado Conter, designação herdada dos estudos anteriores (“ *Holding*”). Este quarto fator reflete a capacidade de conter as emoções através do autocontrolo (Jiang et al., 2018). No estudo japonês de Ito e Hofmann (2014), o quarto fator foi constituído exatamente pelos mesmos itens, enquanto, no estudo de Jiang et al. (2018), o quarto fator foi composto pelos itens 2 e 3. No presente estudo, o item 3 foi considerado problemático, pois a sua inclusão na subescala Conter implicou que a mesma não tenha correlação com psicopatologia; se este item fosse removido, passaria a existir uma correlação de efeito pequeno (ansiedade $r = .12$; depressão $r = .17$ e stresse $r = .13$). Coloca-se a hipótese de os participantes terem perceção de controlo sobre emoções fortes, sendo por isso consideradas toleráveis. Em estudos futuros, a tradução deste item pode ser repensada, dada a possibilidade de a expressão “emoções fortes” ser interpretada como emoções positivas (e.g., associadas a atividades radicais) e associada à perceção de capacidade de contenção das mesmas. Uma tradução alternativa para o item seria: “Tolero bem emoções intensas, sejam positivas ou negativas (por exemplo, ficar muito ansioso, angustiado, comovido)”.

Verificou-se que a maioria das subescalas do QEA se correlacionam entre si, com destaque para a correlação forte entre os estilos Ocultar e Conter, o que pode dever-se ao facto de ambas estarem associadas à perceção de controlo das emoções. As correlações de efeito pequeno a médio do estilo Ajustar com os outros três fatores, podem sugerir que este estilo envolve o uso de várias estratégias de regulação emocional ajustadas às situações (e.g., conter a raiva). Estes resultados vão ao encontro do estudo de Ito & Hofmann (2014).

Os valores de consistência interna das subescalas Ocultar e Ajustar foram ao encontro de outros estudos (Erreygers & Spooen, 2017; Graser et al., 2012; Hofmann & Kashdan, 2010; Ito & Hofmann, 2014; Jiang et al., 2018; Wang et al., 2016; Žuljević et al., 2013). Os fatores mais problemáticos têm sido Tolerar e Conter que, invariavelmente, apresentam valores de consistência interna entre o inaceitável e o minimamente aceitável (DeVellis, 2017; Erreygers & Spooen, 2017; Hofmann & Kashdan, 2010; Ito & Hofmann, 2014; Jiang et al., 2018; Wang et al., 2016; Žuljević et al., 2013). Os valores de consistência interna encontrados no presente estudo foram considerados aceitáveis, uma vez que alguns autores (e.g., Carver, 1997) consideram aceitáveis valores entre .50 e .60, para fatores constituídos por poucos itens.

Em relação à sensibilidade do instrumento, o estudo original, e outros posteriores, não apresentaram esta análise, pelo que não dispomos de dados comparativos. No presente estudo foram observados valores aceitáveis (Meyers et al., 2017), que levam a concluir que o instrumento tem a capacidade para identificar variações interindividuais na preferência entre os diferentes estilos afetivos.

Validade Convergente e Divergente

Vários resultados demonstraram a validade convergente do instrumento. Especificamente, os estilos afetivos Ajustar e Tolerar apresentaram correlações negativas com psicopatologia, tal como em estudos anteriores (Jiang et al., 2018; Totzeck et al., 2018; Wang et al., 2016; Žuljević et al., 2013); com as dificuldades de regulação emocional, como aconteceu nos trabalhos de Hofmann e Kashdan (2010) e Jiang et al. (2018); e correlações positivas com a reinterpretação positiva (de forma consistente com os resultados de Hofmann & Kashdan, 2010; Totzeck et al., 2018; Wang et al., 2016), confirmando o carácter adaptativo destes estilos afetivos. A relação entre o estilo Ocultar e psicopatologia também foi confirmada. Ocultar correlacionou-se positivamente com depressão e ansiedade, indo ao encontro dos estudos de Jiang et al. (2018) e Totzeck et al. (2018), e remete para um acesso limitado a estratégias de regulação emocional e expressão de sentimentos, tal como no estudo original (Hofmann & Kashdan, 2010), reforçando que o estilo afetivo Ocultar é relevante para o desenvolvimento de psicopatologia (Hofmann & Kashdan, 2010; Jiang et al., 2018; Totzeck et al., 2018).

