



Universidade do Estado do Rio de Janeiro

Centro de Educação e Humanidades

Instituto de Psicologia

Luiz Fellipe Dias da Rocha

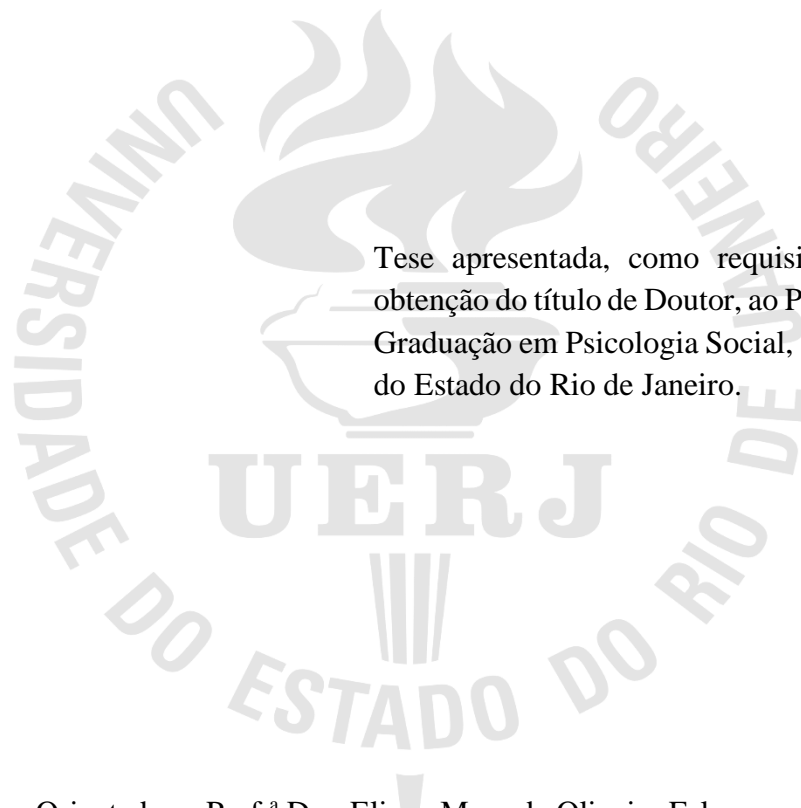
**O papel mediador da autocompaixão na relação entre o perfeccionismo e a
afetividade negativa**

Rio de Janeiro

2021

Luiz Fellipe Dias da Rocha

O papel mediador da autocompaixão na relação entre o perfeccionismo e a afetividade negativa



Tese apresentada, como requisito parcial para obtenção do título de Doutor, ao Programa de Pós-Graduação em Psicologia Social, da Universidade do Estado do Rio de Janeiro.

Orientadora: Prof.^a Dra. Eliane Mary de Oliveira Falcone

Coorientador: José Augusto de Evangelho Hernandez

Rio de Janeiro

2021

CATALOGAÇÃO NA FONTE
UERJ / REDE SIRIUS / BIBLIOTECA CEH/A

R672

Rocha, Luiz Fellipe Dias da.

O papel mediador da autocompaixão na relação entre o perfeccionismo e a afetividade negativa / Luiz Fellipe Dias da Rocha. – 2021.
183 f.

Orientadora: Eliane Mary de Oliveira Falcone

Coorientador: José Augusto de Evangelho Hernandez

Tese (Doutorado) – Universidade do Estado do Rio de Janeiro. Instituto de Psicologia.

1. Psicologia Social – Teses. 2. Personalidade – Teses. 3. Autocompaixão – Teses. I. Falcone, Eliane Mary de Oliveira. II. Hernandez, José Augusto de Evangelho. III. Universidade do Estado do Rio de Janeiro. Instituto de Psicologia. IV. Título.

es

CDU 316.6

Autorizo, apenas para fins acadêmicos e científicos, a reprodução total ou parcial desta tese, desde que citada a fonte.

Assinatura

Data

Luiz Fellipe Dias da Rocha

**O papel mediador da autocompaixão na relação entre o perfeccionismo e a afetividade
negativa**

Tese apresentada, como requisito parcial para
obtenção do título de Doutor, ao Programa de Pós-
Graduação em Psicologia Social, da Universidade
do Estado do Rio de Janeiro.

Aprovada em 03 de setembro de 2021.

Banca examinadora:

Prof.^a Dra. Eliane Mary de Oliveira Falcone (Orientadora)
Programa de Pós-Graduação em Psicologia Social - UERJ

Prof. Dr. José Augusto de Evangelho Hernandez (Coorientador)
Instituto de Psicologia - UERJ

Prof.^a Dra. Vanessa Dordron de Pinho
Instituto de Psicologia - UERJ

Prof.^a Dra. Marcele Regine de Carvalho
Universidade Federal do Rio de Janeiro

Prof. Dr. Daniel Maria Bugalho Rijo
Universidade de Coimbra

Rio de Janeiro

2021

AGRADECIMENTOS

À minha esposa, que me incentivou nos momentos difíceis e compreendeu a minha ausência enquanto eu me dedicava à realização deste trabalho.

Aos meus avós paternos e maternos, por nunca terem medido esforços para me proporcionar um ensino de qualidade durante todo o meu período escolar.

À minha mãe, por todo apoio e encorajamento.

À colega de trabalho e amiga, Nádia Lima, que me incentivou a ingressar no doutorado e me auxiliou ao longo do curso.

À minha orientadora, que conduziu o trabalho com paciência e dedicação, sempre disponível a compartilhar todo o seu vasto conhecimento.

Ao meu coorientador, pelo empenho dedicado à elaboração deste trabalho e pela prontidão e paciência ao responder aos meus inúmeros questionamentos e demandas ao longo do curso.

À equipe editorial e aos revisores das revistas nas quais os estudos desta tese foram aceitos, pelo auxílio na melhorar a qualidade dos trabalhos.

Aos membros da banca examinadora, por terem aceitado ler e avaliar esta tese.

Aos meus gatos, por terem me proporcionado momentos de alegria e descontração durante o árduo processo de pesquisa escrita da tese.

A todos que participaram, direta ou indiretamente do desenvolvimento deste trabalho de pesquisa.

Feliz aquele que transfere o que sabe e aprende o que ensina.

Cora Coralina

RESUMO

ROCHA, L. F. D. *O papel mediador da autocompaixão na relação entre o perfeccionismo e a afetividade negativa*. 2021. 183 f. Tese (Doutorado em Psicologia Social) – Instituto de Psicologia, Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2021.

A presente tese de doutorado tem por objetivo geral investigar o papel mediador da autocompaixão na relação entre o perfeccionismo e desfechos psicopatológicos. Para isso, quatro estudos empíricos foram desenvolvidos, lançando mão de amostras de estudantes universitários brasileiros. O primeiro deles analisou as propriedades psicométricas da *Depression, Anxiety and Stress Scales - Short-Form (DASS-21)*. Os índices estimados mostraram um melhor ajuste para um modelo bifator composto por três fatores específicos e um fator global. Análises estatísticas adicionais, como variância comum explicada e estimativa de ômega hierárquico, indicaram que a medida é, predominantemente, unidimensional. O segundo estudo realizou a adaptação transcultural e a avaliação das propriedades psicométricas da versão brasileira do *Clinical Perfectionism Questionnaire (CPQ)*, escala que avalia a tendência de a pessoa perseguir elevados padrões de exigência autoimpostos e as consequências subjetivas decorrentes de alcançá-los ou não. Na Análise Fatorial Exploratória, os dados revelaram uma estrutura bidimensional do CPQ (i.e., Esforços Perfeccionistas e Preocupações Perfeccionistas), e as demais propriedades psicométricas, como consistência interna e validade em relação a outras variáveis, mostraram-se adequadas para o instrumento. Análises adicionais de congruência unidimensional reforçaram a multidimensionalidade da medida. O terceiro estudo verificou as propriedades psicométricas da versão brasileira do *Clinical Perfectionism Questionnaire* após a reformulação de itens codificados negativamente em positivos (CPQ+). Os valores da Correlação Item-Total corrigido dos itens do CPQ+ foram próximos ou superiores ao ponto de corte. Após exclusão do item 8, devido a carga fatorial cruzada, e a inclusão da correlação entre os erros dos itens 3 e 10, o modelo de dois fatores correlacionados apresentou o melhor ajuste da estrutura latente para CPQ+, por meio de Análise Fatorial Confirmatória. A dimensão Preocupações Perfeccionistas do CPQ+ esteve mais relacionada ao escore global da DASS-21 em comparação à dimensão Esforços Perfeccionistas, indicando boa validade em relação a outras variáveis. No último estudo, investigou-se o papel mediador da autocompaixão na relação entre perfeccionismo e desfechos psicopatológicos. Correlações preliminares confirmaram que as variáveis investigadas estavam significativamente correlacionadas entre si. Posteriormente, duas análises de modelo de mediação simples foram executadas e os resultados apoiaram uma mediação parcial da autocompaixão entre as duas dimensões do perfeccionismo (i.e., esforços perfeccionistas e preocupações perfeccionistas) e o fator global da DASS-21 (i.e., afetividade negativa), separadamente. Um modelo serial de mediadores múltiplos também foi realizado e os resultados demonstraram que, juntas, a autocompaixão e as preocupações perfeccionistas mediam totalmente a relação entre os esforços perfeccionistas e a afetividade negativa. Essas descobertas são consistentes com a possibilidade de que a autocompaixão e as preocupações perfeccionistas sejam processos por meio dos quais os esforços perfeccionistas resultam em desfechos psicopatológicos.

Palavras-chave: Psicologia. Personalidade. Perfeccionismo. Autocompaixão. Psicopatologia.

ABSTRACT

ROCHA, L. F. D. *The mediating role of self-compassion in the relationship between perfectionism and negative affectivity*. 2021. 183 f. Tese (Doutorado em Psicologia Social) – Instituto de Psicologia, Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2021.

The present doctoral thesis aims to investigate the mediating role of self-compassion in the relationship between perfectionism and psychopathological outcomes. For this, four empirical studies were developed, using samples of Brazilian university students. The first of them analyzed the psychometric properties of Depression, Anxiety and Stress Scales - Short-Form (DASS-21). The estimated indices showed a better fit for a bifactor model composed of three specific factors and a global factor. Additional statistical analysis, such as explained common variance and hierarchical omega estimate, indicated that the measure is predominantly one-dimensional. The second study performed the cross-cultural adaptation and assessment of the psychometric properties of the Brazilian version of the Clinical Perfectionism Questionnaire (CPQ), a scale that assesses a person's tendency to pursue high self-imposed demanding standards and the subjective consequences arising from achieving them or not. In the Exploratory Factor Analysis, the data revealed a two-dimensional structure of the CPQ (i.e., Perfectionist Strivings and Perfectionist Concerns), and the other psychometric properties, such as internal consistency and validity in relation to other variables, were adequate for the instrument. Additional one-dimensional congruence analyzes reinforced the multidimensionality of the measure. The third study verified the psychometric properties of the Brazilian version of the Clinical Perfectionism Questionnaire after the reformulation of negatively coded positive items (CPQ+). Corrected Item-Total Correlation values for CPQ+ items were close to or higher than the cutoff point. After excluding item 8, due to cross-factor loading, and including the correlation between the errors of items 3 and 10, the two-factor correlated model showed the best fit of the latent structure for CPQ+, by means of Confirmatory Factor Analysis. The CPQ+ Perfectionist Concerns dimension was more related to the DASS-21 global score compared to the Perfectionist Strivings dimension, indicating good validity in relation to other variables. In the last study, the mediating role of self-compassion in the relationship between perfectionism and psychopathological outcomes was investigated. Preliminary correlations confirmed that the investigated variables were significantly correlated with each other. Subsequently, two simple mediation model analyzes were performed and the results supported a partial mediation of self-compassion between the two dimensions of perfectionism (i.e., perfectionist strivings and perfectionist concerns) and the global DASS-21 factor (i.e., negative affectivity), separately. A serial model of multiple mediators was also performed, and the results demonstrated that, together, self-compassion and perfectionist concerns fully mediated the relationship between perfectionist strivings and negative affectivity. These findings are consistent with the possibility that self-compassion and perfectionist concerns are processes through which perfectionist strivings result in psychopathological outcomes.

Keywords: Psychology. Personality. Perfectionism. Self-compassion. Psychopathology.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Diagrama dos modelos DASS-21 _{unidimensional} (à esquerda) e de DASS-21 _{três} fatores oblíquos (à direita) com os pesos fatoriais	36
Figura 2 – Diagrama dos modelos DASS-21 _{2ª ordem} (à esquerda) e DASS-21 _{bifator} (à direita) com os pesos fatoriais.....	36
Figura 3 – Diagramas de caminhos dos diferentes modelos fatoriais CPQ+ analisados através do CFA.....	69
Figura 4 – Modelo de perfeccionismo como preditor de desfechos psicopatológicos, mediado pelo nível de autocompaixão	83
Figura 5 – Diagrama do modelo cognitivo-comportamental ampliado do perfeccionismo	94
Figura 6 – Acomodação da bidimensionalidade do perfeccionismo ao modelo cognitivo-comportamental ampliado do perfeccionismo.	100

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Coeficientes de Ajustes dos Modelos da DASS-21 Testados de Estudos Anteriores e Atual	37
Tabela 2 – Matriz das Correlações, VMEs dos fatores da DASS-21 ^a ordem, CCs, Alfas de Cronbach e CCI, Médias e Desvios Padrão	37
Tabela 3 – Resultados da análise paralela.....	52
Tabela 4 – Estrutura fatorial do Clinical Perfectionism Questionnaire (CPQ).....	53
Tabela 5 – Correlações entre a primeira onda do CPQ e a segunda onda da DASS-21...	54
Tabela 6 – Análise descritiva das variáveis e CITC.....	67
Tabela 7 – Índices gerais de ajuste da AFC de diferentes modelos de CPQ previamente e atualmente testados	68
Tabela 8 – Estatísticas descritivas e confiabilidade interna.....	82
Tabela 9 – Coeficiente de regressão, erros padrão e informações resumidas do modelo para o PC presumido e modelo de mediador múltiplo serial de autocompaixão	84

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ACP	Análise dos Componentes Principais
AFC	Análise Fatorial Confirmatória
AFE	Análise Fatorial Exploratória
APA	<i>American Psychological Association</i>
APS-R	<i>Almost Perfect Scale — Revised</i>
BPS	<i>Burns Perfectionism Scale</i>
CITC	Correlação Item-Total Corrigida
CPQ	<i>Clinical Perfectionism Questionnaire</i>
CPQ+	<i>Clinical Perfectionism Questionnaire</i> com 12 itens positivos
CVC	Coefficiente de Validade de Conteúdo
DASS-21	<i>Depression, Anxiety and Stress Scales - Short-Form</i>
DP	Derivação padrão
EP	Esforços perfeccionistas
F-MPS	<i>Frost et al.'s Multidimensional Perfectionism Scale</i>
HF-MPS	<i>Hewitt and Flett's Multidimensional Perfectionism Scale</i>
IC 95%	Intervalo de confiança de 95%
MSC	<i>Mindful Self-Compassion</i>
PP	Preocupações perfeccionistas
SCS	<i>Self-Compassion Scale</i>
SCS-SF	<i>Self-Compassion Scale - Short-Form</i>
TCLE	Termo de Consentimento Livre e Esclarecido

SUMÁRIO

	INTRODUÇÃO	13
1	REVISÃO DA LITERATURA	16
1.1	Um breve histórico do perfeccionismo: teoria e pesquisa	16
1.2	Desdobramentos do perfeccionismo na saúde mental	21
1.3	Como as pessoas se tornam perfeccionistas?	23
1.3.1	<u>A influência dos fatores familiares no desenvolvimento do perfeccionismo</u>	23
1.3.2	<u>A influência dos fatores culturais no desenvolvimento do perfeccionismo</u>	25
1.4	A natureza do perfeccionismo e por que ele persiste: modelo cognitivo-comportamental	26
1.5	Autocompaixão e o perfeccionismo	27
2	EVIDÊNCIAS DA ESTRUTURA LATENTE DA DEPRESSION, ANXIETY AND STRESS SCALES - SHORT FORM	29
2.1	Introdução	29
2.2	Método	32
2.2.1	<u>Participantes</u>	32
2.2.2	<u>Instrumentos</u>	33
2.2.3	<u>Procedimentos</u>	33
2.2.4	<u>Análise de dados</u>	34
2.3	Resultados	35
2.4	Discussão	39
3	ADAPTAÇÃO TRANSCULTURAL DO <i>CLINICAL PERFECTIONISM QUESTIONNAIRE</i> (CPQ) PARA BRASILEIROS	42
3.1	Introdução	42
3.2	Estudo 1	47
3.2.1	<u>Métodos</u>	47
3.2.2	<u>Resultados e discussão</u>	48
3.3	Estudo 2	48
3.3.1	<u>Método</u>	49
3.3.1.1	Participantes.....	49
3.3.1.2	Instrumentos.....	49
3.3.1.3	Procedimentos.....	50
3.3.1.4	Análise de dados	50

3.3.2	<u>Resultados</u>	52
3.3.3	<u>Discussão</u>	54
3.4	Considerações Finais	57
4	PROPRIEDADES PSICOMÉTRICAS DA VERSÃO BRASILEIRA DO QUESTIONÁRIO DE PERFECCIONISMO CLÍNICO APÓS REFORMULAÇÃO DE ITENS CODIFICADOS NEGATIVAMENTE	58
4.1	Introdução	58
4.2	Método	64
4.2.1	<u>Participantes</u>	64
4.2.2	<u>Instrumentos</u>	64
4.2.3	<u>Procedimentos</u>	65
4.2.4	<u>Análise de dados</u>	65
4.3	Resultados	66
4.4	Discussão	70
4.5	Conclusões	73
5	A AUTOCOMPAIXÃO MEDEIA A RELAÇÃO ENTRE PERFECCIONISMO E DESFECHOS PSICOPATOLÓGICOS?	74
5.1	Introdução	74
5.2	Método	80
5.2.1	<u>Participantes</u>	80
5.2.2	<u>Instrumentos</u>	80
5.2.3	<u>Procedimentos</u>	81
5.2.4	<u>Análise de dados</u>	81
5.3	Resultados	82
5.4	Discussão	85
6	DISCUSSÃO GERAL	88
6.1	A predominância do fator global de psicopatologia	88
6.2	Ampliando o modelo cognitivo-comportamental do perfeccionismo	90
6.2.1	<u>Crenças nucleares</u>	92
6.2.2	<u>Crenças condicionais</u>	93
6.2.3	<u>Comportamentos de segurança</u>	94
6.2.4	<u>Avaliação do resultado</u>	96
6.2.5	<u>Desdobramentos da avaliação dos resultados</u>	97
6.3	Acomodação dos resultados empíricos ao modelo teórico	99

6.4	A autocompaixão como variável mediadora	102
	CONCLUSÃO	105
	REFERÊNCIAS	107
	APÊNDICE A - Latent structure evidence of Depression, Anxiety and Stress Scales - Short	118
	APÊNDICE B – Cross-cultural adaptation of the Clinical Perfectionism Questionnaire (CPQ) for Brazilians	131
	APÊNDICE C - Psychometric properties of the Brazilian version of Clinical Perfectionism Questionnaire after rewording negatively keyed items.....	149
	APÊNDICE D - Does self-compassion mediate the relation between perfectionism and psychopathological outcomes?.....	167

INTRODUÇÃO

O perfeccionismo pode ser definido como uma tendência de se exigir um nível de desempenho extremamente alto ou mesmo perfeito, isto é, livre de erros ou falhas (*American Psychological Association* [APA], 2015). De modo geral, o perfeccionismo tem sido associado com desfechos psicopatológicos, como sintomas depressivos, ansiosos e do estresse. A auto-compaixão pode explicar parcialmente a relação entre o perfeccionismo e a psicopatologia, uma vez que indivíduos perfeccionistas tendem a reagir com auto-criticismo diante de falhas e erros ao invés de responder com uma postura não-crítica e gentil.

Neste sentido, a presente tese de doutorado tem por objetivo geral investigar o papel mediador da auto-compaixão na relação entre o perfeccionismo e indicadores psicopatológicos.

Objetivo Geral

Investigar o papel mediador da autocompaixão na relação entre o perfeccionismo e desfechos psicopatológicos.

Objetivos específicos

- Verificar as propriedades psicométricas da *Depression, Anxiety and Stress Scales - Short-Form* (DASS-21) em uma amostra brasileira (estudo 1);
- Realizar a adaptação transcultural do *Clinical Perfectionism Questionnaire* (CPQ) para a aplicação no Brasil (estudos 2 e 3);
- Analisar as propriedades da *Self-Compassion Scale - Short Form* (SCS-SF) em uma amostra brasileira (estudo 4).
- Verificar a relação entre perfeccionismo, indicadores psicopatológicos e autocompaixão (estudo 4).

Justificativa

Caso o papel mediador da autocompaixão seja corroborado, isso indicará que indivíduos com altos níveis de perfeccionismo tendem a se tratar de forma pouco autocompassiva, principalmente quando se deparam com falhas pessoais, e que isso explica parcialmente o nível de sintomas depressivos, ansiosos e do estresse experimentados. Deste modo, intervenções

voltadas para a redução do perfeccionismo com a finalidade de reduzir os sintomas da afetividade negativa devem levar em consideração a promoção da autocompaixão. De igual forma, intervenções preventivas podem desenvolver uma postura autocompassiva a fim de minorar os efeitos nocivos do perfeccionismo longitudinalmente. Esses resultados precisarão ser corroborados por estudos experimentais futuros.

Apresentação dos capítulos

Para alcançar os objetivos almejados, quatro estudos empíricos foram desenvolvidos. O primeiro deles, apresentado no capítulo 2 desta tese, investigou as propriedades psicométricas da *Depression, Anxiety and Stress Scales - Short-Form* (DASS-21). Tal estudo se fez necessário por existirem lacunas a respeito da estrutura latente da DASS-21 com escores levantados em amostras brasileiras. Embora seja um instrumento psicométrico amplamente utilizado para mensurar simultaneamente sintomas depressivos, ansiosos e do estresse, carecem estudos que indiquem se a DASS-21 deve ser tratada como predominantemente unidimensional ou como três fatores correlacionados.

Em seguida, outro estudo foi realizado a fim de adaptar transculturalmente o *Clinical Perfectionism Questionnaire* (CPQ) para amostras brasileiras. À época do início do doutorado, não foram encontrados instrumentos válidos para mensurar o perfeccionismo em português brasileiro. Portanto, além da tradução para o português e verificação da validade de conteúdo, foram examinadas suas propriedades psicométricas, tais como a sua estrutura fatorial — através de análise fatorial exploratória, consistência interna e validade em relação a outras variáveis.

Um estudo adicional, apresentado no capítulo 4, foi necessário a fim de adaptar os itens reversos do CPQ que têm se mostrado problemáticos em estudos de validação. Além disso, a estrutura fatorial do instrumento tornou a ser investigada, desta vez, através de análise fatorial confirmatória.

Por fim, realizou-se um estudo do papel mediador da autocompaixão na relação entre os fatores do CPQ e desfechos psicopatológicos medidos pela DASS-21. Esse estudo é apresentado no capítulo 5. A identificação de mediadores pode fornecer uma melhor compreensão dos processos subjacentes entre o perfeccionismo e a psicopatologia. Essas informações podem permitir a construção e teste de teorias sobre os mecanismos causais responsáveis pela mudança, bem como indicar os componentes centrais para prevenção e tratamento.

Todos os estudos empíricos aqui apresentados já foram aceitos para publicação em periódicos científicos, como poderá ser observado nos capítulos que os apresentam. Eles foram encaminhados às revistas na língua inglesa. Para cumprir uma exigência do Programa de Pós-Graduação em Psicologia Social, a tradução desses estudos para o português brasileiro também será apresentada.

Além dos estudos empíricos, um capítulo de revisão da literatura foi introduzido. Nesse capítulo, será apresentado um breve histórico do construto perfeccionismo, incluindo aspectos teóricos e empíricos. Em seguida, alguns preditores do perfeccionismo serão abordados. Serão explorados, ainda, o modelo cognitivo do perfeccionismo, bem como a literatura sobre a importância da autocompaixão para indivíduos perfeccionistas.

No capítulo que antecede a conclusão, foi inserido um capítulo com o objetivo discutir os resultados encontrados de forma geral, resumindo os principais achados e buscando identificar os principais pontos de avanço para o campo da Psicologia. O capítulo de conclusão fará uma recapitulação das conclusões parciais obtidas ao longo do desenvolvimento da tese e uma síntese integradora dessas. As limitações desta tese também serão indicadas, sugerindo-se estudos futuros que poderiam dar conta de questões que não foram respondidas.

1 REVISÃO DA LITERATURA

1.1 Um breve histórico do perfeccionismo: teoria e pesquisa

O perfeccionismo é uma variável relativamente recente na Psicologia. As revisões da literatura sobre o assunto (Smith et al., no prelo; Stoeber, 2018) tendem a indicar Karen Horney (1885–1952) como uma das primeiras autoras do campo a se aprofundar nessa temática, especialmente a sua obra intitulada *Neurosis and human growth: The struggle toward self-realization* (Horney, 1950).

Partindo do referencial psicodinâmico, Horney compreendia a busca pela perfeição como uma das estratégias de defesa que o indivíduo neurótico desenvolve contra a ansiedade básica, um sentimento de ser pequeno, insignificante, desamparado e de estar isolado em um mundo encarado como hostil, determinado a trair, abusar, atacar e humilhar (Feist, Feist, & Roberts, 2015). Esta necessidade de alcançar a perfeição busca moldar a personalidade em um *self* idealizado, levando o indivíduo a esforçar-se para evitar falhas e erros com base em um sistema de crenças composto por afirmações do tipo ‘eu devo/ deveria’ e ‘eu não devo/ não deveria’, denominado ‘tirania do dever’ (Horney, 1950). Nesta perspectiva, ao esforçar-se pela perfeição, “os neuróticos recebem a ‘prova’ de sua autoestima e superioridade pessoal. [Por isso] eles temem cometer erros e ter falhas pessoais [...]” (Feist et al., 2015, p. 117).

De forma semelhante, porém, baseado em um referencial cognitivo, Ellis (1957, 1958) desenvolve a conceitualização do perfeccionismo como um conjunto de ideias irracionais ou ilógicas associado à neurose. Na perspectiva de Ellis, o perfeccionismo leva o indivíduo a enxergar o mundo de uma forma irreal e rígida, como se houvesse uma solução certa, precisa e ideal para os problemas humanos, e que seria catastrófico não alcançar essa solução perfeita (Hill, 2016). Por isso, o perfeccionista opera suas demandas em comandos ou regras do tipo ‘deveria’ (ou ‘não deveria’), e se sente ansioso e depressivo quando não performa de acordo com esse rigoroso sistema de regras (Ellis, 1997). Outro problema do perfeccionismo, para Ellis, é vincular o desempenho ou a competência ao auto-valor, no sentido em que, se o indivíduo não alcança seus altos padrões, sente que não tem valor como pessoa (Hill, 2016). Portanto, uma possível solução para o perfeccionismo, nesta conceitualização, é ajudar o perfeccionista a ter uma visão mais realista e flexível de si e de suas demandas, se aceitando como uma criatura imperfeita, que tem limitações, como qualquer outro ser humano (Ellis, 1958).

Mais tarde, o perfeccionismo é definido como um traço da personalidade (Hollender, 1965), isto é, uma característica interna relativamente estável que é inferida de um padrão de pensamentos, comportamentos, atitudes, sentimentos e hábitos (APA, 2015). Na conceitualização de Hollender (1965), a motivação do perfeccionista não está baseada apenas na tentativa de garantir ou aumentar a auto-estima, mas, sobretudo, na busca por aceitação, levando o indivíduo a acreditar que só ganhará amor e aprovação das outras pessoas se alcançar os altos padrões, caso contrário, será rejeitado.

Assim como Ellis, Hollender (1965) também destaca o processamento cognitivo enviesado do indivíduo perfeccionista, sobretudo a ‘atenção seletiva’, um estado de alerta em que o indivíduo está constantemente focado em falhas reais ou percebidas no desempenho, enquanto os sucessos são frequentemente ignorados ou desacreditados, e o ‘pensamento dicotômico’, no qual o indivíduo interpreta as situações em termos absolutos, sendo um sucesso total ou um completo fracasso (Hollender, 1965). Paralelamente ao processamento cognitivo, o perfeccionismo também engloba aspectos comportamentais na busca pela perfeição, como a evitação de desafios nos quais o perfeccionista acredita que irá fracassar e a procrastinação (Hollender, 1965).

Como pode ser observado, as primeiras conceitualizações do perfeccionismo retrataram o construto de uma perspectiva unidimensional e patológica. Contudo, Hamachek (1978) contrapõe essa visão ao diferenciar duas formas de perfeccionismo: o ‘perfeccionismo normal’, por meio do qual os indivíduos se esforçam para alcançar seus altos padrões com prazer e ainda conseguem se sentir realizados e satisfeitos quando esses padrões são alcançados; e o ‘perfeccionismo neurótico’, onde os indivíduos permitem relativamente pouca margem de erro quanto aos padrões estabelecidos e têm a percepção de que sua performance nunca é boa o suficiente. Como pode ser observado, o primeiro tipo seria uma faceta positiva (ou adaptativa) do perfeccionismo, enquanto a segunda, seria uma faceta patológica (ou desadaptativa) (Stoeber, 2018).

Embora todos os estudos apresentados anteriormente sejam valiosos para uma melhor compreensão do perfeccionismo, eles são integralmente teóricos e baseados em observações clínicas. Estudos empíricos sobre o tema apenas surgiram após a criação de instrumentos psicométricos que mensuram o construto. O primeiro deles foi a “*Burns Perfectionism Scale [BPS]*” (Burns, 1980), criada a partir da “*Dysfunctional Attitude Scale [DAS]*” (Weissman, 1979). A BPS é composta por 10 itens que avaliam o construto com base numa conceitualização cognitiva, na qual o indivíduo avalia o valor pessoal inteiramente em termos de produtividade e realizações.

Neste processo, o perfeccionista incorre em distorções cognitivas que estão contempladas na BPS, como pensamento dicotômico (também chamado de pensamento do tipo tudo-ou-nada ou pensamento polarizado), supergeneralização e declarações com deveria (Burns, 1980). O pensamento dicotômico, já descrito anteriormente, leva os perfeccionistas a temerem os erros e a reagir exageradamente a eles, pois errar os leva a se avaliarem de forma depreciativa, ou seja, se fracassarem em uma de suas metas, sentem que fracassaram em tudo. A supergeneralização faz com que o perfeccionista tire conclusões precipitadas e radicais de situações negativas pontuais, acreditando, por exemplo, que nunca conseguirá fazer nada certo quando comete um erro. Já a distorção ‘declarações com deveria’ faz com que o indivíduo não consiga aceitar a realidade como ela é, mas se sinta frustrado ao focar em como as coisas deveriam ser.

Broday (1988) sugeriu a remoção do item 5 (“Se eu tentar o suficiente, devo ser capaz de me destacar em qualquer coisa que eu tentar”) da BPS, por medir uma atitude considerada mais saudável do que prejudicial, destoando dos demais itens, como demonstrado pela baixa correlação item-total. Através de análise dos componentes principais, a estrutura unidimensional da BPS foi corroborada, contudo, os itens 5 e 7 (“Eu não deveria repetir o mesmo erro muitas vezes”) não apresentaram carga fatorial substancial no fator global ($<.30$), sendo excluídos do instrumento (Broday & Sedlacek, 1988). Os autores compreenderam que esses itens medem atitudes mais saudáveis do que neuróticas.

Poderia-se dizer, portanto, que a BPS captura o perfeccionismo neurótico descrito por Hamachek (1978), especialmente após a exclusão dos itens 5 e 7. O próprio Burns (1980) afirmou não estar interessado na busca saudável pela excelência por pessoas que sentem prazer ao se esforçar para alcançar altos padrões, mas sim na faceta autodestrutiva do perfeccionismo.

Contudo, modelos multidimensionais do perfeccionismo começaram a surgir a partir da década de 1990, com a justificativa principal de que os instrumentos unidimensionais não são capazes de diferenciar os perfeccionistas patológicos daquelas pessoas que simplesmente apresentam altos padrões e buscam a excelência (Stoeber, 2018). Frost, Marten, Lahart, e Rosenblate (1990) criaram a primeira medida multidimensional para o perfeccionismo com base nos fundamentos conceituais do construto, denominada *Frost et al.’s Multidimensional Perfectionism Scale* (F-MPS). A medida avalia seis dimensões do perfeccionismo: padrões pessoais, preocupação com erros, dúvidas sobre ação, expectativa parental, crítica parental e organização (Frost et al., 1990).

A dimensão padrões pessoais reflete o estabelecimento de altos padrões e a importância dada a estes padrões (ex. “*I set higher goals for myself than most of people*”). A preocupação

com erros contém itens que englobam reações negativas diante dos erros, supergeneralização do erro em relação ao autoconceito, e preocupação com a opinião dos outros a respeito dos erros cometidos pela pessoa (ex. “*If I fail at work/school, I am a failure as a person*”). A dimensão dúvidas sobre ação é composta por itens retirados da subescala de dúvida do Maudsley Obsessive-Compulsive Inventory (Rachman & Hodgson, 1980, como citado em Frost et al., 1990) e reflete o quanto as pessoas duvidam de suas habilidades para realizar tarefas ou a tendência de sentir que algo não está bem feito (ex “*It takes me a long time to do something right*”). Já as dimensões expectativas parentais e críticas parentais, como o próprio nome sugere, levantam o quanto a pessoa acredita que seus pais foram exigentes e críticos com ela (ex. “*As a child, I was punished for doing things less than perfectly*”). Por fim, a dimensão organização mensura o quanto a pessoa valoriza a ordem e o quanto ela se considera uma pessoa organizada (ex. “*I am a neat person*”).

Ao mesmo tempo em que Frost et al. (1990) desenvolveram a F-MPS, Hewitt e Flett (1991) desenvolveram a *Hewitt and Flett’s Multidimensional Perfectionism Scale* (HF-MPS) a partir de um modelo multidimensional do perfeccionismo, organizado em três dimensões: perfeccionismo auto-orientado (tendência de estabelecer padrões de exigência para si mesmo e avaliar os próprios comportamentos/ ex. “*I must work to my full potential at all times*”), perfeccionismo prescrito socialmente (crença de que outras pessoas esperam que o seu desempenho seja perfeito/ ex. “*The people around me expect me to succeed at everything I do*”) e perfeccionismo orientado para o outro (tendência em estabelecer padrões perfeccionistas para outras pessoas avaliar seus comportamentos/ ex. “*If I ask someone to do something, I expect it to be done flawlessly*”).

Uma análise fatorial foi realizada por Frost, Heimberg, Holt, Mattia e Neubauer (1993, como citado em Stoeber, 2018) agrupando os itens dos instrumentos F-MPS e HF-MPS. Essa análise demonstrou que as nove dimensões de ambas as escalas poderiam ser reduzidas em duas dimensões de ordem superior. A dimensão 1 combina padrões pessoais, organização, perfeccionismo auto-orientado e perfeccionismo orientado para o outro; e a dimensão 2 combina preocupação com erros, dúvidas sobre ação, expectativa parental, crítica parental e perfeccionismo socialmente prescrito (Stoeber, 2018). A dimensão 1 correlacionou-se significativamente com afetos positivos e não apresentou correlação significativa com afetos negativos e depressão, sendo denominada então, como *positive striving*, enquanto a dimensão 2 demonstrou correlações significativas com afeto negativo e depressão, sendo denominada *maladaptive evaluation concerns* (Stoeber, 2018). Esta foi a primeira vez em que um modelo bidimensional do perfeccionismo foi apresentado na literatura.

A partir de então, outros pesquisadores começaram a testar o modelo bidimensional e verificaram que ele se mostrava confiável, mesmo em outras medidas do perfeccionismo e, inclusive, quando várias medidas eram combinadas (ver Stoeber, 2018). Contudo, a classificação das dimensões perdeu a conotação adaptativa/desadaptativa (ou positiva/negativa) e começaram a ser denominadas, hegemonicamente, de *perfectionistic strivings* (esforços perfeccionistas) e *perfectionistic concerns* (preocupações perfeccionistas) (Stoeber & Otto, 2006). Esta nova classificação se deve, sobretudo, à compreensão de que a natureza funcional ou disfuncional das dimensões deve ser uma questão empírica e não conceitual ou teórica (Stoeber, 2018).

Embora outras denominações tenham sido dadas a cada dimensão, os fatores capturados por elas demonstram ser os mesmos, isso é, uma dimensão (esforços perfeccionistas) cobre cognições e comportamentos relacionados ao estabelecimento de elevados padrões e a persegui-los, enquanto a outra dimensão (preocupações perfeccionistas) inclui cognições e comportamentos relativos a imperfeições e a suas consequências negativas (Stoeber, 2018, 2020). Em outras palavras, a dimensão ‘esforços perfeccionistas’ está baseada na expectativa de perfeição e na motivação para fazer o melhor, enquanto a dimensão ‘preocupações perfeccionistas’ está ligada ao medo de falhar e às motivações para evitar o erro (Slade & Owens, 1998; Stoeber, 2020).