Em relação à validade divergente, maioritariamente, as correlações das subescalas do QEA com o Brief COPE são de efeito pequeno, confirmando a validade divergente do instrumento, à semelhança do estudo original e do de Ito & Hofmann (2014).

Validade de Grupos Conhecidos

No estudo atual, os homens mostraram maior preferência pelo estilo afetivo Ajustar, em comparação com as mulheres. Nos estudos alemão e belga (Erreygers & Spooen, 2017; Graser et al., 2012; Totzeck et al., 2018), verificaram-se as mesmas diferenças de género, quer entre adultos, quer entre adolescentes. McRae et al. (2008), que recorreram a imagens de ressonância magnética, hipotetizaram que o género masculino utiliza a regulação emocional com maior eficiência e menor esforço do que as mulheres, tendo constatado uma maior regulação da atividade da amígdala e menor atividade pré-frontal. Ou seja, a reavaliação cognitiva, no género masculino, constitui uma tarefa menos exigente, uma vez que existe um menor envolvimento das estruturas pré-frontais, geralmente associadas à implementação de estratégias do controlo cognitivo e emocional. Pelo contrário, não identificámos diferenças de género no estilo Ocultar, encontradas por Erreygers e Spooen (2017) e Graser et al. (2012), mas não por Totzeck et al. (2018), que estudou uma população clínica. No presente estudo, o género masculino apresentou maior preferência que o feminino pelo estilo afetivo Conter. Analisando os itens que compõem este fator, observou-se uma diferença no item 2 (“*Controlo muito as minhas emoções.*”), tendo os homens apresentado médias superiores comparativamente às mulheres. Este resultado pode sugerir uma maior perceção de controlo emocional, dado que, de acordo com o modelo biopsicossocial de Chaplin (2015), é esperado que o género masculino mostre menos as suas emoções e/ou sensibilidade do que o género feminino, de quem é esperada maior manifestação das emoções, principalmente positivas (e.g., felicidade).

Ao contrário do que seria esperado, nesta amostra não foram identificadas diferenças etárias nos estilos afetivos. Este resultado poderá dever-se ao facto de a amostra apresentar uma média elevada na variável escolaridade, o que poderá mitigar possíveis diferenças, já que os grupos etários não diferiram no número médio de anos de escolaridade. Ainda em relação à escolaridade, foram observadas diferenças de grupos no estilo afetivo Tolerar. Este resultado, que vai ao encontro do estudo de Brindle et al. (2019), sugere que a escolaridade pode contribuir para um maior conforto em resposta ao surgimento de experiências emocionais (Hofmann & Kashdan, 2010).

Por fim, os participantes que não reportaram doença psiquiátrica apresentaram maior preferência pelo estilo Ajustar. De forma congruente, pessoas com perturbações afetivas tendem a apresentar valores baixos neste estilo afetivo (Totzeck et al., 2018). Assim, este estilo

afetivo pode ser um recurso que diminui a probabilidade de ocorrência de psicopatologia. Segundo o modelo de Hofmann et al. (2012), uma maior preferência pelo estilo afetivo Ajustar implica uma maior flexibilidade na utilização de diferentes estratégias de regulação emocional e *coping*, ajustadas aos diferentes contextos, tendo como consequência uma adaptação mais bem-sucedida e um maior bem-estar.

Alguns destes resultados podem não ser diretamente comparáveis com outros estudos, uma vez que o número e a composição dos fatores do QEA é variável entre estudos e a média de idades dos participantes do presente estudo é superior à maioria dos estudos prévios (e.g., Erreygers & Spoooren, 2017; Graser et al., 2012; cf. Tabela 1).