Shafran, Cooper e Fairburn (2002) teceram críticas ao modelo multidimensional do perfeccionismo a partir de uma perspectiva clínica. Para estes autores, muitos itens das escalas que se propõem a mensurar o perfeccionismo não avaliam elementos integrais do construto, mas variáveis relacionados, como crenças sobre os padrões de outras pessoas, dúvidas sobre a ação e organização. Apenas os itens que se referem à auto-avaliação das dimensões padrões pessoais, preocupação com erros e perfeccionismo auto-orientado acessam o perfeccionismo clínico (Shafran et al., 2002).

Assim, o *Clinical Perfectionism Questionnaire* (CPQ) foi desenvolvido levando em conta os fundamentos conceituais do perfeccionismo, de acordo com um modelo cognitivo-comportamental, no qual o auto-valor está à capacidade de atingir altos padrões auto-impostos (Fairburn, Cooper, & Shafran, 2003). De acordo com o processamento cognitivo perfeccionista, atingir elevados padrões de exigência própria garante valor pessoal — embora temporariamente, ao passo que não alcançá-los evoca pensamentos de ser um fracasso como pessoa. Com base nisso, o CPQ mede a tendência de uma pessoa buscar padrões auto-exigentes, bem como os processos cognitivos e comportamentais envolvidos nessa busca, e as consequências subjetivas de atingir ou não atingir os padrões. O principal diferencial do CPQ

é que ele busca medir as características centrais do perfeccionismo, além de ter sido construído com um foco clínico, capturando, assim, os aspectos mais psicopatológicos e nucleares do construto.

O CPQ é composto por 12 questões, nas quais a pessoa deve indicar a frequência de ocorrência de cada situação relatada no último mês (p. ex. “*Over the past month, have you pushed yourself really hard to meet your goals?*” e “*Over the past month, have you tended to focus on what you have achieved, rather than on what you have not achieved?*” — item reverso). São oferecidas quatro opções de respostas numa escala do tipo Likert, variando de “*Not at all*” a “*All of the time*”.

Embora os autores do CPQ tenham defendido a unidimensionalidade do perfeccionismo, o instrumento apresentou uma estrutura de dois fatores na maioria das análises fatoriais realizadas (Dickie, Surgenor, Wilson, & McDowall, 2012; Egan et al., 2016; Moloodi, Pourshahbaz, Mohammadkhani, Fata, & Ghaderi, 2017; Stoeber & Damian, 2014), confirmando o modelo bidimensional do perfeccionismo. Esses fatores são correlatos às dimensões ‘Esforços Perfeccionistas’ e ‘Preocupações Perfeccionistas’, isto é, um fator compreende os itens relacionados aos padrões auto-exigentes, enquanto o outro abrange os itens relativos à falha e suas consequências.

De modo geral, a melhor definição operacional do perfeccionismo, atualmente, é um traço da personalidade, caracterizado pelo estabelecimento de elevados padrões de auto-exigência e esforço para alcançar um estado sem falhas ou erros, cuja estrutura latente é melhor representada pela presença de dois fatores: ‘Esforços Perfeccionistas’ e ‘Preocupações Perfeccionistas’ (Stoeber, 2018, 2020).

1.2 Desdobramentos do perfeccionismo na saúde mental

O perfeccionismo tem sido destacado como um processo transdiagnóstico, isto é, um conjunto de aspectos cognitivos ou comportamentais que desempenham um papel importante na etiologia, manutenção e curso de vários estados psicopatológicos (Egan, Wade, & Shafran, 2011; Egan, Wade, Shafran, & Antony, 2014; Shafran et al., 2002). Tratamentos que focam em processos transdiagnósticos podem ser mais úteis do que tratamentos que focam em transtornos específicos, especialmente com indivíduos que cumprem os critérios para mais de um transtorno (i.e., com comorbidades), uma vez que podem melhorar uma série de sintomas de vários quadros psicopatológicos (Egan et al., 2014).

O perfeccionismo está intimamente ligado ao Transtorno Obsessivo-Compulsivo, por exemplo. Indivíduos com esse diagnóstico tendem a sentir a necessidade de executarem seus rituais perfeitamente, estabelecendo regras rigorosas no que se refere aos padrões de execução desses rituais (Egan et al., 2014). No Transtorno de Ansiedade Social, por sua vez, os indivíduos tendem a ter expectativas muito elevadas para a sua performance social que, caso não sejam alcançadas, acarretarão embaraço, ridicularização e críticas severas por parte de terceiros (Shafran, Egan, & Wade, 2018).

O perfeccionismo também tem se destacado entre os transtornos de humor, como Transtorno Depressivo Maior. Indivíduos que preenchem os critérios para esses transtornos tendem a ruminar sobre serem um fracasso e não se sentirem aptos para atingir seus padrões de exigência (Egan et al., 2014). O perfeccionismo também parece desempenhar um papel central na predição de ideação suicida, uma vez que colabora para o desenvolvimento de crenças dicotômicas, por exemplo “ou sou o melhor naquilo que faço, ou a vida não tem significado”, além de estar associado com a desesperança, um importante fator de risco para o suicídio (ver Egan et al., 2014).

Pessoas com dificuldades ou transtornos alimentares também tendem a pontuar mais alto em medidas de perfeccionismo do que grupo controle (Egan et al., 2011). Um indivíduo com bulimia, por exemplo, pode ter altos padrões em relação ao que come e ao peso corporal, sentindo-se um fracasso quando não segue as auto-exigências e, através do pensamento dicotômico, fica mais propenso à compulsão alimentar quando fazem pequenos desvios da dieta (ver Shafran et al., 2018).

Uma meta-análise realizada com 284 estudos empíricos revelou que ambas as dimensões perfeccionistas estão positivamente correlacionadas a indicadores psicopatológicos (i.e., transtornos mentais, sintomas de transtornos mentais e desfechos relacionados à psicopatologia, como ideação suicida e sofrimento psicológico geral) (Limburg, Watson, Hagger e Egan, 2016). Ou seja, quanto mais elevados são os níveis de ambas as dimensões do perfeccionismo, maiores são os níveis de indicadores de desajuste psicológico. No entanto, os valores de efeito único de preocupações perfeccionistas se mostraram superiores aos de esforços perfeccionistas, após o controle de sobreposição dessas dimensões ($\beta \leq 0,70$ e $\beta \leq 0,25$, respectivamente). Os autores concluíram, portanto, que os esforços perfeccionistas estão menos relacionados à psicopatologia quando comparados às preocupações perfeccionistas, e ambas as dimensões perfeccionistas estão positivamente correlacionadas entre si.

1.3 Como as pessoas se tornam perfeccionistas?

O desenvolvimento do perfeccionismo não acontece no vácuo, isto é, diversos sistemas, nos quais a pessoa está inserida desde a infância, influenciam, diretamente e indiretamente, na formação dos traços da sua personalidade (Walton, Hibbard, Coughlin, & Coyal-Shepherd, 2020). De acordo com a teoria bioecológica e sistêmica de desenvolvimento humano (Bronfenbrenner & Morris, 1998), é possível identificar ao menos duas estruturas concêntricas ao indivíduo que estão envolvidas no desenvolvimento do perfeccionismo: família (microssistema) e cultura (macrossistema).

As primeiras explicações para as cognições e os comportamentos perfeccionistas focaram no microssistema social do indivíduo, com o recorte temporal dos primeiros anos de vida, no qual os pais e cuidadores desempenham um papel fundamental. Ou seja, os modelos teóricos iniciais buscaram conhecer os fatores preditores familiares do perfeccionismo.

1.3.1 A influência dos fatores familiares no desenvolvimento do perfeccionismo

De modo geral, a literatura apresenta quatro modelos para tentar explicar o desenvolvimento do perfeccionismo levando em consideração o ambiente familiar: aprendizagem social, expectativa social, reação social e educação ansiosa (ver Yıldız, Duru, & Eldeleklioglu, 2020). No ‘modelo da aprendizagem social’, a criança possui pais perfeccionistas (ambos ou um deles) que se tornam referências para a ela, isto é, a criança desenvolve traços perfeccionistas ao observar e reproduzir os mesmos padrões dos pais (i.e., aprendizagem vicariante ou aprendizagem por modelação). Esse poder de aprendizagem do perfeccionismo por observação foi amplamente investigado pelo psicólogo Albert Bandura, especialmente em um experimento no qual algumas crianças foram expostas a um modelo adulto que tinha padrões de exigência altos ou baixos (Bandura & Kupers, 1964, como citado em Flett, Hewitt, Oliver, & Macdonald, 2002). Após observar modelos que se recompensavam apenas após atingirem altos padrões, as crianças tendiam a não se recompensarem, a menos que também atendessem a altos padrões. Ao passo que as crianças expostas a modelos que se recompensavam ao atender a baixos padrões tendiam a imitar esse padrão.

Posteriormente, estudos correlacionais investigaram a relação entre as respostas de pais e filhos a escalas de autorrelato de perfeccionismo. De modo geral, há uma relação positiva entre as medidas, indicando que quanto maior os níveis de perfeccionismo dos pais, maiores os

níveis de perfeccionismo apresentados pelos filhos — com destaque para a influência de pais do mesmo sexo que o filho (ver Flett et al., 2002).

No ‘modelo de expectativa social’, a criança recebe aprovação contingente dos pais, ou seja, ela é reconhecida apenas quando atende às expectativas parentais e modela seus comportamentos de acordo (Flett et al., 2002). De acordo com esse modelo, os traços perfeccionistas são aprendidos na medida em que a criança é reforçada com amor e aprovação da parte dos pais quando alcança um desempenho excepcional, ao passo em que recebe críticas e desapontamento quando falha ou comete erros, sendo, portanto, punida ou rejeitada (Burns, 1980). A criança começa, então, a antecipar que, se performar perfeitamente, tudo ficará bem, e desenvolve a crença de que cometer erros ou falhar é inaceitável.

Com o tempo, cria-se uma mentalidade perfeccionista, que se expressa mesmo na ausência das figuras parentais e que se perpetua por conta própria. Isso porque, alcançar altos padrões passa a desencadear emoções positivas (ou a aliviar emoções negativas), reforçando os esforços perfeccionistas, enquanto errar ou fracassar leva a emoções negativas, como frustração e culpa, fortalecendo as crenças negativas sobre os erros (Burns, 1980).

Já no ‘modelo da reação social’, a criança desenvolve o perfeccionismo como um mecanismo para lidar com um ambiente hostil, que pode incluir abusos físicos e maus-tratos psicológicos (Flett et al., 2002). Nesse contexto, o perfeccionismo pode surgir na tentativa de evitar ou minimizar a exposição à vergonha e à humilhação. O desenvolvimento do perfeccionismo, no modelo da reação social, também pode acontecer como uma forma de obter um senso de controle e previsibilidade em um ambiente imprevisível e caótico.

Os estudos empíricos tendem a corroborar os modelos de expectativa e reação social ao indicar que a falta de interesse e afeição por parte dos pais aliada ao alto controle e às críticas severas, podem contribuir para o desenvolvimento do perfeccionismo, sobretudo sua dimensão mais prejudicial (ver Walton et al., 2020).

Por fim, o ‘modelo de educação ansiosa’ teoriza sobre o desenvolvimento do perfeccionismo decorrer de uma história de exposições a pais ansiosos que focam nos erros e nas consequências negativas de cometê-los (Flett et al., 2002). Pode acontecer desses pais superprotegerem os filhos na tentativa de protegê-los das ameaças decorrentes dos erros que podem vir a cometer. Assim, os filhos têm sua auto-eficácia (i.e., crença sobre a própria capacidade de realizar tarefas e atingir objetivos) comprometida e catastrofiza as consequências dos erros ou das falhas.

1.3.2 A influência dos fatores culturais no desenvolvimento do perfeccionismo

Burns (1980) destaca a importância de fatores preditores socioculturais — relacionados ao macrosistema do indivíduo — no processo de criação dos traços perfeccionistas, através de padrões de linguagem, de mensagens transmitidas pela mídia e de crenças religiosas que exaltam a perseguição de elevados padrões. Em relação à linguagem, por exemplo, cita situações nas quais as palavras ‘perfeito’ ou ‘perfeição’ são usadas em um contexto positivo, chegando a ser aplicadas para elogiar coisas e pessoas. Contudo, essa temática não é aprofundada por Burns (1980), uma vez que o seu recorte era clínico.

Gilbert (2009), debruça-se sobre o papel da cultura na formação dos traços perfeccionistas. Para o autor, a mentalidade de competição social, muito presente nas sociedades ocidentais capitalistas, fomenta o desejo por realizações e *status* social, ao mesmo tempo em que abre espaço para preocupações relacionadas a esses escopos. Por um lado, a busca desenfreada por recursos e recompensas, por outro, o medo de não os alcançar ou perdê-los.

Embora considere o desejo de fazer mais e melhor como natural e humano, Gilbert (2009) destaca que a busca por recompensas pode se tornar viciante se superestimada. Assim, uma cultura centrada na estimulação de desejos e satisfações, como acontece nas sociedades capitalistas, pode gerar indivíduos facilmente entediados, precisando de constante excitação. Nesta linha, as escolas transmitem ensinamentos no sentido de se esforçar constantemente para se melhorar e crescer, mas raramente ajuda os alunos a saborearem os momentos e sentirem contentamento (Gilbert, 2009). As propagandas anunciam, incessantemente, como ter mais coisas e experiências farão as pessoas mais felizes, ao passo que pouco tempo após uma conquista, já existe outra a ser desejada e perseguida (Gilbert, 2009).

Se por um lado os desejos inspiram grande esforço e dedicação, por outro, podem rapidamente se transformar em auto-aversão e senso de fracasso quando a pessoa não se encontra apta para atendê-los (Gilbert, 2009). As falhas, em culturas individualistas, não são consideradas como partes do processo ou derivadas de circunstâncias socioeconômico-culturais, mas como provas de inadequação e inferioridade, fazendo com que os indivíduos fiquem sujeitos à vergonha e ao auto-criticismo (Gilbert, 2009).

1.4 A natureza do perfeccionismo e por que ele persiste: modelo cognitivo-comportamental

Além de se debruçar sobre os fatores que influenciam o desenvolvimento do perfeccionismo, a literatura também busca identificar os seus fatores de manutenção (i.e., o que faz o perfeccionismo persistir). Isso fará com que seja possível estabelecer alvos para o tratamento, para além de delinear intervenções preventivas. Neste sentido, Shafran et al. (2002) apresentam um modelo cognitivo-comportamental para o perfeccionismo, revisando-o posteriormente (Shafran et al., 2010).

O principal fator de manutenção do perfeccionismo nesse modelo é a dependência extrema do valor pessoal à capacidade de atingir elevados padrões (Shafran et al., 2002, 2018). Assim, os perfeccionistas só se consideram pessoas de valor ou estima se performarem conforme seus padrões de exigência.

Essa dependência faz com que os indivíduos perfeccionistas estabeleçam metas constantes e cada vez mais altas com a finalidade de garantir um senso razoável de valor pessoal. As metas são operacionalizadas na forma de regras rígidas e dicotômicas que devem ser atendidas perfeitamente, sem qualquer tipo de desvio ou erros.

Juntamente ao ‘pensamento dicotômico’ e às ‘afirmações com deveria’, outros vieses cognitivos operam como importantes fatores de manutenção do funcionamento perfeccionista, como foi visto anteriormente. Entre eles: atenção seletiva às falhas e erros, supergeneralização de eventuais fracassos e padrões duplos, isto é, ter exigências mais elevadas para si do que para os outros.

Quando consideram que fracassaram em áreas importantes, os indivíduos perfeccionistas tendem a reagir com auto-criticismo, uma vez que seu processamento cognitivo os convence que os fracassos são provas de seu baixo valor. Quando alcançam suas metas, tendem a descontar o sucesso e reinterpretar os padrões como pouco demandantes (e.g., através dos pensamentos “não foi grande coisa” e “qualquer um poderia ter feito isso”), fazendo com que se sintam na obrigação de aumentar ainda mais o nível de exigência nas próximas vezes (Egan et al., 2014). Assim, quer sejam bem-sucedidos ou não, retomam a hercúlea tarefa de constantemente provar seu valor pessoal, ficando presos em um ciclo vicioso (Shafran et al., 2002, 2010).

1.5 Autocompaixão e o perfeccionismo

A autocompaixão pode ser definida como uma sensibilidade ao próprio sofrimento, juntamente com um compromisso de aliviá-lo ou evitá-lo (Irons & Beaumont, 2017). A autocompaixão é representada por uma forma gentil e terna de se relacionar consigo mesmo, principalmente em circunstâncias de sofrimento e adversidade, envolvendo a aceitação de experiências emocionais dolorosas, juntamente com a compreensão de que fazem parte de uma experiência humana maior (Neff, 2003).

Como pode ser observado, existem três componentes dessa variável: autobondade (ao invés de autocrítica severa), *mindfulness* (ao invés de ruminação) e humanidade compartilhada (ao invés de isolamento) (Neff & Germer, 2019). A primeira dimensão diz respeito às ações de amor, apoio, aceitação e incentivo para consigo mesmo quando as falhas são detectadas. O segundo diz respeito à consciência dos estados emocionais internos e de sua experiência de forma clara e equilibrada. Por fim, a humanidade compartilhada se refere ao sentido de interconectividade, percebendo os problemas e lutas como dificuldades que ocorrem na vida de todos, não sendo uma situação isolada, como se a pessoa estivesse separada do resto do mundo. Em suma, significa uma presença (*mindfulness*) amorosa (autobondade) e conectada (humanidade compartilhada).

Como visto anteriormente, os indivíduos perfeccionistas tendem a reagir aos eventos da vida com auto-criticismo, ao invés de reagir com autocompaixão. Quando atingem os objetivos, podem se criticar por não terem alcançado padrões ainda mais elevados e descontar o sucesso (Egan et al., 2014). Quando não atingem um objetivo, a reação autocrítica tende a ser ainda mais intensa, uma vez que o valor pessoal do perfeccionista é excessivamente dependente das realizações em relação aos altos padrões (Egan et al., 2014).

De modo geral, os estudos empíricos indicam uma associação negativa entre o perfeccionismo e a autocompaixão, ou seja, quanto maior o nível das dimensões perfeccionistas — especialmente Preocupações Perfeccionistas, menor o nível de autocompaixão (Barnett & Sharp, 2016; Mehr & Adams, 2016; Neff, 2003; Stoeber, Lalova, & Lumley, 2020). Uma vez que a *Self-Compassion Scale* (SCS) (Neff, 2003), usada nessas pesquisas, mensura os componentes positivos e negativos da autocompaixão, pode-se dizer que os perfeccionistas são autocríticos, sentem-se isolados e se identificam excessivamente com as emoções e os pensamentos negativos, em vez de serem autocompassivos.

Se o perfeccionismo está positivamente relacionado a condições e sintomas psicopatológicos, a autocompaixão faz o caminho oposto: indivíduos autocompassivos tendem

a relatar menores níveis de sofrimento mental (ver MacBeth & Gumley, 2012). Os estudos empíricos enfatizam a importância da autocompaixão no desenvolvimento do bem-estar, na redução da depressão e da ansiedade e no aumento da resiliência ao estresse (MacBeth & Gumley, 2012).

Como o perfeccionismo está positivamente associado à psicopatologia e à autocompaixão, ao mesmo tempo em que a autocompaixão está inversamente associada à psicopatologia, torna-se possível o teste de um modelo complexo de mediação da autocompaixão na relação entre o perfeccionismo e indicadores psicopatológicos. As pesquisas sobre o papel de mediador de uma variável buscam examinar “como” ou “por que” uma variável prediz uma variável de resultado (Frazier, Tix, & Barron, 2004). Essas informações podem possibilitar a construção e teste de teorias sobre os mecanismos causais responsáveis pela mudança, bem como indicar os componentes centrais de tratamento (Frazier et al., 2004).

2 EVIDÊNCIAS DA ESTRUTURA LATENTE DA DEPRESSION, ANXIETY AND STRESS SCALES - SHORT FORM¹

Resumo

O presente estudo teve como objetivo investigar as propriedades psicométricas da Depression, Anxiety and Stress Scales - Short Form (DASS-21) em uma amostra brasileira. O instrumento foi respondido online por 250 estudantes universitários. Por meio de Análise Fatorial Confirmatória, foram testados os modelos unidimensional, com três fatores oblíquos, hierárquico e bifator. Os índices estimados mostraram um melhor ajuste para um modelo bifator composto por três fatores específicos e um fator global. Análises estatísticas adicionais, como variância comum explicada e estimativa de ômega hierárquico, indicaram que a medida é, predominantemente, unidimensional. Os resultados também indicaram evidências de validade convergente (Variância Média Extraída entre 0,48 e 0,60), consistência interna (alfa de Cronbach entre 0,87 e 0,94) e confiabilidade temporal do instrumento (Coeficiente de Correlação Intraclasse entre 0,64 e 0,74).

Palavras-chave: Estados emocionais; Angústia Psicológica; Psicopatologia; Estudos de validação; Psicometria.

2.1 Introdução

A depressão pode ser definida como uma síndrome psicológica, cujos sinais e sintomas são divididos em quatro aspectos principais: emocionais (e.g., humor deprimido e redução da satisfação), cognitivos (e.g., autoavaliação negativa e pessimismo), motivacionais (e.g., paralisia da vontade e retraimento) e físicos (e.g., perda de apetite, perturbação do sono e fadigabilidade) (Beck & Alford, 2011). Esse quadro está associado a muitas situações adversas, tais como redução da funcionalidade, insatisfação conjugal, doenças físicas e risco de suicídio (Beck & Alford, 2011). Além disso, é comum que os sintomas depressivos apresentem elevada sobreposição com sintomas ansiosos (Vignola & Tucci, 2014).

A ansiedade é conceitualizada como um estado emocional orientado para possíveis ameaças futuras, visando à autoproteção do indivíduo (Falcone et al., 2016). Envolve respostas

¹ Este estudo foi publicado na língua inglesa em periódico científico. Referência: Rocha, L. F. D. D., Hernandez, J. A. E., & Falcone, E. M. D. O. (2021). Latent structure evidence of the Depression, Anxiety and Stress Scales-Short Form. *Estudos de Psicologia (Campinas)*, 38, 1-13. <https://doi.org/10.1590/1982-0275202138e190103>. (ver Apêndice A).

fisiológicas (e.g., aumento da frequência cardíaca e respiração acelerada), afetivas (e.g., irritabilidade, temor e nervosismo), cognitivas (e.g., medo de perder o controle e de ser incapaz de lidar com o perigo) e comportamentais (e.g., fuga, busca de segurança e evitação de situações ameaçadoras) (Clark & Beck, 2012). Embora seja um estado normal e adaptativo para a espécie humana, se excessiva e persistente, a ansiedade pode trazer prejuízos significativos para o indivíduo, entre eles, redução da qualidade de vida (Clark & Beck, 2012), funcionamento social e ocupacional afetados (Clark & Beck, 2012), risco elevado de eventos cardiovasculares, como acidente vascular cerebral e doença coronariana (Emdin et al., 2016) e pensamentos e comportamentos suicidas (Bentley et al., 2016).

Outro estado emocional negativo correlato à depressão e à ansiedade é o estresse, uma reação de tensão e excitação orgânica frente a estímulos físicos ou psicossociais percebidos como ameaçadores para a homeostase e para a sobrevivência (Horsch et al., 2016). É uma resposta natural do organismo que tem por finalidade mobilizar recursos psicobiológicos para a preservação da vida, aumentando a motivação, fornecendo energia e elevando a produtividade (Mascella, Vieira, Beda, & Lipp, 2014). Por provocar um estado de desequilíbrio bioquímico, se for muito intenso ou duradouro, o estresse pode propiciar o desencadeamento de consequências adversas para o indivíduo, como doenças cardiovasculares (Cohen, Edmondson, & Kronish, 2015), dores físicas (Mascella et al., 2014), falhas da memória (Lipp, 2015), redução da qualidade de vida (Sarafis et al., 2016), entre outras.

Como pode-se observar, a depressão, a ansiedade e o estresse consistem em estados emocionais desagradáveis que, frequentemente, estão relacionados a danos físicos, sociais, funcionais e psicológicos. Portanto, o rastreamento dessas condições é extremamente importante para a prevenção de doenças e para a promoção da saúde e do bem-estar. A escala australiana *Depression, Anxiety and Stress Scales - Short Form* (DASS-21), de Lovibond e Lovibond (1995), é um instrumento psicométrico com a capacidade de mensurar simultaneamente a depressão, a ansiedade e o estresse.

A DASS-21 foi traduzida para diversos idiomas e suas propriedades psicométricas foram verificadas em diferentes amostras e em diferentes países, tais como Reino Unido (Henry & Crawford, 2005), Estados Unidos (Daza et al., 2002; Osman et al., 2012), Portugal (Pinto, Martins, Pinheiro, & Oliveira, 2015) e Brasil (Martins, Silva, Maroco, & Campos, 2019; Patias, Machado, Bandeira, & Dell'Aglio, 2016; Vignola & Tucci, 2014). No entanto, não há consenso quanto à sua estrutura fatorial. Alguns desses estudos identificaram uma solução de três fatores correlacionados (e.g., Daza et al., 2002; Nanthakumar et al., 2017; Patias et al., 2016; Scholten, Velten, Bieda, Zhang, & Margraf, 2017; Vignola & Tucci, 2014). Outros estudos ajustaram

uma solução hierárquica, com um fator de segunda ordem e três fatores de primeira ordem (e.g., Daza et al., 2002; Martins et al., 2019). Em nenhum destes estudos foi avaliado empiricamente até que ponto cada item da DASS-21 está mais relacionado a uma dimensão específica do domínio proposto do que a uma dimensão geral.

Outras investigações ajustaram ainda um modelo bifator com quatro fatores de primeira ordem, sendo três fatores ortogonais (depressão, ansiedade e estresse) e um fator geral (Afetividade Negativa) no qual todos os itens eram livres para carregar (Bottesi et al., 2015; Henry & Crawford, 2005; Osman et al., 2012). Osman et al. (2012) verificaram se os itens da DASS-21 estavam vinculados com as dimensões geral e específicas de domínio, se os itens deveriam ser considerados como multidimensionais e não específicos. Para isso, foram realizadas análises bifator, tais como, a solução exploratória de Schmid-Leiman (1957) e a Análise Bifator Confirmatória. Quatro modelos fatoriais foram então comparados através de Análise Fatorial Confirmatória (AFC): unidimensional, três fatores correlacionados, hierárquico e bifator. Os modelos com três fatores correlacionados e hierárquico apresentaram indicadores de bons ajustes e idênticos entre si, porém, o modelo bifator apresentou ajustamento superior aos dados. O fator global foi responsável por uma substancial proporção da variância comum explicada nos escores dos itens da escala, enquanto os fatores específicos explicaram uma pequena parte, sugerindo que a medida é, predominantemente, unidimensional.

No campo da Psicopatologia, alguns autores destacam as altas taxas de comorbidade entre os transtornos emocionais e apontam semelhanças em sua etiologia, sugerindo que eles emergem de diáteses psicossociais e biogenéticas compartilhadas (Barlow, Allen, & Choate, 2016; Falcone & Gonçalves, 2019), o que justificaria a presença de um fator global para os sintomas medidos pela DASS-21. Para Lovibond e Lovibond (1995), um possível fator de vulnerabilidade comum aos estados depressivo, ansioso e estressante seria o neuroticismo, um traço da personalidade caracterizado pela instabilidade emocional e propensão ao estresse psicológico (American Psychological Association, 2010). Indivíduos com altos escores de neuroticismo apresentam uma tendência a experimentar respostas emocionais intensas e uma dificuldade em voltar ao estado normal depois de uma excitação emocional, sendo pessoas ansiosas e temperamentais (Feist, Feist, & Roberts, 2014).

No Brasil, permanecem questões a respeito da estrutura latente da DASS-21 com amostras nativas. Martins et al. (2019) verificaram a adequacidade de dois modelos de estrutura latente da DASS-21 (três fatores correlacionados e hierárquico) em uma amostra de estudantes universitários brasileiros por meio de AFC. Ambos os modelos revelaram bons indicadores de ajuste similares entre si. Contudo, foi observada ausência de evidências de validade

discriminante entre a depressão, a ansiedade e o estresse, o que justificaria análises bifator seguidamente a fim de investigar se os itens deveriam ser considerados como multidimensionais e não específicos. Estas análises não foram realizadas por aquele estudo.

Posteriormente, Zanon et al. (2020) investigaram, através de AFC, a adequação dos quatro modelos testados por Osman et al. (2012) aos dados da DASS-21 levantados com participantes de oito países, incluindo Brasil. Assim como encontrado por Osman et al. (2012), os modelos com três fatores correlacionados e hierárquico apresentaram indicadores de bons ajustes e idênticos entre si, porém, o modelo bifator com três fatores específicos e um global apresentou ajustamento superior aos dados. Análises adicionais, como variância comum explicada e ômega hierárquico, indicaram a unidimensionalidade dos escores da DASS-21 levantados junto às amostras utilizadas, inclusive a brasileira. Mais estudos com participantes brasileiros se fazem necessários a fim de corroborar este achado e investigar evidências adicionais de validade.

Deste modo, o presente estudo teve como objetivo investigar as propriedades psicométricas da DASS-21 em uma amostra brasileira. Através de AFC, os seguintes modelos foram testados: unidimensional, três fatores correlacionados, hierárquico e bifator, replicando, em parte, os estudos de Osman et al. (2012) e Zanon et al. (2020). Também foram gerados indicadores de evidências de validade convergente e discriminante, além dos índices de fidedignidade.

2.2 Método

2.2.1 Participantes

Participaram da presente pesquisa 250 estudantes universitários brasileiros, com idades entre 18 e 60 anos ($M = 24,92$; $DP = 8,63$), sendo 88,8% da região Sudeste do país, 9,2% da região Sul, 1,6% da região Nordeste e 0,4% da região Centro-oeste. 76% relataram ser do sexo feminino e 23,2% do sexo masculino. 0,8% não indicaram o sexo, mas sim o gênero (i.e., 0,4% mulher trans e 0,4% neutro). Em relação ao estado civil, 84,8% declararam-se solteiros, 13,6% casados, 1,2% divorciados ou separados e 0,4% viúvo. No tocante à natureza da instituição na qual estudavam, 78,8% eram públicas e 21,2%, privadas. Do total de participantes, 77 tornaram a responder o instrumento entre 25 e 39 dias após a data da primeira medida ($M = 30,64$; $DP = 2,71$).

2.2.2 Instrumentos

Para mensurar a afetividade negativa foi utilizada a DASS-21 de Lovibond e Lovibond (1995), adaptada para a população brasileira por Vignola e Tucci (2014). Trata-se de um instrumento de autorrelato composto por 21 itens igualmente divididos entre as subescalas Depressão, Ansiedade e Estresse. O respondente deve indicar o quanto cada uma delas aplicou-se à sua realidade durante a última semana. As respostas são dadas numa escala tipo Likert de 4 pontos que variam entre “Não se aplicou de maneira nenhuma” (0) e “Aplicou-se muito ou na maioria do tempo” (3).

No estudo Vignola e Tucci (2014), o item 18 (“I felt I was rather touchy/Senti que estava um pouco emotivo/sensível demais”) apresentou carga superior na dimensão depressão e não no estresse, contrariando os resultados encontrados por Lovibond e Lovibond (1995) e demais estudos de validação. Uma possível explicação apresentada pelos autores é que os termos em português utilizados para a tradução da palavra “touchy” naquele estudo (i.e., emotivo/sensível) podem estar culturalmente relacionados à tristeza e aos eventos desagradáveis característicos da depressão. Outros estudos que traduziram o instrumento para o espanhol e o português utilizaram a palavra “irritável”, fazendo com que o item apresentasse carga fatorial na dimensão estresse e não na depressão (Apóstolo et al., 2006; Daza et al., 2002; Patias et al., 2016). Deste modo, para o presente estudo, este item foi reformulado para “Senti que estava muito irritável”, a fim de adequar a tradução brasileira ao original em inglês.

Também foi utilizada a subescala Neuroticismo do Inventário dos Cinco Grandes Fatores de Personalidade (IGFP-5) adaptado para o Brasil por Andrade (2008). Este instrumento avalia o traço neuroticismo da personalidade, a partir de seis itens (e.g., “Eu me vejo como alguém que é temperamental, muda de humor facilmente”) que foram respondidos por meio de uma escala Likert de 1 (Discordo totalmente) a 5 (Concordo totalmente). A subescala Neuroticismo obteve valor Alfa de Cronbach de 0,65 no estudo de Andrade (2008).

2.2.3 Procedimentos

Após aprovação do projeto pela Comissão de Ética em Pesquisa da Universidade do Estado do Rio de Janeiro (C.A.A.E. 00237418.1.0000.5282), foi elaborado um questionário virtual através do software Google forms contendo o Termo de Consentimento Livre e Esclarecido (TCLE) e os instrumentos da pesquisa. O convite para participação na pesquisa foi realizado por meio de anúncios em mídias sociais (e.g., Facebook) e de e-mails a professores

universitários solicitando o encaminhamento aos seus alunos, ambos contendo o link do questionário virtual. Após concordar com o TCLE e finalizar o preenchimento dos instrumentos, o participante era questionado sobre o interesse em participar da segunda etapa da pesquisa em um momento futuro. Em caso afirmativo, ele deveria informar seu e-mail pessoal para contato posterior.

2.2.4 Análise de dados

Os dados coletados foram digitados no software *Statistical Package for the Social Sciences* (SPSS 23) e executadas análises descritivas com a finalidade de verificar a distribuição uni e multivariada dos dados. Para comparar as qualidades dos ajustamentos dos modelos fatoriais da DASS-21 foram adotados procedimentos semelhantes aos de Osman et al. (2012) e Zanon et al. (2020).

No contexto da Modelagem de Equações Estruturais (MEE) foram submetidos à Análise Fatorial Confirmatória (AFC) no *software Analysis of Moment Structures* (AMOS 23, Arbuckle, 2014) para verificar evidências de validade fatorial, validade convergente e discriminante da DASS-21. No estudo atual, foram estimados os seguintes índices: o Quiquadrado (χ^2), que avalia a magnitude da discrepância entre a matriz de covariância populacional e a matriz de covariância da amostra; o χ^2 é uma estimativa conservadora do ajuste do modelo quando o tamanho da amostra é > 200 (nesse caso, foi usada a razão χ^2/gf e os resultados $< 2,0$ são considerados bons por Byrne, 2016); o Standardized Root Mean Square Residual (SRMR), que é a raiz quadrada da matriz dos erros dividida pelos graus de liberdade, valores $< 0,08$ são considerados bons indicadores de ajuste (Hu & Bentler, 1999); o Comparative Fit Index (CFI) e o Tucker-Lewis Index (TLI), que comparam o ajustamento do modelo testado com o ajustamento do modelo basal, valores $> 0,90$ são considerados bons (Bentler & Bonett, 1980); o Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA), que mede a discrepância por meio dos graus de liberdade entre as estimativas da amostra e da população, valores $< 0,05$ são considerados muito bons (Kline, 2005); o Akaike Information Criterion (AIC), índice necessário para comparar vários modelos alternativos que se ajustem aos dados, os menores valores indicam modelos melhores (Bentler & Bonett, 1980).

Para estimar a validade de construto, no contexto da MEE, foi avaliada a validade fatorial pelos pesos padronizados (λ) e a confiabilidade individual dos itens (λ_2). A validade convergente foi avaliada por meio da Variância Média Extraída (VME) e pela consistência interna. A verificação da consistência interna do DASS-21 foi feita por meio dos Coeficientes

Alfa de Cronbach e Confiabilidade Composta (CC), avaliada para cada um dos fatores e fator global. A validade discriminante foi determinada pela comparação da VEM dos fatores com o quadrado da correlação entre os mesmos (Hair, Black, Babin, & Anderson, 2018).

No contexto da Estatística Clássica, para buscar evidências de validade convergente os escores da DASS-21 foram correlacionados com os escores da subescala Neuroticismo do IGFP-5, construto semelhante à afetividade negativa. Para isso, foi utilizado o Coeficiente de Correlação de Pearson. Para testar a fidedignidade também se utilizou o método teste-reteste através do cálculo do Coeficiente de Correlação Intraclasse.

2.3 Resultados

O exame dos escores da DASS-21 revelou um coeficiente de Márdia de 43,03 (normalizado = 11,96), que indicou a anormalidade multivariada da distribuição deles. Contudo, na distribuição univariada dos escores, a assimetria foi $< \pm 1,0$ e a curtose $< \pm 2,0$, o que não é considerado uma violação extrema da normalidade. Nas AFCs foi utilizado o método de estimação Máxima Verossimilhança, que se mostra robusto mesmo na presença de uma distribuição não normal de dados (Marôco, 2014).

Na AFC realizada para o modelo DASS-21_{unidimensional} (Figura 1), a qualidade do ajustamento à matriz de variância-covariância dos 21 itens foi sofrível (Tabela 1), de acordo com a classificação de Hair et al. (2018). Na AFC dos modelos DASS-21_{três fatores oblíquos} (Figura 1) e DASS-21_{2ª ordem} (Figura 2), ou seja, Afetividade Negativa (2ª ordem) e Depressão, Ansiedade e Estresse (1ª ordem), os mesmos índices foram encontrados para ambos (Tabela 1) e a qualidade do ajustamento aos dados foi boa. Todos os itens dos modelos DASS-21_{três fatores oblíquos} e DASS-21_{2ª ordem} apresentaram pesos fatoriais padronizados (λ_s) $\geq 0,50$ (Figuras 1 e 2). Isto indica que todos λ^2_s são $\geq 0,25$, o que corresponde à quantia de variabilidade total de cada item que é explicada pelo fator ao qual pertence, ou seja, confiabilidade individual apropriada.