Implicações clínicas

O QEA é um instrumento curto e fiável que pode permitir ao clínico uma melhor compreensão do paciente e da sua preferência por determinado estilo afetivo. O estudo de Totzeck et al. (2020) revelou aumentos significativos nas subescalas Ajustar e Tolerar após terapia. Sendo estes fatores modificáveis através da terapia cognitivo-comportamental (Ito & Hofmann, 2014; Totzeck et al., 2020), conhecê-los previamente pode contribuir para a orientação e otimização do tratamento, permitindo a potencialização de estilos afetivos com características adaptativas, em detrimento das características disfuncionais.

Limitações e estudos futuros

Como limitações do presente estudo, deve-se considerar a desejabilidade social, uma vez que os dados foram recolhidos através de questionários de autorrelato. O protocolo de investigação também foi considerado bastante extenso por alguns participantes, o que pode ter sido sentido como uma sobrecarga (Streiner et al., 2015) e/ou levado a algumas desistências. Em termos de generalização dos resultados, ainda que a amostra seja comunitária, foi obtida apenas através de uma plataforma *online*, e está maioritariamente circunscrita a zonas urbanas e ao género feminino, podendo não ser representativa da população portuguesa. Seria aconselhável a realização de estudos futuros com amostras maiores e com maior representatividade do género masculino.

Em estudos futuros, poderá ser considerada a avaliação da estabilidade temporal do QEA, que não foi realizada no presente trabalho. Outra sugestão é a utilização do questionário

em estudos com populações clínicas, em psicoterapia, antes e após a intervenção clínica. Estas avaliações permitiriam perceber como o tratamento pode modificar os estilos afetivos e, ainda, apurar se um determinado estilo afetivo pode prever a resposta ao tratamento.

Dado que o fator Conter não foi identificado nalguns estudos que exploraram a estrutura fatorial do QEA, é pertinente refletir sobre a sua inclusão no instrumento. Embora haja fundamento estatístico para reconhecer este fator, o seu contributo teórico deve ser considerado, visto que o fator Ocultar também implica contenção e autocontrolo. Como tal, a inclusão de um fator adicional com o mesmo foco pode não se justificar.

Por fim, sugiro o estudo dos estilos afetivos em conjunto com medidas de afeto positivo e afeto negativo. Vários estudos demonstraram que valores elevados de afeto positivo desempenham um papel importante na perceção de bem-estar e podem ser um fator de proteção contra psicopatologia (Zanon et al., 2013). Adicionalmente, Hofmann et al. (2012) apresentaram um modelo teórico que pressupõe uma relação bidirecional entre os estilos afetivos e o afeto positivo e negativo.

Em conclusão, não foi possível reproduzir a estrutura fatorial original do QEA, à semelhança de outros estudos realizados noutros países. Isto pode dever-se a diferenças nas amostras, diferenças culturais, à tradução e/ou a diferentes abordagens estatísticas. No entanto, os resultados demonstraram que a versão portuguesa do QEA tem boas propriedades psicométricas. O fator Ajustar destaca-se como o mais relevante do ponto de vista clínico, relacionando-se negativamente com a psicopatologia e com as dificuldades de regulação emocional.