Figura 1 – Diagrama dos modelos DASS-21_{unidimensional} (à esquerda) e de DASS-21_{três fatores oblíquos} (à direita) com os pesos fatoriais

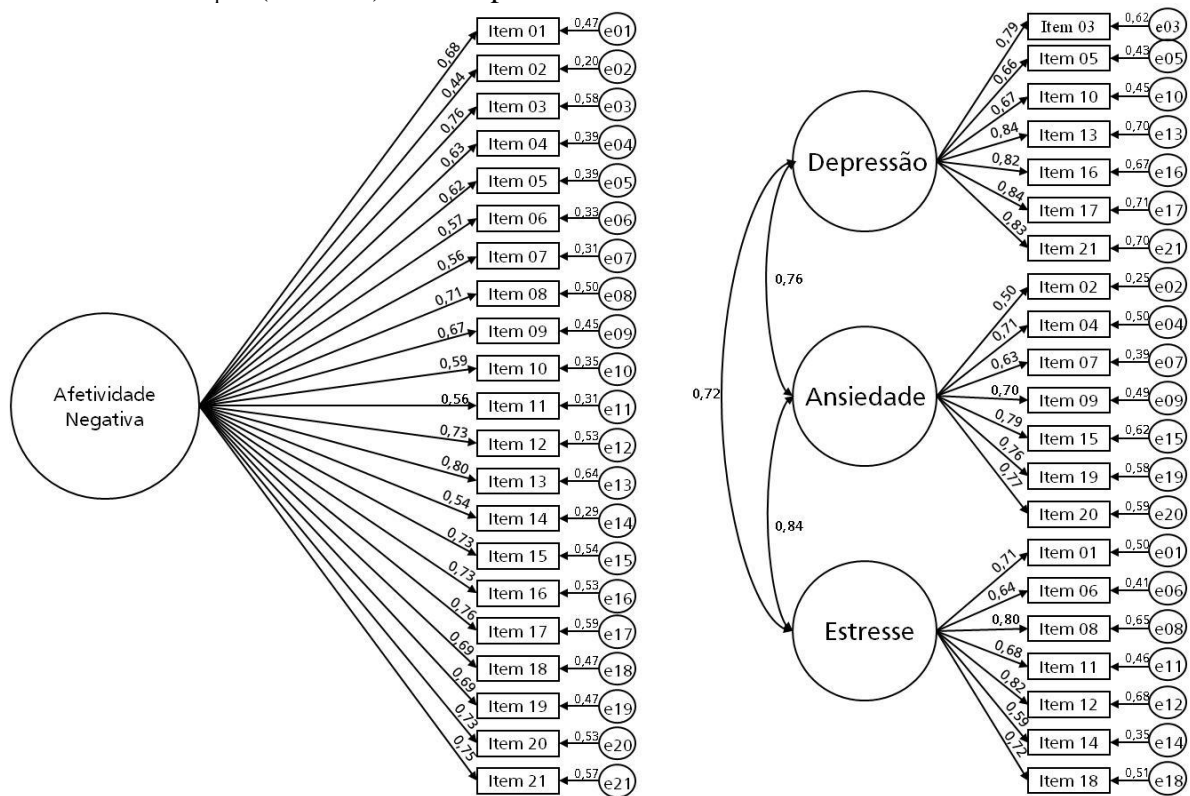


Figura 2 – Diagrama dos modelos DASS-21_{2ª ordem} (à esquerda) e DASS-21_{bifator} (à direita) com os pesos fatoriais

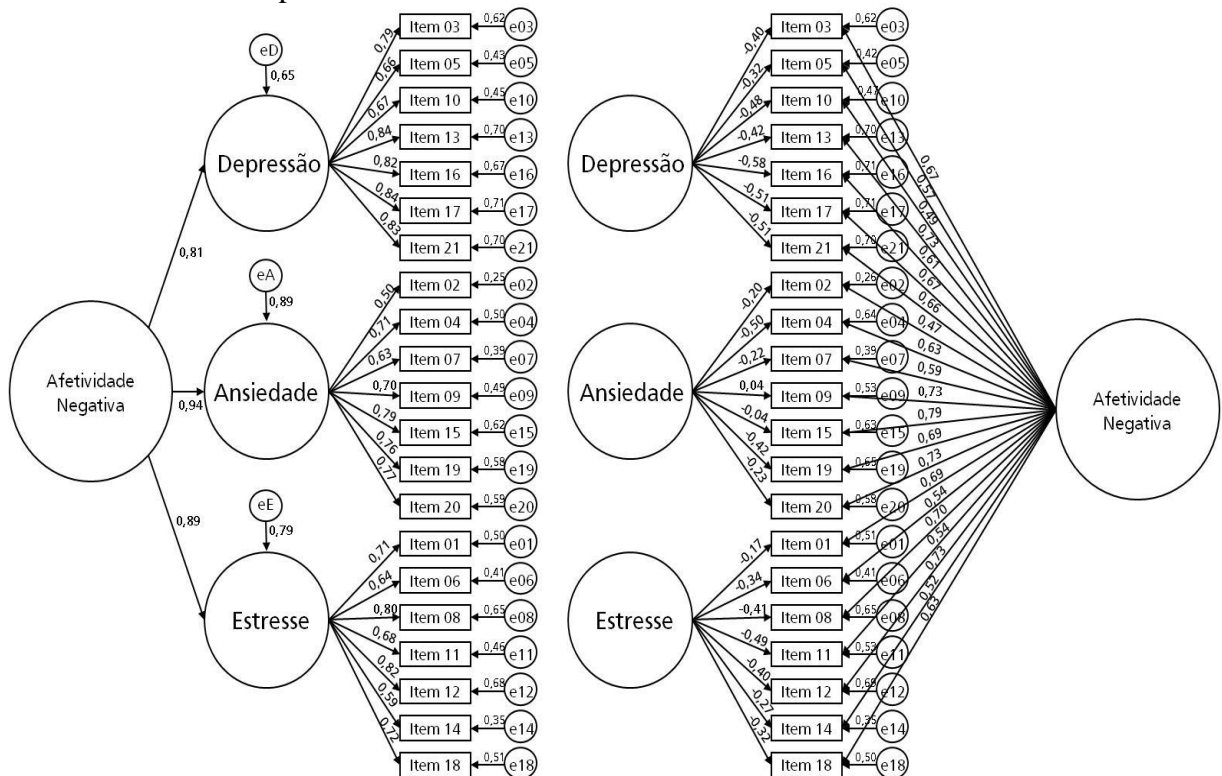


Tabela 1 – Coeficientes de Ajustes dos Modelos da DASS-21 Testados de Estudos Anteriores e Atual

Estudo	Modelo	χ^2/gl	CFI	TLI	SRMR	RMSEA (LO90-HI90)	AIC
Osman et al. (2012)							
	1 unidimens.	3,14	0,83	0,81	0,067	0,072 (0,066-0,079)	17.373,32
	3 oblíquos	1,71	0,95	0,94	0,047	0,042 (0,034-0,049)	16.981,67
	2ª Ordem	1,71	0,95	0,94	0,047	0,042 (0,034-0,049)	16.981,67
	Bifator	1,57	0,96	0,95	0,040	0,037 (0,028-0,046)	16.938,07
Patias et al. (2016)							
	1 unidimens.	3,41	0,91	0,90	-	0,075 (0,068-0,081)	
	2 oblíquos	2,18	0,95	0,95	-	0,052 (0,045-0,059)	
	3 oblíquos	1,97	0,96	0,96	-	0,047 (0,040-0,054)	
Zanon et al. (2020)							
	1 unidimens.		0,88			0,113	
	3 oblíquos		0,96			0,068	
	2ª Ordem		0,96			0,068	
	Bifator		0,98			0,050	
Atual							
	1 unidimens.	4,03	0,81	0,79	0,075	0,110 (0,102-0,118)	844,96
	3 oblíquos	2,01	0,94	0,93	0,051	0,064 (0,054-0,073)	463,77
	2ª Ordem	2,01	0,94	0,93	0,051	0,064 (0,054-0,073)	463,77
	Bifator	1,85	0,95	0,94	0,042	0,058 (0,048-0,068)	436,56

A validade convergente, conforme Fornell e Larcker (1981), foi avaliada por meio das médias das variâncias dos itens explicadas pelo fator, chamada de Variância Média Extraída (VME). Em ambos os modelos (DASS-21_{três fatores oblíquos} e DASS-21_{2ª ordem}), os fatores Depressão e Estresse apresentaram validade convergente ($VME \geq 0,50$), mas o fator Ansiedade ficou um pouco aquém (Tabela 2).

A respeito da validade discriminante, foi avaliado se os itens que representam um fator são suficientemente independentes dos outros fatores. As VMEs dos três fatores deveriam superar os valores dos quadrados das correlações entre eles (Hair et al., 2018). Contudo, em ambos os modelos testados, DASS-21_{três fatores oblíquos} e DASS-21_{2ª ordem}, os fatores não se apresentaram suficientemente discriminativos entre si (Tabela 2).

Tabela 2 – Matriz das Correlações, VMEs dos fatores da DASS-21_{2ª ordem}, CCs, Alfas de Cronbach e CCI, Médias e Desvios Padrão

Fatores	1	2	3	4	CC	Alfa	CCI (IC95%)	M	DP
1 Depressão	0,60				0,91	0,91	0,70 (0,58-0,80)	9,20	6,09
2 Ansiedade	0,83	0,48			0,86	0,87	0,72 (0,60-0,82)	7,15	5,36
3 Estresse	0,78	0,91			0,87	0,88	0,64 (0,49-0,76)	11,44	5,15
4 Afetividade Negativa	0,88	0,90	0,50		0,96	0,94	0,74 (0,61-0,82)	27,79	14,71
	0,60	0,88	0,53	0,91	0,91	0,91	0,70 (0,58-0,80)		

Nota. Em negrito as VMEs. VME = variância média extraída. CC = confiabilidade composta. CCI = coeficiente de correlação intraclasse. IC95% = intervalo de confiança de 95%. M = Média. DP = Desvio Padrão.

A fidedignidade do modelo DASS-21_{2ª ordem} foi calculada por meio do Coeficiente de Confiabilidade Composta (CC) e do Coeficiente Alfa de Cronbach, que revelaram valores adequados de consistência interna. O teste-reteste com 77 participantes e intervalo de 25 a 39 dias, apurou coeficientes de correlação intraclasse que indicam boa estabilidade temporal para a medida (Tabela 2).

As correlações dos fatores Depressão, Ansiedade e Estresse da DASS-21 entre si mesmos variaram de 0,78 a 0,91. As correlações destes fatores com a dimensão global da DASS-21 variaram de 0,88 a 0,90. Ainda na perspectiva da Estatística Clássica, o escore global da subescala Neuroticismo do IGFP-5 (α de Cronbach = 0,85) apresentou correlações significativas com o escore global da DASS-21 ($r = 0,57$; $p < 0,01$) e com os escores dos fatores Depressão ($r = 0,45$; $p < 0,01$), Ansiedade ($r = 0,48$; $p < 0,01$) e Estresse ($r = 0,58$; $p < 0,01$).

Embora os ajustes dos modelos DASS-21_{três fatores oblíquos} e DASS-21_{2ª ordem} tenham sido bons, a elevada correlação e a insuficiente evidência de validade discriminante entre os fatores justificaram análises adicionais. Foi realizada uma AFC do modelo da DASS-21_{bifator} (Figura 2). O modelo bifator assume que a covariância entre um conjunto de itens pode ser explicada por um conjunto de fatores ortogonais incluindo um fator global e fatores específicos, ou seja, de forma independente (Reise, 2012). Os resultados da AFC revelaram que todos os 21 itens da DASS-21 saturaram com cargas fatoriais mais elevadas na dimensão global do que nos fatores específicos (Figura 2), ficando evidente a existência de uma dimensão global. Somado a isto, alguns itens não apresentaram cargas fatoriais suficientes ($\geq 0,32$) para representar os construtos das dimensões específicas, embora todas elas tenham se mostrado significativas ($p < 0,05$). Os índices obtidos também revelaram um bom ajuste deste modelo aos dados empíricos superando os modelos testados antes (Tabela 1).

Os ajustes dos modelos DASS-21_{2ª ordem} e DASS-21_{bifator} foram comparados. $\Delta\chi^2 = \chi^2_{2ª ordem} - \chi^2_{bifator}$. $\Delta\chi^2 = 373,766 - 310,558 = 63,208$, com $186 - 168 = 18$ gl. Na tabela de Distribuição de Qui-quadrado para $\alpha = 0,05$ encontra-se um $\chi^2_{0,95(18)} = 28,869 < \Delta\chi^2 = 63,208$, demonstrando que o ajuste do modelo DASS-21_{bifator} aos dados empíricos foi superior ao ajuste dos modelos DASS-21_{2ª ordem} e DASS-21_{três fatores oblíquos}.

Contudo, há evidências de que os índices tradicionais de ajuste geral tendem a favorecer os modelos bifator em detrimento de outros modelos (Gignac, 2016). Assim, foi necessário avaliar a robustez do fator global e dos fatores específicos por meio de índices estatísticos adicionais. A variância comum explicada é uma estatística útil porque revela a variância atribuível à dimensão global da variância comum total do modelo testado (Bentler, 2009). Dados exatamente unidimensionais (teóricos) são o exemplo mais extremo e chegam ao valor

1,0. No presente estudo, o fator global com três fatores específicos foi melhor ajuste aos dados empíricos. O cálculo da variância comum explicada para este modelo DASS-21 bifator revelou que o fator global foi responsável por 65% da variância comum explicada, o fator Depressão, 16%, o fator Ansiedade, 9%, e o fator Estresse, 8%. Ou seja, estes índices indicam que a maioria substancial da variância comum dos dados foi explicada pelo fator global (Afetividade Negativa) e que os fatores específicos (Depressão, Ansiedade e Estresse) tiveram participações mais fracas.

O ômega hierárquico (ω_H) calculado foi: $\omega_{HGlobal} = 0,87$, $\omega_{HDepressão} = 0,32$, $\omega_{HAnsiedade} = 0,09$ e $\omega_{HEstresse} = 0,21$. Os coeficientes Hh foram os seguintes: $Hh_{Global} = 0,94$, $Hh_{Depressão} = 0,67$, $Hh_{Ansiedade} = 0,41$ e $Hh_{Estresse} = 0,52$. A porcentagem de correlações não contaminadas (PUC) foi 0,70. Baseado na avaliação conjunta destes índices, a DASS-21 pode ser considerada predominantemente unidimensional (Dominguez-Lara, 2016; Dominguez-Lara & Rodriguez, 2017).

2.4 Discussão

O presente estudo investigou as evidências da estrutura latente da DASS-21, bem como seus indicadores de validade convergente e discriminante e índices de fidedignidade em uma amostra brasileira. Após a Análise Fatorial Confirmatória, observou-se que o modelo hierárquico (um fator global de segunda ordem e três fatores de primeira ordem) e o modelo de três fatores oblíquos apresentaram idênticos indicadores de bom ajuste.

Contudo, apesar de adequada confiabilidade individual dos itens e da convergência deles aos fatores que pertencem, por meio do cálculo da VEM, não houve evidência de suficiente validade discriminante entre os fatores da DASS-21. Martins et al. (2019) e Patias et al. (2016) relataram resultados semelhantes em outras amostras brasileiras. Uma possível explicação é a elevada sobreposição clínica dos sintomas da depressão, da ansiedade e do estresse (Lovibond & Lovibond, 1995), levando a uma alta correlação entre esses fatores. Esses indicadores parecem sugerir a presença hegemônica de um fator comum (Afetividade Negativa) para a DASS-21. Ou seja, há indicativos de que o instrumento possa ser predominantemente unidimensional, resultado semelhante àqueles encontrados por Osman et al. (2012) e Zanon et al. (2020).

Para dirimir essas dúvidas, foram utilizados recursos analíticos baseados nos modelos bifator. Na análise confirmatória, o teste do modelo DASS-21_{bifator} apresentou os melhores índices de ajuste aos dados. O teste de comparação ($\Delta\chi^2$) com os modelos DASS-21_{três fatores}

obliquos e DASS-21^{2ª ordem} demonstrou a superioridade do ajuste do modelo DASS-21^{bifator}. Análises estatísticas adicionais, como variância comum explicada e estimativa de ômega hierárquico, indicaram que a DASS-21 seria mais bem utilizada como um escore geral de Afetividade Negativa ao invés de três fatores separados de depressão, ansiedade e estresse.

É fato que a DASS-21 foi construída para avaliar as múltiplas dimensões da depressão, ansiedade e estresse (Lovibond & Lovibond, 1995). No entanto, as evidências geradas no estudo atual com escores de participantes brasileiros sugerem que a medida é predominantemente unidimensional, corroborando os resultados encontrados por Osman et al. (2012) e Zanon et al. (2020). Deste modo, embora seja possível identificar quatro construtos para a estrutura latente da DASS-21 (i.e., depressão, ansiedade, estresse e afetividade negativa), os resultados deste estudo assinalam que os fatores específicos são variações menores de um fator global.

O atual sistema diagnóstico utilizado na pesquisa e na prática psiquiátrica considera os transtornos mentais como categóricos e independentes, contudo, resultados como os encontrados no presente estudo indicam que estados depressivos, ansiosos e de estresse são mais bem compreendidos como variações menores de uma síndrome subjacente mais ampla, assim como sinalizado por Barlow et al. (2016). Outros estudos que investigaram a estrutura latente de instrumentos medindo diferentes sintomas psicopatológicos também confirmaram a presença de um fator global em crianças, adolescentes e adultos, indicando a existência de uma vulnerabilidade comum a todas as formas de psicopatologia (Caspi & Moffitt, 2018; Laceulle, Chung, Vollebergh, & Ormel, 2020; Martel et al., 2016).

Alguns autores sugerem a adoção da nomenclatura fator geral ‘p’ para o fator global de psicopatologia, em analogia ao fator ‘g’ de inteligência (Caspi & Moffitt, 2018). Nos estudos sobre habilidades cognitivas, embora seja encontrada a existência de fatores específicos (e.g., habilidade verbal, habilidade visual e velocidade de processamento), um único fator (i.e., fator ‘g’) é capaz de sumarizar o desempenho dos participantes nos diferentes testes utilizados, sendo possível traçar um paralelo ao que vem sendo observado sobre o fator global de psicopatologia (Caspi & Moffitt, 2018).

Na prática clínica, o fator comum a diferentes sintomas pode sugerir processos transdiagnósticos para o desenvolvimento de transtornos emocionais (i.e., mecanismos que desempenham um papel importante na etiologia, manutenção e evolução de diferentes estados psicopatológicos), tornado possível uma abordagem unificada de tratamento (Barlow et al., 2016; Falcone & Gonçalves, 2019). Protocolos padronizados focando processos transdiagnósticos vêm sendo apontados como ferramentas eficientes e efetivas para o tratamento de diferentes transtornos mentais, alguns, inclusive, demonstrando maior eficácia quando comparados a protocolos específicos (ver Egan, Wade, Shafran, & Antony, 2014).

Embora considerem que os estudos a esse respeito ainda sejam recentes e que qualquer prescrição relacionada a tratamento seja prematura, Caspi e Moffitt (2018) encorajaram pesquisas clínicas sobre a eficácia de intervenções transdiagnósticas — psicoterápicas e farmacológicas — como a primeira linha de tratamento, nas quais pacientes que não apresentam melhora significativa são encaminhados para tratamentos específicos.

A existência de um fator global para psicopatologia também tem especial relevância no que se refere à prevenção de doenças. Como observado, o fator ‘p’ pode sugerir a presença de uma vulnerabilidade ao desenvolvimento de toda e qualquer condição psicopatológica. Portanto, estratégias de prevenção que foquem estes fatores de risco comuns tenderão a ser mais abrangentes do que estratégias voltadas para a prevenção de transtornos específicos (Caspi & Moffitt, 2018).

As correlações moderadas entre o Neuroticismo e os fatores da DASS-21, principalmente o global, revelam boa validade convergente do instrumento. Relações semelhantes foram encontrados por outros autores (Barroso, Baptista, & Zanon, 2018; Gurtman, Mcnicol, & McGillivray, 2014). Em relação à fidedignidade, os índices de consistência interna dos fatores da DASS-21, por meio de alfa de Cronbach e Confiabilidade Composta, foram satisfatórios e assemelharam-se aos obtidos por outros estudos (Daza et al., 2002; Osman, 2012; Patias et al., 2016). A fidedignidade representada pela estabilidade temporal da DASS-21 apresentou bons índices, sugerindo que os construtos avaliados não variaram sistematicamente nos intervalos estudados, como encontrado por outros autores (Bottesi et al., 2015). Todos os indicadores de fidedignidade do fator global (afetividade negativa) foram mais elevados do que os das subescalas.

Em síntese, os resultados atuais indicam que a DASS-21 apresentou evidências de uma estrutura unidimensional, de relação com variável correlata, de consistência interna e estabilidade temporal, com participantes brasileiros. Cumpre registrar, porém, que o presente estudo apresenta algumas limitações em relação à amostragem não probabilística e composta exclusivamente por estudantes universitários, na maioria do sexo feminino, o que pode dificultar generalizações para a população. Os resultados, portanto, terão que ser considerados dentro destes limites. Sugere-se que estudos futuros investiguem a validade da DASS-21 em amostras brasileiras mais abrangentes e com características diferentes da aqui apresentada, como adultos, idosos e, principalmente, com amostras clínicas. Vale destacar ainda que, embora avalie sintomas depressivos, ansiosos e do estresse, a DASS-21 não se destina a ser um instrumento diagnóstico. Apesar de tais limitações, acredita-se que as evidências geradas neste estudo representam uma contribuição para o avanço na investigação da afetividade negativa.

3 ADAPTAÇÃO TRANSCULTURAL DO *CLINICAL PERFECTIONISM QUESTIONNAIRE* (CPQ) PARA BRASILEIROS²

Resumo

Os objetivos deste artigo são a adaptação transcultural e a avaliação das propriedades psicométricas da versão brasileira do Clinical Perfectionism Questionnaire (CPQ), escala que avalia a tendência da pessoa perseguir elevados padrões de exigência autoimpostos e as consequências subjetivas decorrentes de alcançá-los ou não. O instrumento original foi traduzido para o português e retro-traduzido para o inglês. A versão preliminar foi julgada por um dos autores do instrumento e por especialistas brasileiros, gerando indicadores de validade de conteúdo. A versão final foi aplicada em uma amostra de 250 estudantes universitários brasileiros, com idades entre 18 e 60 anos ($M=24,9$, $DP=8,63$), majoritariamente do sexo feminino (76%). Na Análise Fatorial Exploratória, os dados revelaram uma estrutura bidimensional, e as demais propriedades psicométricas, como consistência interna e validade em relação a outras variáveis, mostraram-se adequadas para o instrumento. Análises adicionais de congruência unidimensional reforçaram a multidimensionalidade da medida.

Palavras-chave: Perfeccionismo; Traços De Personalidade; Tradução; Validade Do Teste; Psicometria.

3.1 Introdução

A atenção dada ao perfeccionismo vem crescendo, principalmente porque essa variável tem se destacado como um processo transdiagnóstico, ou seja, um conjunto de aspectos cognitivos ou comportamentais que desempenham um papel importante na etiologia, na manutenção e no curso de diversos estados psicopatológicos (Egan, Wade, & Shafran, 2011; Egan, Wade, Shafran, & Antony, 2014; Shafran, Cooper, & Fairburn, 2002). Além disso, a presença do perfeccionismo tem sido apontada como um obstáculo para o tratamento de diversos transtornos mentais, por exemplo, prejudicando o engajamento bem-sucedido do paciente (Egan et al., 2011; Shafran et al., 2002).

O perfeccionismo pode ser definido como um traço de personalidade caracterizado pelo estabelecimento de elevados padrões de autoexigência e esforço para alcançar a perfeição (i.e.,

² Este estudo foi aceito para publicação em periódico científico. Sua versão original está na língua inglesa. Referência: Rocha, L. F. D.; Hernandez, J. A. E.; Falcone, E. M. O.; Peluso, M. L. (in press). Cross-cultural adaptation of the Clinical Perfectionism Questionnaire (CPQ) for Brazilians. *PSICO-USF*. (ver Apêndice B).

estado sem erros), em geral, acompanhado de autocrítica (Stoeber, 2018). Nesse contexto, um indivíduo perfeccionista tem critérios exigentes para definir o seu sucesso, se esforça para atingir altos padrões e evitar o fracasso — ou julga como fracasso — e faz avaliações críticas sobre seu comportamento e valor próprio.

Embora, várias vezes, o perfeccionismo seja referido no singular, um número crescente de estudos sugere que seus componentes se dividam em duas dimensões correlacionadas, denominadas, hegemonicamente, Esforços Perfeccionistas (EP) e Preocupações Perfeccionistas (PP) (Stoeber, 2018). A primeira cobre cognições e comportamentos relacionados ao estabelecimento de elevados padrões de autoexigência e à sua perseguição, enquanto a segunda inclui cognições e comportamentos relativos a imperfeições e suas consequências negativas (Stoeber, 2018, 2020). Em outras palavras, a dimensão EP é baseada na expectativa de perfeição e motivação para fazer o melhor, enquanto a dimensão PP está ligada ao medo de falhar e às motivações para evitar o erro (Slade & Owens, 1998; Stoeber, 2020). Embora possa parecer, inicialmente, que uma dimensão é positiva e outra negativa, essa deve ser uma questão empírica, isto é, se e em que grau as dimensões do perfeccionismo são adaptativas ou desadaptativas dependem de pesquisa que as relacionam a outras variáveis.

Neste sentido, uma das principais contribuições da perspectiva bidimensional do perfeccionismo é a constatação de que cada uma das dimensões apresenta relações distintas com os sintomas e condições psicopatológicas (Stoeber, 2020). Uma meta-análise realizada com 284 estudos empíricos — a maioria transversal — revelou que ambas as dimensões perfeccionistas estão positivamente correlacionadas a desfechos psicopatológicos (i.e., transtornos mentais, sintomas de transtornos mentais e desfechos relacionados à psicopatologia, como ideação suicida e sofrimento psicológico geral) (Limburg, Watson, Hagger e Egan, 2016). Isso significa que, quanto mais altos são os níveis de EP e PP, maiores são os níveis de indicadores de desajuste psicológico. No entanto, os valores de efeito único do PP mostraram-se superiores aos do EP, após o controle da sobreposição dessas dimensões ($\beta \leq 0,70$ e $\beta \leq 0,25$, respectivamente). Os autores concluíram, portanto, que os EP estão menos relacionados à psicopatologia quando comparados às PP, e ambas as dimensões perfeccionistas estão positivamente correlacionadas entre si, o que tende a inflar a relação do EP com indicadores de psicopatologia. Dessa forma, é necessário que estudos que abordem a análise da relação entre perfeccionismo e psicopatologia verifiquem o efeito único de cada uma das dimensões (Limburg et al., 2016; Stoeber, 2020).

Resultados semelhantes foram encontrados por outra metanálise que investigou a relação longitudinal entre perfeccionismo e sintomas de depressão em 10 estudos com amostras

diferentes (Smith et al., 2016). Após o controle dos sintomas de depressão na linha de base, tanto EP quanto PP revelaram um pequeno efeito sobre os sintomas de depressão ao longo do tempo. No entanto, após o controle de PP na linha de base, a dimensão EP não previu mais os sintomas de depressão, indicando que a dimensão EP concedeu vulnerabilidade aos sintomas de depressão por meio da sobreposição com as PP.

Outra meta-análise verificou a relação entre perfeccionismo e sintomas de ansiedade em 11 estudos longitudinais com diferentes amostras (Smith, Vidovic, Sherry, Stewart e Saklofske, 2018). A dimensão PP e, em menor medida, EP previu um aumento nos sintomas de ansiedade ao longo do tempo. Não obstante, os efeitos observados foram de pequena magnitude marginal após o controle dos sintomas de ansiedade no início do estudo.

Uma vez que o perfeccionismo tem sido associado a uma gama de indicadores psicopatológicos, além de ser capaz de criar obstáculos no tratamento psicoterápico e possuir duas dimensões com relações distintas com os desfechos psicopatológicos, avaliá-lo com precisão é essencial para o avanço do conhecimento científico neste campo e no desenvolvimento de uma prática baseada em evidências em psicologia. Dentre os instrumentos disponíveis para avaliar o perfeccionismo, destaca-se o *Clinical Perfectionism Questionnaire* (CPQ) (Fairburn, Cooper, & Shafran, 2003).

O CPQ foi desenvolvido visando a mensuração do perfeccionismo por meio de uma conceituação cognitivo-comportamental, em que esse construto é definido como uma subordinação do valor pessoal à capacidade de atingir níveis de demandas elevados e autoimpostos (Shafran et al., 2002). Assim, de acordo com o processamento cognitivo do perfeccionismo clínico, alcançar altos padrões de exigência concede autovalor, ao passo que não alcançá-los evoca pensamentos sobre ser um fracasso como pessoa (Fairburn et al., 2003; Shafran et al., 2002). Com base nisso, os 12 itens do CPQ medem a tendência de uma pessoa em perseguir padrões auto-exigentes e as consequências subjetivas proporcionadas por alcançá-los ou não (Egan et al., 2014).

O principal diferencial do CPQ é que ele busca medir as características centrais do perfeccionismo (Shafran et al., 2002). Para Shafran et al. (2002), muitos itens de outras escalas não avaliam elementos integrais do perfeccionismo, mas avaliam construtos relacionados, como crenças sobre os padrões de outras pessoas e a percepção de que outros pressionam o indivíduo a ser perfeito. Além disso, CPQ foi construído com base em um referencial clínico do perfeccionismo, ou seja, ele captura os principais aspectos psicopatológicos do perfeccionismo, como medo mórbido de fracasso, pensamento dicotômico (i.e., operacionalização das normas

na forma de regras que, ou são atendidas ou não), e abstração seletiva (i.e., prestar mais atenção à informação negativa relevante ao perfeccionismo do que à informação positiva).

Embora o perfeccionismo clínico tenha sido teoricamente conceituado como unidimensional por Shafran et al. (2002), estudos de validação que investigaram a estrutura latente do CPQ não são consensuais quanto ao número de fatores. A maioria dos estudos com diferentes amostras encontrou a presença de dois fatores semelhantes às dimensões EP e PP (Dickie, Surgenor, Wilson, & McDowall, 2012; Egan et al., 2016; Moloodi, Pourshahbaz, Mohammadkhani, Fata, & Ghaderi, 2017; Stoeber & Damian, 2014). Ou seja, um fator compreende os itens relacionados aos padrões exigentes, enquanto o outro abrange os itens referentes à falha e suas consequências. No entanto, estudos mais recentes revelaram um fator global para o instrumento para além de fatores específicos através de uma abordagem bifatorial (Howell, Anderson, Egan, & McEvoy, 2020; Prior et al, 2018).

Dickie et al. (2012), por meio da análise de componentes principais (ACP) e rotação varimax, encontraram os dois fatores mencionados. No entanto, os itens 8 (fazer apenas o suficiente para sobreviver) e 7 (julgar a si mesmo com base na capacidade de atingir padrões elevados) foram removidos devido à baixa correlação item-total e carga cruzada, respectivamente. A ACP de Stoeber e Damian (2014) encontrou resultados semelhantes, mas com quatro dos 12 itens apresentando carga cruzada. Esses pesquisadores realizaram uma Análise Fatorial Exploratória (AFE) e os resultados também revelaram dois fatores, mas as cargas cruzadas nos itens 7 e 8 persistiram.

Egan et al. (2016), por meio da AFE, realizaram dois estudos: um com amostra não clínica e outro com amostra de indivíduos com Transtornos Alimentares. Soluções de dois fatores para o CPQ foram extraídas em ambos os estudos, mas os itens 1, 7 e 8 apresentaram carga cruzada. A consistência interna da medida foi adequada, bem como a capacidade discriminativa entre as amostras clínicas e não clínicas. Moloodi et al. (2017), por meio da Análise Fatorial Confirmatória (AFC), encontraram resultados semelhantes em relação às propriedades psicométricas do CPQ.

Em outra amostra composta por pacientes com Transtornos Alimentares, Prior et al. (2018) testaram, por meio do AFC, três modelos de CPQ: unidimensional, dois fatores oblíquos e bifator. O ajuste foi revelado como ruim para os dois primeiros modelos, e o modelo bifator não conseguiu convergir. Após a exclusão dos itens 2 e 8, um modelo bifatorial apresentou bom ajuste aos dados: um fator global com 10 itens e um fator específico (EP) com sete itens.

Da mesma forma, Howell et al. (2020) comparou o fator único, dois fatores e modelos bifatoriais com os escores da versão de 10 itens do CPQ (i.e., sem os itens 2 e 8). Os resultados

também forneceram maior suporte ao modelo bifator, com um global e dois fatores específicos. Análises adicionais foram realizadas para verificar se o instrumento é predominantemente unidimensional. Dos quatro indicadores gerados para esse fim, dois (i.e., Omega e Coeficiente H) indicaram uma predominância do fator global, enquanto os outros dois (i.e., Porcentagem de correlações não contaminadas e variância comum explicada) não confirmaram a unidimensionalidade do instrumento.

Em resumo, a estrutura fatorial do CPQ não é consensual. A maioria dos estudos encontrou duas dimensões, assim como outros instrumentos que medem perfeccionismo. De acordo com os resultados desses estudos, EP e PP medidos pelo CPQ são dois fatores diferentes, porém relacionados entre si — correlações entre 0,23 e 0,48 (Dickie et al., 2012; Egan et al., 2016; Stoeber & Damian, 2014). Alguns itens apresentaram carga fatorial substancial em ambos os fatores (i.e., 1 ‘esforçar-se duramente para atender objetivos’, 7 ‘julgar-se com base na capacidade de atingir elevados padrões’ e 8 ‘fazer apenas o suficiente para sobreviver’), indicando uma capacidade não discriminativa (Dickie et al., 2012; Egan et al., 2016; Stoeber & Damian, 2014).

Em outra direção, dois estudos recentes descobriram que o modelo bifator tem bons indicadores de ajuste com base em AFC, o que sugere a coexistência de fatores específicos e global (Howell et al, 2020; Prior et al, 2018). Neste sentido, os dois específicos fatores do CPC (i.e., EP e PP) poderiam ser combinados num fator geral de que captura todos os itens.

Além das análises de estrutura fatorial, os itens reversos (i.e., 2 ‘tendência a se concentrar no que tem alcançado, e não naquilo que não conseguiu alcançar’ e 8) demonstraram pouco impacto sobre a pontuação global por meio do cálculo *Item-Total Correlation*, sugerindo que eles fazem não contribuem significativamente para a pontuação global do CPQ (Dickie et al., 2012; Moloodi et al., 2017; Stoeber & Damian, 2014). A consistência interna dos fatores mostrou-se aceitável pelo alfa de Cronbach em todos os estudos de validação ($0,69 \leq \alpha \leq 0,80$). Um estudo investigou a estabilidade temporal do instrumento, encontrando índices moderados de confiabilidade (Dickie et al., 2012).

Conforme proposto por Shafran et al. (2002), o CPQ visa captar os elementos mais centrais e patológicos do perfeccionismo, por meio de uma conceituação cognitivo-comportamental. Neste sentido e considerando que o perfeccionismo (ou, pelo menos, um dos seus factores) é transdiagnostico, este instrumento pode ser utilizado como um importante indicador clínico para a prevenção e o tratamento de várias desordens mentais. No entanto, como isso foi observado, algumas questões permanecem em aberto sobre suas propriedades psicométricas, especialmente a sua estrutura fatorial. Assim, a fim de contribuir para o

preenchimento das lacunas anteriormente mencionadas, os objetivos deste artigo são a adaptação transcultural (Estudo 1) e a avaliação das propriedades psicométricas (Estudo 2) da versão brasileira do CPQ.

3.2 Estudo 1

O presente estudo tem como objetivo a adaptação transcultural do CPQ com 12 itens para brasileiros, que consiste na sua tradução para o português e verificação da validade de conteúdo.

3.2.1 Métodos

Em consonância com a literatura científica sobre adaptação transcultural de instrumentos (Pacico, 2015; Pasquali, 2013), foram realizadas as seguintes etapas:

Etapa 1 - Tradução direta: a tradução do idioma original (i.e., inglês) para o português foi realizada por dois tradutores com proficiência em inglês, cuja língua materna é o português brasileiro. O primeiro tradutor foi um psicólogo com experiência clínica e foi informado sobre a finalidade da escala. O segundo não foi informado sobre o construto medido pelo instrumento, tampouco é profissional da Psicologia ou Ciências da Saúde. Este tradutor é denominado 'tradutor leigo' e é recrutado com o objetivo de oferecer uma linguagem mais próxima da população em geral, já que não tem influência da área do conhecimento. As traduções foram realizadas de forma independente.

Etapa 2 - Síntese: as duas versões da escala, produzida na etapa anterior, foram comparadas por uma comissão composta pelo primeiro autor, sua orientadora de doutorado e os alunos de doutorado de seu grupo de pesquisa visando a uma versão consensual. Essa versão preliminar foi, então, comparada item a item com a versão original da escala, respeitando o significado original.