Referências

- Antoniazzi, A. S., Dell'Aglio, D. D., & Bandeira, D. R. (1998). O conceito de *coping*: Uma revisão teórica. *Estudos de Psicologia (Natal)*, 3(2), 273-294. <https://doi.org/10.1590/S1413-294X1998000200006>
- Blanchard-Fields, F. (2007). Everyday problem solving and emotion: An adult developmental perspective. *Current Directions in Psychological Science*, 16(1), 26–31. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8721.2007.00469.x>
- Brindle, K., Bowles, T., & Freeman, E. (2019). Gender, education and engagement in antisocial and risk-taking behaviours and emotional dysregulation. *Issues in Educational Research*, 29(3), 633-648. <http://www.iier.org.au/iier29/brindle-abs.html>
- 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
- Chaplin, T. (2015). Gender and emotion expression: A developmental contextual perspective. *Emotion Review*, 7(1), 14–21. <https://doi.org/10.1177/1754073914544408>
- Cicchetti, D., Ackerman, B. P., & Izard, C. E. (1995). Emotions and emotion regulation in developmental psychopathology. *Development and Psychopathology*, 7(1), 1–10. <https://doi.org/10.1017/S0954579400006301>
- Corey, G. (2013). *Theory and practice of counseling and psychotherapy*. Brooks/Cole.
- Coutinho, J., Ribeiro, E., Ferreirinha, R., & Dias, P. (2010). Versão portuguesa da Escala de Dificuldades de Regulação Emocional e sua relação com sintomas psicopatológicos. *Revista de Psiquiatria Clínica*, 37(4), 145-151. <https://doi.org/10.1590/S0101-60832010000400001>
- Davidson, R. (2000). Affective style, psychopathology, and resilience: Brain mechanisms and plasticity. *American Psychologist*, 55(11), 1196–1214. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.55.11.1196>
- DeVellis, R. F. (2017). *Scale development: Theory and applications* (4.^a ed.). SAGE.
- Dias, E., & Pais-Ribeiro, J. (2019). O modelo de *coping* de Folkman e Lazarus: Aspectos históricos e conceituais. *Revista Psicologia e Saúde*, 11(2), 55-66. <https://doi.org/10.20435/pssa.v11i2.642>
- Diener, E., & Larsen, R. J. (1984). Temporal stability and cross-situational consistency of affective, behavioral, and cognitive responses. *Journal of Personality and Social Psychology*, 47(4), 871-883. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.47.4.871>

- Diener, E., Lucas, R. E., & Oishi, S. (2005). Subjective well-being: The science of happiness and life satisfaction. *Oxford Handbook of Positive Psychology*. <http://doi.org/10.1093/oxfordhb/9780195187243.013.0017>
- Diener, E., Scollon, C. N., & Lucas, R. E. (2004). The evolving concept of subjective well-being: The multifaceted nature of happiness. *Advances in Cell Aging and Gerontology*, 39, 187-219. https://doi.org/10.1007/978-90-481-2354-4_4
- Erreygers, S., & Spooren, P. (2017). Factor Structure of the Affective Style Questionnaire in Flemish adolescents. *Psychologica Belgica*, 57(2), 112–122. <https://doi.org/10.5334/pb.369>
- Finch, W. H., Immekus, J. C., & French, B. F. (2016). *Applied psychometrics using SPSS and AMOS*. Information Age.
- Graser, J., Bohn, C., Kelava, A., Schreiber, F., Hofmann, S. G., & Stangier, U. (2012). Der „Affective Style Questionnaire (ASQ)“: Deutsche adaption und validitäten. *diagnostica*, 58(2), 100-111. <https://doi.org/10.1026/0012-1924/a000056>
- Gross, J. (1998). Antecedent- and response-focused emotion regulation: Divergent consequences for experience, expression, and physiology. *Journal of Personality and Social Psychology*, 74(1), 224-237. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.74.1.224>
- Gross, J. (2015). Emotion regulation: Current status and future prospects. *Psychological Inquiry*, 26(1), 1–26. <https://doi.org/10.1080/1047840X.2014.940781>
- Gross, J., & Barrett, L. F. (2011). Emotion generation and emotion regulation: One or two depends on your point of view. *Emotion Review*, 3(1), 8–16. <https://doi.org/10.1177/1754073910380974>
- Gross, J., & John, O. (2003). Individual differences in two emotion regulation processes: Implications for affect, relationships, and well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 85(2), 348-362. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.85.2.348>
- Gross, J., & Levenson, R. (1997). Hiding feelings: The acute effects of inhibiting negative and positive emotion. *Journal of Abnormal Psychology*, 106(1), 95-103. <https://doi.org/10.1037/0021-843X.106.1.95>
- Gross, J., Sutton, S., & Ketelaar, T. (1998). Relations between affect and personality: Support for the affect-level and affective-reactivity views. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 24(3), 279–288. <https://doi.org/10.1177/0146167298243005>