Etapa 3 - Retrotradução: a versão consensual foi retrotraduzida para o idioma original por um tradutor com proficiência em português, cuja língua materna é o inglês, completamente desconhecido da escala original e sem conhecimento prévio de Psicologia ou Ciências da Saúde. A versão retrotraduzida foi, então, enviada aos autores da escala original, para verificação se os itens refletiam o mesmo conteúdo dos originais.

Etapa 4 – Avaliação dos juízes: a versão preliminar do instrumento em português foi submetida à avaliação de cinco juízes qualificados (psicólogos, doutores em Psicologia e com

especialização teórica e prática em Psicologia Clínica). Estes juízes classificados de cada item através de uma escala do tipo Likert de 1 (“muito pouco”) a 5 (“muito), sobre a clareza da linguagem, relevância teórica, e pertinência prática. A partir dessas pontuações, foi calculado o Coeficiente de Validade de Conteúdo (Hernández Nieto, 2002) para cada item (item do CVC) e o instrumento como um todo (CVC total). O cálculo do erro para cada item também foi realizado a fim de eliminar possíveis vieses dos juízes. Hernández Nieto (2002) recomendou que os CVC aceitáveis devem apresentar valores iguais ou superiores a 0,80, o que indica 80% de concordância entre os juízes.

Etapa 5 - Grupos de discussão: foram organizados três grupos de discussão com alunos de graduação para avaliação da semântica dos itens. Cada item foi apresentado e os participantes descreveram, com suas próprias palavras, o que entenderam. Os itens que apresentaram consenso quanto à compreensão foram mantidos.

3.2.2 Resultados e discussão

Em relação ao CVC total, a clareza da linguagem foi de 0,94, a relevância teórica foi de 0,98 e a pertinência prática foi de 0,98, indicando validade de conteúdo satisfatória. Basicamente, todos os itens em português alcançaram item do CVC superior a 0,80 nas três dimensões avaliadas, sugerindo alta concordância entre os avaliadores. A única exceção foi o item 8, referente à dimensão clareza de linguagem (item do CVC = 0,76). Nesse caso, o item foi reformulado de acordo com as sugestões dos juízes. Na etapa seguinte, todos os itens apresentaram compreensão boa e consensual entre os participantes dos grupos de discussão, não necessitando, portanto, de alterações.

3.3 **Estudo 2**

Após a fase de validade de conteúdo, o CPQ foi respondido por uma amostra de universitários e as pontuações foram submetidos a análises estatísticas, a fim de examinar as propriedades psicométricas do instrumento, tais como a sua estrutura fatorial, consistência interna e validade em relação a outras variáveis. Uma vez que a presente pesquisa faz parte de uma gama maior de estudos, a mesma base de dados do Capítulo 2 foi analisada aplicando-se diferentes questões de pesquisa e diferentes abordagens analíticas, conforme sugerido por Fine e Kurdek (1994) e por Kirkman e Chen (2011).

3.3.1 Método

3.3.1.1 Participantes

Participaram deste estudo 250 universitários brasileiros, com idades entre 18 e 60 anos ($M = 24,9$; $DP = 8,63$), sendo 76% do sexo feminino ($n = 190$), 23,2% do sexo masculino ($n = 58$), 0,4% mulher trans ($n = 1$) e 0,4% neutra ($n = 1$). Em relação ao estado civil, 84,8% declararam ser solteiros ($n = 212$), 13,6% casados ($n = 34$), 1,2% divorciados ou separados ($n = 3$) e 0,4% viúvos ($n = 1$). Em relação à região de origem dos respondentes, 88,8% são da região sudeste do país ($n = 222$), 9,2% do sul ($n = 23$), 1,6% do nordeste ($n = 4$) e 0,4% do centro-oeste ($n = 1$). Do total de participantes, 77 responderam ao instrumento novamente entre 25 e 39 dias do primeiro dia de coleta ($M = 30,64$; $DP = 2,71$).

3.3.1.2 Instrumentos

Foi aplicado o CPQ adaptado no Estudo 1. O instrumento é composto por 12 itens que examinam a frequência de alguns comportamentos e cognições relacionados ao perfeccionismo nos últimos 30 dias (e.g., “nos últimos 30 dias, alguém disse que seus padrões estavam muito altos?”). O respondente deve indicar a resposta por meio de uma escala do tipo Likert de 1 (Nenhuma vez) a 4 (Sempre). Os itens 2 e 8 são reversos.

Também foi aplicada a Escala de Desejabilidade Social de Marlowe-Crowne - versão resumida. A escala se propõe a medir a propensão dos participantes em responder enviesadamente às questões apresentadas, segundo o que é mais socialmente aceitável ou aprovado. É composto por 13 itens que retratam comportamentos culturalmente desejáveis, mas, improváveis, em que a pessoa deve indicar se o item a descreve (verdadeiro ou falso). A resposta dada em cada frase é analisada e transformada em pontuação “0” ou “1”, de acordo com o crivo fornecido. A pontuação total da escala é obtida pela simples adição de pontuações individuais. Quanto maior a pontuação, maior a tendência do participante em responder às questões enviesadamente. Na adaptação transcultural para amostras brasileiras (Ribas, Seidl-de-Moura, & Hutz, 2004), a versão curta exibiu um $KR20 = 0,70$ e uma correlação muito forte com a escala ampliada ($r = 0,90$; $p < 0,001$).

Por fim, foi utilizada a *Depression, Anxiety and Stress Scales — Short Form* (DASS-21) de Lovibond e Lovibond (1995), adaptada para a população brasileira por Vignola e Tucci (2004). É um instrumento de autorrelato composto por 21 itens divididos igualmente entre as

subescalas Depressão, Ansiedade e Estresse. O respondente deve indicar o quanto cada um se relacionou com sua realidade na última semana. As respostas são dadas em escala do tipo *Likert*, de “Não se aplica a mim de forma alguma” (0) e “Aplica-se muito a mim, ou na maioria das vezes” (3). As análises das propriedades psicométricas realizadas no Capítulo 2 revelaram bons indicadores de validade convergente, consistência interna e confiabilidade temporal da escala na amostra empregada. É possível identificar três fatores específicos (isto é, depressão, ansiedade e de stress) e um fator geral (isto é, afetividade negativa) para a estrutura latente DASS-21, embora a medida seja predominantemente uni dimensional ver Capítulo 2).

3.3.1.3 Procedimentos

Após a aprovação do projeto pelo Comitê de Ética em Pesquisa da instituição à qual este estudo está vinculado, foi elaborado um questionário *online* por meio do *Google Forms*, contendo o Termo de Consentimento Livre e Esclarecido (TCLE) e os instrumentos de pesquisa. O convite para participação no projeto foi feito por meio das redes sociais (ex: Facebook) e por e-mail para professores universitários, solicitando o envio do *link* do formulário aos seus alunos. O formulário ficou disponível para preenchimento entre dezembro de 2018 e junho de 2019. Os entrevistados levaram em média 12 minutos e 44 segundos para preencher o formulário. O recurso de respostas obrigatórias foi utilizado para todos os itens, o que evitou que o formulário fosse devolvido com valores faltantes.

Depois de concordar com a TCLE e preencher os instrumentos, o participante foi questionado sobre o interesse em participar na segunda etapa da pesquisa em momento posterior. Em caso afirmativo, o e-mail devia ser informado para contato futuro. Para os participantes que informaram o endereço de e-mail, o mesmo formulário foi enviado novamente para ser respondido em uma média de 30 dias após a primeira resposta.

3.3.1.4 Análise de dados

Os dados coletados do CPQ foram inseridos no *software* estatístico SPSS (versão 23). Inicialmente, foram realizadas as análises de distribuição multivariada e univariada dos escores, a fim de verificar a distribuição dos dados. Na etapa seguinte, foi investigada a Correlação Item-Total Corrigido (CITC) de cada item (i.e., a correlação de cada item com a soma dos demais itens), replicando Dickie et al. (2012) e Stoeber e Damian (2014). O CITC corresponde a um

indicador aplicado para verificar se cada item contribui significativamente para o escore global da escala, recomendando valores acima de 0,30 (Streiner, Norman, & Cairney, 2015).

Além disso, foi empregado o *software Factor* (versão 10.10.01) para a realização da Análise Fatorial Exploratória (AFE). Aplicaram-se os métodos de extração Matriz de Correlação Policórica e *Robust Diagonally Weighted Least Squares* (RDWLS) com rotação Promax. A decisão sobre o número de fatores a serem retidos foi feita por meio da Análise Paralela, com uma permutação aleatória dos dados observados (Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011). Além disso, foi testada a unidimensionalidade dos dados, conforme proposto originalmente por Shafran et al. (2002), através do cálculo dos indicadores Unidimensional Congruence (UniCo), variância comum explicada (VCE) e *Mean of Item Residual Absolute Loadings* (MIREAL). Para a concepção do instrumento como essencialmente unidimensional, os valores de UniCo e VCE deve ser superior a 0,95 e 0,85, respectivamente, e o valor de MIREAL deve ser inferior a 0,30 (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2018).

A consistência interna foi calculada por meio dos coeficientes de confiabilidade composta e alfa de Cronbach. É sugerido 0,70 como ponto de corte para esses indicadores (Hair, Black, Babin, Anderson, & Tatham, 2009; Streiner et al., 2015). A estabilidade temporal do instrumento foi verificada por meio do método teste-reteste, o cálculo do coeficiente de correlação Intraclass (CCI) e de seus intervalos de confiança (IC95%). Valores de CCI inferiores a 0,50 indicam confiabilidade ruim, entre 0,50 e 0,75, moderada, e entre 0,75 e 0,90, boa confiabilidade (Koo & Li, 2016).

A fim de buscar evidências de validade baseadas em relação a outras variáveis, correlações bivariadas dos escores do CPQ e escores de Desejabilidade Social foram realizadas. Correlações moderadas-altas do CPQ com a medida de desejabilidade social indicariam que os respondentes não estão respondendo com total honestidade, mas de acordo com o que é socialmente desejável (i.e., viés de resposta) (Costa & Hauck Filho, 2017; Kwak, Holtkamp, & Kim, 2019) Em contraste, as correlações baixas entre eles indicam que a Desejabilidade Social não é um fator primário que explica as respostas do CPQ.

Correlações bivariadas e parciais das pontuações CPQ com os escores da DASS-21 foram também realizadas na primeira e segunda ondas de aplicação para a finalidade de gerar outros indicadores de validade em relação a outras variáveis. Correlações parciais colaboram para verificar a relação entre duas variáveis, retirando a influência de uma terceira (Dancey & Reidy, 2018). O uso do DASS-21 como critério de validade foi optado por dois motivos: (1) outros instrumentos validados para medir o perfeccionismo em brasileiros não foram encontrados, e (2) a literatura sobre a relação entre perfeccionismo e afetividade negativa é

ampla (e.g., Limburg et al., 2016; Smith et al., 2016; Smith, Saklofske, Yan, & Sherry, 2017), permitindo comparações.

3.3.2 Resultados

A análise da distribuição multivariada dos escores apresentou distribuição não normal, uma vez que o Coeficiente de Mardia foi de 3,21 (padronizado = 1,14). No entanto, a análise da distribuição univariada das variáveis revelou valores de assimetria $<\pm 0,70$ e curtose $<\pm 1,1$, o que não representa uma violação extrema da normalidade (Tabachnick & Fidell, 2018).

Ao analisar o CITC, o item 8 apresentou coeficiente de correlação próximo a zero com o total corrigido ($r = 0,02$) e o item 2 apresentou correlação baixa ($r = -0,15$). Todos os demais itens apresentaram coeficientes CITC entre 0,31 (item 12) e 0,54 (item 5). Isso sugere que apenas os itens 2 e 8, ambos reversos, não contribuem significativamente para o escore total do CPQ.

Em relação à análise fatorial, a medida Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) apresentou índice de 0,75 e o teste de esfericidade de Bartlett de $\chi^2(66) = 571$; $p < 0,001$, ambos indicando adequação dos dados desta amostra para fatorialização. A Análise Paralela recomendou a extração de dois fatores (Tabela 3). Todos os itens carregaram substancialmente em uma das duas dimensões (carga $\geq 0,42$), exceto o item 8, que não apresentou cargas significativas em nenhum fator (Tabela 4). A solução de dois fatores foi responsável por 66,56% da VCE. Os fatores apresentaram correlação moderada e positiva entre si ($r = 0,37$). Testando a estrutura fatorial projetada por Shafran et al. (2002) e encontrado por Howell et al. (2020), os valores de Unico e VCE foram de 0,75 e 0,66, respectivamente, enquanto o valor MIREAL foi de 0,33, indicando que o instrumento não deve ser tratado como uma medida predominantemente unidimensional.

Tabela 3 – Resultados da análise paralela

Fatores	Porcentagem de variância explicada	Porcentagem de variância explicada
	de dados reais	de dados aleatórios (IC95%)
1	35.8191*	19.6082
2	19.6510*	17.0101
3	9.5389	14.9861

Nota. * O número de fatores a serem retidos é dois, já que dois fatores de dados reais apresentam % de variância explicado maior do que dados aleatórios.

Em relação aos indicadores de confiabilidade, os valores de Confiabilidade Composto e alfa de Cronbach para ambos os fatores foram superiores ao ponto de corte (Tabela 4), indicando consistência interna aceitável. A estabilidade temporal teste-reteste revelou valores de CCI de 0,70 (IC95% entre 0,56 e 0,80) para o Fator 1 (i.e., dimensão EP) e 0,59 (IC95% entre 0,42 e 0,72) para o Fator 2 (i.e., dimensão PP), sugerindo confiabilidade moderada para ambos os fatores.

Tabela 4 – Estrutura fatorial do Clinical Perfectionism Questionnaire (CPQ)

Itens	F 1	F 2
3. <i>Alguém lhe disse que seus padrões de exigência são muitos elevados?</i>	0.70	-0.08
10. <i>Você acha que as pessoas te consideraram perfeccionista?</i>	0.68	-0.16
11. <i>Você continuou tentando alcançar seus padrões de exigência, mesmo que para isso tenha que ter aberto mão de algumas coisas?</i>	0.63	-0.05
6. <i>Você aumentou seus padrões de exigência por achá-los fáceis demais?</i>	0.45	0.16
9. <i>Você checou repetidamente o quão bom você é em atingir seus padrões de exigência (e.g., comparando seu desempenho ao dos outros)?</i>	0.44	0.15
7. <i>Você avaliou seu valor com base em sua habilidade de atingir seus elevados padrões de exigência?</i>	0.44	0.23
1. <i>Você se pressionou muito para atingir seus objetivos?</i>	0.42	0.19
4. <i>Você se sentiu um fracasso como pessoa por não ter conseguido atingir seus objetivos?</i>	-0.03	0.87
5. <i>Você teve medo da possibilidade de não alcançar seus padrões de exigência?</i>	0.15	0.75
12. <i>Você evitou pôr sua capacidade à prova por medo de falhar?</i>	-0.1	0.62
2. <i>Você focou no que alcançou, ao invés de focar no que você não conseguiu alcançar?</i>	0.28	-0.54
8. <i>Você fez estritamente o que era necessário?</i>	0.19	-0.15
Variância comum explicada	4,85 (66,6%)	
Alpha de Cronbach	0,73	0,71
Confiabilidade composta	0,74	0,79
Correlações bivariadas		
Desejabilidade Social	-0,03	-0,30*
Depressão	0,20*	0,65*
Ansiedade	0,35*	0,45*
Estresse	0,43*	0,53*
Afetividade Negativa	0,36*	0,62*
Correlações Parciais		
Depressão	0,01	0,63*
Ansiedade	0,26*	0,38*
Estresse	0,34*	0,47*
Afetividade Negativa	0,24*	0,57*

Note. Factor loadings > 0,32 in bold. Extraction Method: RDWLS. Promax Rotation. * $p < 0.01$. F1 = Perfectionistic Strivings. F2 = Perfectionistic Concerns.

As correlações com a variável Desejabilidade Social foram próximas de zero e não significativas para o Fator 1 e fracas e significativas para o Fator 2 (Tabela 4), demonstrando boas evidências de validade com base na relação com outras variáveis. As correlações bivariadas dos fatores do CPQ com os escores DASS-21 coletados na primeira onda foram superiores para o Fator 2 em comparação com o Fator 1 (Tabela 4). O valor da correlação entre os escores do Fator 1 e DASS-21 diminuiu consideravelmente após o controle de sobreposição do Fator 2, por meio de correlações parciais (Tabela 4). Da mesma forma, ambos os fatores do CPQ na primeira onda se correlacionaram significativamente com os escores DASS-21 na segunda onda (Tabela 5), sendo os coeficientes do Fator 2 superiores aos do Fator 1. Ao controlar os sintomas de afetividade negativa na primeira onda por meio de correlações parciais, os coeficientes reduziram consideravelmente (Tabela 5), entretanto, o Fator 2 continuou apresentando correlações fracas.

Tabela 5 – Correlações entre a primeira onda do CPQ e a segunda onda da DASS-21

	Bivariate Correlations		Partial Correlations	
	Fator 1	Fator 2	Fator 1	Fator 2
Depressão	0.17	0.58**	0.07	0.20
Ansiedade	0.32**	0.50**	0.15	0.25*
Estresse	0.29*	0.44**	0.01	0.22*
Afetividade Negativa	0.29*	0.58**	0.07	0.23*

Nota. * p <0,05. ** p <0,01. Fator 1 = Esforços Perfeccionistas. Fator 2 = Preocupações perfeccionistas.

3.3.3 Discussão

O presente estudo analisou as propriedades psicométricas do CPQ com uma amostra de estudantes brasileiros de graduação. De maneira geral, foram investigadas a análise dos itens, estrutura fatorial, consistência interna, estabilidade temporal e validade de construto em relação às demais variáveis.

Semelhante ao encontrado por Dickie et al. (2012) e Stoeber e Damian (2014), os itens reversos (i.e., 2 e 8) demonstraram baixa contribuição para a pontuação total por meio do cálculo do CITC. Embora alguns autores incluam itens positivos e negativos na tentativa de reduzir o viés de aquiescência, fazê-lo de forma desequilibrada, como no caso do CPQ, pode reduzir a qualidade do instrumento (Roszkowski & Soven, 2010).

Uma possível explicação para essa ocorrência é que a inclusão de apenas alguns itens negativos em um questionário majoritariamente positivo parece estimular a tendência de uma interpretação errônea por parte dos entrevistados, pois ele/ela está sendo solicitado a mudar de marcha no processamento cognitivo poucas vezes, o que tende a criar um viés de resposta

(Roszkowski & Soven, 2010). Com isso, a homogeneidade da medida será prejudicada, diminuindo os indicadores de consistência interna.