- Hayes, S. (2004). Acceptance and commitment therapy, relational frame theory, and the third wave of behavior therapy. *Behavior Therapy*, 35(4), 639-665. [https://doi.org/10.1016/S0005-7894\(04\)80013-3](https://doi.org/10.1016/S0005-7894(04)80013-3)
- Hayes, S. C., Luoma, J., Bond, F., 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>
- Hill, M., & Hill, A., (2008). *Investigação por questionário* (2ª ed.). Edições Sílabo.
- Hofmann, S., & Kashdan, T. (2010). The Affective Style Questionnaire: Development and psychometric properties. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 32, 255-263. <https://doi.org/10.1007/s10862-009-9142-4>
- Hofmann, S., Sawyer, A., Fang, A., & Asnaani, A. (2012). Emotion dysregulation model of mood and anxiety disorders. *Depression and Anxiety*, 29(5), 409–416. <https://doi.org/10.1002/da.21888>
- Ito, M., & Hofmann, S. (2014). Culture and affect: The factor structure of the Affective Style Questionnaire and its relation with depression and anxiety among Japanese. *BMC Research Notes*, 7(1), Artigo 590. <https://doi.org/10.1186/1756-0500-7-590>
- Jiang, R., Plunkett, S. W., & Ainsworth, A. T. (2018). Factor structure and validity of the Affective Style Questionnaire. *Journal of Health Psychology*. Publicação online antecipada. <https://doi.org/10.1177/1359105318772650>
- John, O., & Gross, J. (2004). Healthy and unhealthy emotion regulation: Personality processes, individual differences, and life span development. *Journal of Personality*, 72(6), 1301–1333. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.2004.00298.x>
- Kagan, J., Reznick, J., & Snidman, N. (1988). Biological bases of childhood shyness. *Science*, 240(4849), 167-171. <https://doi.org/10.1126/science.3353713>
- Kline, R. (1998). *Principles and practice of structural equation modeling*. The Guilford Press.
- Lazarus, R. S., & Folkman, S. (1984). *Stress, appraisal, and coping*. Springer.
- Lovibond, P., & Lovibond, S. (1995). The structure of negative emotional states: Comparison of the Depression Anxiety Stress Scales (DASS) with the Beck Depression and Anxiety Inventories. *Behaviour Research and Therapy*, 33(3), 335-343. [https://doi.org/10.1016/0005-7967\(94\)00075-U](https://doi.org/10.1016/0005-7967(94)00075-U)
- Marôco, J. (2018). *Análise estatística com o PASW Statistics* (7ª ed.). Report Number.

- McHorney, C. A., & Tarlov, A. R. (1995). Individual-patient monitoring in clinical practice: Are available health status surveys adequate? *Quality of Life Research*, 4, 293–307. <https://doi.org/10.1007/bf01593882>
- McRae, K., Ochsner, K., Mauss, I., Gabrieli, J., & Gross, J. (2008). Gender differences in emotion regulation: An fMRI study of cognitive reappraisal. *Group processes & intergroup relations*, 11(2), 143–162. <https://doi.org/10.1177/1368430207088035>
- Meehl, P. E. (1975). Hedonic capacity: Some conjectures. *Bulletin of the Menninger Clinic*, 39(4), 295-307.
- Mennin, D., Heimberg, R. G., & Turk, C. (2002). Applying an emotion regulation framework to integrative approaches to generalized anxiety disorder. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 9, 85-90. <https://doi.org/10.1093/clipsy/9.1.85>
- Meyers, L. S., Gamst, G., & Guarino, A. J. (2017). *Applied multivariate research: Design and interpretation* (3.^a ed.). SAGE.
- Morrow, J. (1993). Effects of rumination and distraction on naturally occurring depressed mood. *Cognition & Emotion*, 7, 561-570. <https://doi.org/10.1080/02699939308409206>
- Pais-Ribeiro, J., Honrado, A., & Leal, I. (2004). Contribuição para o estudo da adaptação portuguesa das Escalas de Ansiedade, Depressão e Stress (EADS) de 21 itens de Lovibond e Lovibond. *Psicologia, Saúde & Doenças*, 5, 229-239.
- Papa, A., & Epstein, E. (2018). Emotions and emotion regulation. In S. Hayes & S. Hofmann (Coord), *Process based CBT: The science and core clinical competencies of cognitive behavioral therapy* (pp. 137-151). Context Press.
- Piedmont, R. L. (2014). Inter-item correlations. In A. C. Michalos (Coord.), *Encyclopedia of quality of life and well-being research* (pp. 3303-3304). Springer.
- Ribeiro, J. L., & Rodrigues, A. P. (2004). Questões acerca do coping: A propósito do estudo de adaptação do Brief COPE. *Psicologia, Saúde & Doenças*, 5(1), 3-15. <http://hdl.handle.net/10400.12/1054>
- Rusting, C., & Nolen-Hoeksema, S. (1998). Regulating responses to anger: Effects of rumination and distraction on angry mood. *Journal of Personality and Social Psychology*, 74(3), 790-803. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.74.3.790>
- Streiner, D., Norman, G., & Cairney, J. (2015). *Health measurement scales: A practical guide to their development and use*. Oxford University Press.

- Thompson, R. (1994). Emotion regulation: A theme in search of definition. *Monographs of the Society for Research in Child Development*, 59(2/3), 25-52. <https://doi.org/10.2307/1166137>
- Totzeck, C., Teismann, T., Hofmann, S., Brachel, R., Zhang, X., Pflug, V., & Margraf, J. (2018). Affective styles in mood and anxiety disorders: Clinical validation of the “Affective Style Questionnaire” (ASQ). *Journal of Affective Disorders*, 238, 392-398. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2018.05.035>.
- Totzeck, C., Teismann, T., Hofmann, S., Brachel, R., Zhang, X., Wannemüller, A., Pflug, V., & Margraf, J. (2020). Affective styles in panic disorder and specific phobia: Changes through cognitive behavior therapy and prediction of remission. *Behavior Therapy*, 51(3), 375-385. <https://doi.org/10.1016/j.beth.2019.06.006>
- Vitulić, H., & Prosen, S. (2016). Coping and emotion regulation strategies in adulthood: Specificities regarding age, gender and level of education. *Društvena Istraživanja / Journal for General Social Issues*, 25, 43-62. <https://doi.org/10.5559/di.25.1.03>
- Wang, J., Xu, W., Zhongfang, F., Yu, W., He, L., Ling, S., He, J., & Hofmann, S. (2016). Psychometric properties of the Chinese version of the Affective Style Questionnaire (C-ASQ) and its role as a moderator of the relationship between stress and negative affect. *Journal of Health Psychology*, 24(5), 613-622. <https://doi.org/10.1177/1359105316679722>
- Yeung, D., Wong C., & Lok, D. (2011) Emotion regulation mediates age differences in emotions. *Aging & Mental Health*, 15(3), 414-418. <https://doi.org/10.1080/13607863.2010.536136>
- Zanon, C., Bastianello, M. R., Pacico, J. C., & Hutz, C. S. (2013). Desenvolvimento e validação de uma escala de afetos positivos e negativos. *Psico-USF*, 18(2), 193-201. <https://doi.org/10.1590/S1413-82712013000200003>
- Zeman, J., Cassano, M., Perry-Parrish, C., & Stegall, S. (2006). Emotion regulation in children and adolescents. *Journal of Developmental and Behavioral Pediatrics*, 27(2), 155–168. <https://doi.org/10.1097/00004703-20060400000014>
- Žuljević, D., Radović, D. & Gavrilov Jerković, V. (2013). Psihometrijska provera i validacija upitnika afektivnih stilova na srpskom uzorku. *Primenjena Psihologija*, 6(1), 45–65. <https://doi.org/10.19090/pp.2013.1.45-65>