Embora alguns autores, como Dickie et al. (2012) e Shu et al. (2019), tenham removido os itens 2 e 8 com base no baixo CITC, decidimos mantê-los nas análises posteriores por duas razões principais: investigar, em uma amostra brasileira, a estrutura fatorial do CPQ, incluindo todos os 12 itens e evitar a perda de informações potencialmente relevantes — especialmente no caso do item 2 que mede a abstração seletiva, um aspecto central na conceituação do perfeccionismo clínico. A fim de aumentar a participação dos itens 2 e 8 no escore total do CPQ, estudos futuros podem transformá-los em itens diretos a partir da alteração de seu conteúdo.

Em relação à estrutura latente do CPQ, a AFE sugeriu uma solução de dois fatores com a exclusão do item 8 devido à não saturação em qualquer um dos dois fatores. Itens que são semelhantes à dimensão EP (i.e., estabelecimento e perseguição de padrões elevados) carregaram no primeiro fator, enquanto itens que são semelhantes à dimensão PP (i.e., relacionados aos erros e suas consequências) carregaram no segundo. Em estudos internacionais, resultados semelhantes foram encontrados com universitários, adultos e amostras clínicas (Dickie et al., 2012; Egan et al., 2016; Molodtsov et al., 2017; Stoeber & Damian, 2014). Porém, diferentemente desses estudos, nenhum item apresentou cargas significativas em ambos os fatores, o que pode ter ocorrido devido à Matriz de Correlação Policórica e ao método de extração utilizado no presente estudo.

A predominância unidimensional da escala não foi corroborada. Há evidências que índices de ajuste geral tradicionais tendem a favorecer modelos bifatores mais de outros modelos (Gignac, 2016), como encontrado por Howell et al. (2020) e Prior et al. (2018) no caso do CPQ. Assim, é necessário avaliar a robustez do fator global usando análises estatísticas adicionais. Os resultados obtidos no presente estudo reforçam a estrutura bidimensional do perfeccionismo medido por CPQ.

Os índices de confiabilidade dos fatores do CPQ, por meio da confiabilidade composta e coeficientes alfa de Cronbach, foram satisfatórios e semelhantes aos obtidos por outros estudos (Dickie et al., 2012; Egan et al., 2016; Molodtsov et al., 2017; Stoeber & Damian, 2014). A fiabilidade representada pela estabilidade temporal dos dois fatores do CPQ apresentou índices moderados, sugerindo que os construtos avaliados não variam consideravelmente nos intervalos de tempo estudados, como encontrado por Dickie et al. (2012).

Valores próximos à zero e fracos das correlações entre CPQ e desejabilidade social garantem boas evidências de validade de construto com base na relação com outras variáveis

do instrumento. Baixas correlações com desejabilidade social indicam que as respostas dos participantes ao instrumento estão pouco sujeitas ao que é socialmente desejável, demonstrando uma avaliação menos tendenciosa e mais precisa da variável de interesse (Costa & Hauck Filho, 2017; Kwak et al., 2019). Assim, o que se espera é que a desejabilidade social não influencie substancialmente nas respostas que os participantes indicam nos instrumentos utilizados, como não ocorreu no presente estudo para as respostas ao CPQ.

Os fatores do CPQ também apresentaram evidências de validade baseadas na relação com outras variáveis ao analisar suas correlações com indicadores psicopatológicos, transversal e longitudinalmente. Assim como encontrado por outros estudos (Limburg et al., 2016; Smith et al., 2016; Smith et al., 2018), os EP estão menos relacionados à psicopatologia em comparação com as PP, especialmente quando a sobreposição entre esses fatores foi controlada. Isso sugere que, no que diz respeito aos sintomas de depressão, ansiedade e estresse, ter elevados padrões de auto-exigência, esforçar-se para alcançá-los e avaliar o autovalor de acordo com a capacidade de alcançá-los são traços perfeccionistas menos nocivos do que o medo de não atingir padrões exigentes, sentindo-se um fracasso como pessoa por não alcançá-los e evitando ser testado.

Conforme sugerido por Shafran et al. (2002), atingir elevados padrões de exigência própria concede autoestima (dimensão EP), ao passo que não alcançá-los evoca pensamentos sobre ser um fracasso como pessoa (dimensão PP) e, o último caso, gera, conseqüentemente, mais desfechos psicopatológicos. A dimensão EP pode ser vista como uma mentalidade orientada a objetivos que motiva uma pessoa a buscar recursos e recompensas, como atingir altos padrões. Por outro lado, a dimensão PP pode ser vista como uma mentalidade orientada para a ameaça que motiva comportamentos de luta, fuga ou evitação diante de situações perigosas (reais ou imaginadas), como evitar sentir-se um fracasso. O segundo demonstrou estar mais associado a sintomas de depressão, ansiedade e estresse.

No entanto, ambas as dimensões podem interagir entre si e os traços de EP podem ser usados como uma estratégia para tentar evitar conseqüências negativas da dimensão PP, o que tende a inflar a relação dos EP com desfechos de psicopatologia (ver Stoeber, Madigan, & Gonidis, 2020). Nesse sentido, um indivíduo pode buscar padrões elevados (no que se refere à dimensão do EP) para se sentir seguro e evitar o sentimento de inferioridade (no que diz respeito à dimensão do PP), por exemplo. Desse modo, é necessário medir ambas as dimensões e controlar sua sobreposição na comparação com outras variáveis para fins de encontrar o efeito único de cada uma delas, conforme indicado por Limburg et al. (2016) e Stoeber (2020).

3.4 Considerações Finais

Em resumo, os resultados atuais indicam que o CPQ apresentou validade de conteúdo, validade fatorial, consistência interna, temporal, estabilidade, e validade de construto em relação a outras variáveis com participantes brasileiros. A AFE constatou a presença de dois fatores correlacionados, sendo estes semelhantes aos que a literatura denomina de Esforços Perfeccionistas e Preocupações Perfeccionistas. É importante ressaltar que os indicadores de unidimensionalidade não suportaram a unidimensionalidade do instrumento. Assim como em estudos internacionais com diferentes escalas, a dimensão Esforços Perfeccionistas esteve menos associada a sintomas de afetividade negativa em comparação com a dimensão Preocupações Perfeccionistas, principalmente quando a sobreposição entre eles estava sob controle.

Ressalta-se, entretanto, que o presente estudo apresenta algumas limitações com relação à amostra não probabilística, composta exclusivamente por universitários e em sua maioria do sexo feminino, o que pode dificultar generalizações para a população. Sugere-se que pesquisas futuras investiguem a validade do CPQ com uma amostra mais ampla e com características diferentes da apresentada, como com adultos, idosos e, principalmente, amostras clínicas. Outra limitação é a grande faixa etária da amostra utilizada, assumindo diferentes fases e diferentes pressões sociais que podem ter um impacto diferente nas cognições e comportamentos perfeccionistas. Além disso, a escala aplicada para avaliar desfechos psicopatológicos é um questionário de rastreio de sintomas e não um instrumento diagnóstico de transtornos mentais. Os resultados, portanto, devem ser concebidos dentro desses limites.

4 PROPRIEDADES PSICOMÉTRICAS DA VERSÃO BRASILEIRA DO QUESTIONÁRIO DE PERFECCIONISMO CLÍNICO APÓS REFORMULAÇÃO DE ITENS CODIFICADOS NEGATIVAMENTE³

Resumo

O presente estudo tem como objetivo verificar as propriedades psicométricas da versão brasileira do *Clinical Perfectionism Questionnaire* após a reformulação de itens codificados negativamente em positivos (CPQ+). Foi utilizada uma amostra de conveniência de 168 universitários brasileiros ($M = 25,37$, $DP = 7,40$), sendo 76,8% mulheres. Após reformular os itens codificados negativamente para positivos, o CPQ+ foi aplicado. A *Depression, Anxiety and Stress Scales — Short Form* (DASS-21) também foi aplicada. Os valores da Correlação Item-Total corrigido dos itens CPQ+ foram próximos ou superiores ao ponto de corte. Após exclusão do item 8, devido a carga fatorial cruzada, e a inclusão da correlação entre os erros dos itens 3 e 10, o modelo de dois fatores correlacionados apresentou o melhor ajuste da estrutura latente para CPQ+, por meio de Análise Fatorial Confirmatória. A dimensão Preocupações Perfeccionistas do CPQ+ esteve mais relacionada ao escore global da DASS-21 em comparação à dimensão Esforços Perfeccionistas, indicando boa validade em relação a outras variáveis. Em síntese, os resultados encontrados recomendam a utilização do CPQ+ apresentado neste estudo, ou seja, uma versão com 11 itens positivos.

Palavras-chave: Personalidade; Perfeccionismo; Medidas; Psicometria; Psicopatologia.

4.1 Introdução

O perfeccionismo pode ser definido como um traço de personalidade caracterizado por estabelecer altos padrões de exigência pessoal e buscar um estado sem erros (Stoeber, 2016). Embora as conceituações iniciais considerassem o perfeccionismo como unidimensional, estudos que investigaram a estrutura latente de diferentes medidas de autorrelato indicaram a presença hegemônica de duas dimensões correlacionadas.

As duas dimensões do perfeccionismo receberam diferentes nomenclaturas ao longo do tempo, no entanto, eles são chamados geralmente Esforços Perfeccionistas (EP) e Preocupações Perfeccionista (PP) (Stoeber, 2018). Essas últimas nomenclaturas parecem mais adequadas,

³ Este estudo foi aceito para publicação em periódico científico. Referência: Rocha, L. F. D., Hernandez, J. A. E., & Falcone, E. M. O. (in press). Psychometric properties of the Brazilian version of Clinical Perfectionism Questionnaire after rewording negatively keyed items. *Análise Psicológica*.

pois indicam que os dois fatores do perfeccionismo são duas dimensões do mesmo construto, em vez de dois tipos de perfeccionismo, e por deixarem aos estudos empíricos a questão de se as dimensões são adaptativas ou não adaptativas (Stoeber, 2016).

Independentemente do nome que recebam, as dimensões tendem a abranger os mesmos componentes. Ou seja, o EP abrange cognições e comportamentos de definição de altos padrões de exigência pessoal e busca por eles, enquanto o PP inclui cognições e comportamentos relacionados a imperfeições e suas consequências temidas (Stoeber, 2016, 2018).

Uma das principais contribuições do modelo bidimensional do perfeccionismo é a constatação de que cada dimensão apresenta relações distintas com os sintomas e condições psicopatológicos (Stoeber, 2016). De forma geral, EP estão menos relacionados à psicopatologia quando comparado às PP (Limburg, Watson, Hagger, & Egan, 2016). Uma meta-análise realizada com 284 estudos empíricos - a maioria transversal - revelou que ambas as dimensões perfeccionistas estavam positivamente relacionadas a indicadores de comprometimento psicológico, ou seja, quanto mais altos os níveis de EP e PP, maior o nível de sintomas psicopatológicos (e.g., depressão, ansiedade e sintomas de estresse) (Limburg et al., 2016). No entanto, os valores de efeito único das PP mostraram-se muito superiores aos dos EP, após o controle da sobreposição dessas dimensões ($\beta \leq 0,70$ e $\beta \leq 0,25$, respectivamente).

Uma vez que o perfeccionismo possui duas dimensões com relações distintas com desfechos psicopatológicos, avaliá-lo com precisão é essencial para o avanço do conhecimento científico nessa área e para o desenvolvimento de uma Prática Baseada em Evidências em Psicologia. Mensurar o perfeccionismo (e suas dimensões) precisamente torna possível testar teorias e pode ser útil para sugerir a adição, subtração, ou priorização de elementos para um método de intervenção, tornando-o mais eficaz e eficiente (ver Suh, Sohn, Kim, e Lee, 2019). Dentre os instrumentos disponíveis para medir o perfeccionismo, encontra-se o *Clinical Perfectionism Questionnaire* (CPQ) (Fairburn, Cooper, & Shafran, 2003).

O CPQ foi desenvolvido com o objetivo de avaliar o perfeccionismo a partir de uma conceituação cognitivo-comportamental, em que esse construto é definido como a subordinação do valor pessoal à capacidade de atingir elevados padrões autoimpostos (Shafran, Cooper, & Fairburn, 2002). Desse modo, de acordo com o processamento cognitivo perfeccionista, atingir elevados padrões de exigência própria garante valor pessoal — embora temporariamente, ao passo que não os alcançar evoca o pensamento de ser um fracasso como pessoa (Fairburn et al., 2003; Shafran et al., 2002). A partir disso, o CPQ mede a tendência de uma pessoa em buscar padrões que demandam a si mesmo, bem como os processos cognitivos e comportamentais envolvidos nessa busca e as consequências subjetivas de atingir padrões ou não.

O CPQ é distinto porque ele mensura apenas as características nucleares do perfeccionismo, enquanto muitos itens de outras escalas não avaliam elementos integrais do perfeccionismo, mas construtos relacionados, como crenças sobre os padrões de outras pessoas e a percepção de que outros pressionam o indivíduo a ser perfeito (Shafran et al., 2002). Além disso, o CPQ foi desenvolvido de acordo com uma base clínica do construto, ou seja, ele captura os aspectos psicopatológicos centrais do perfeccionismo, como medo mórbido do fracasso, pensamento dicotômico (i.e., operacionalização de padrões na forma de regras que são atendidas ou não), e abstração seletiva (i.e., prestando mais atenção às informações relevantes para o perfeccionismo negativo do que às informações positivas).

O CPQ possui 12 itens, sendo dois itens com codificação negativa (i.e., itens 2 e 8). Itens com codificação negativa são aqueles cujo endosso indica um baixo nível da variável psicológica a ser medida e, portanto, ele tem de ser invertido no processo de pontuação (Furr, 2011). Em estudos de validação, os dois itens do CPQ codificados negativamente demonstraram pouco impacto no escore global por meio da Correlação Item-Total Corrigido (CITC), ou seja, a correlação do item individual com o total da escala omitindo aquele item (Dickie, Surgenor, Wilson, & McDowall, 2012; Howell et al., 2020; Moloodi, Pourshahbaz, Mohammadkhani, Fata, & Ghaderi, 2017; Rocha, Hernandez, Falcone, & Peluso, no prelo; Shu et al., 2019; Stoeber & Damian, 2014). Isso sugere que os itens com codificação negativa não contribuem significativamente para a pontuação global do CPQ. Com base nisso, alguns autores (e.g., Dickie et al., 2012; Howell, Anderson, Egan, & McEvoy, 2020; Prior et al., 2018; Shu et al., 2019) optaram por removê-los.

Apesar do aumento da consistência interna do instrumento, excluir itens exclusivamente com base em CITC pode provocar perda de informações potencialmente relevantes. A alta coesão em uma escala é importante, mas também é importante considerar que cada item fornece uma contribuição diferente para a escala. Portanto, a consistência interna não deve ser o único indicador considerado, mas a variedade na contribuição do item também é relevante. Por exemplo, o item 2 do CPQ mede a abstração seletiva, uma característica central na conceituação do perfeccionismo clínico. Assim, outros recursos podem ser usados para aumentar a homogeneidade da escala sem a necessidade de descartar itens e correr o risco de perder dados potenciais, como reformular itens codificados negativamente em itens codificados positivamente (Roszkowski & Soven, 2010).

Embora alguns pesquisadores incluam itens com codificação positiva e negativa na tentativa de reduzir o viés de aquiescência, fazê-lo de uma forma desequilibrada pode reduzir a qualidade do instrumento (Furr, 2011; Roszkowski & Soven, 2010). Uma possível explicação

para essa ocorrência é que a inclusão de alguns itens codificados negativamente em um questionário majoritariamente positivo parece estimular a tendência de uma interpretação errônea por parte dos respondentes, pois estão sendo solicitados a mudar de marcha no processamento cognitivo poucas vezes, o que tende para criar um viés de resposta (Roszkowski & Soven, 2010). Além disso, balancear a valência dos itens não atinge o objetivo de controlar o viés de aquiescência, uma vez que os respondentes não parecem processar as informações mais profundamente quando há presença de itens com codificação negativa do que quando o instrumento apresenta todos os itens positivamente ou negativamente associados ao conceito subjacente (Menold, 2020).

Em relação à estrutura latente, a maioria dos estudos com diferentes amostras encontrou a presença de dois fatores, semelhantes às dimensões de EP e PP (Dickie et al., 2012; Egan et al., 2016; Moloodi et al., 2017; Rocha et al., no prelo; Stoeber & Damian, 2014). Ou seja, um fator compreende os itens relacionados aos padrões exigentes, enquanto o outro abrange os itens referentes à falha e suas consequências.

Dickie et al. (2012), por meio da análise de componentes principais (ACP) e rotação varimax, encontraram os dois fatores mencionados. No entanto, os itens 8 (*“Over the past month, have you done just enough to get by?”* - item com codificação negativa) e 7 (*“Over the past month, have you judged yourself on the basis of your ability to achieve high standards?”*) foram removidos devido à baixa correlação item-total e substancial carga fatorial cruzada (i.e., $> 0,30$), respectivamente. A ACP de Stoeber e Damian (2014) encontraram resultados semelhantes, mas com quatro dos 12 itens apresentando substancial carga fatorial cruzada. Esses pesquisadores realizaram uma Análise Fatorial Exploratória (AFE) e os resultados também revelaram dois fatores, mas a carga fatorial cruzada dos itens 7 e 8 persistiram.

Egan et al. (2016), por meio da AFE, realizaram dois estudos: um com amostra não clínica e outro com amostra de indivíduos com Transtornos Alimentares. Uma solução de dois fatores para o CPQ foi extraída em ambos os estudos, mas os itens 1, 7 e 8 apresentaram substancial carga fatorial cruzada. Moloodi et al. (2017), por meio da Análise Fatorial Confirmatória (AFC), encontraram resultados semelhantes em relação às propriedades psicométricas do CPQ, mas sem carga cruzada.

No único estudo com amostra brasileira (Rocha et al., no prelo), a AFE com rotação promax também indicou uma solução de dois fatores, mas o item 8 foi problemático em relação à análise fatorial, pois não apresentou carga fatorial substancial em nenhum dos dois fatores, sendo excluído nas análises subsequentes. Além disso, a unidimensionalidade dos dados foi

testada e os resultados recomendaram que o instrumento não seja tratado como uma medida predominantemente unidimensional.

Apesar do modelo bidimensional, alguns estudos encontraram um fator global para o instrumento além de fatores específicos por meio de abordagem bifatorial (Howell et al., 2020; Prior et al., 2018). Em uma amostra composta por pacientes com Transtornos Alimentares, Prior et al. (2018) testaram, por meio do AFC, três modelos de CPQ: unidimensional, dois fatores correlacionados e bifator. O ajuste foi revelado como ruim para os dois primeiros modelos, e o modelo bifator não conseguiu convergir. Após a exclusão dos itens 2 (“*Over the past month, have you tended to focus on what you have achieved, rather than on what you have not achieved?*” — item com codificação negativa) e 8, devido à baixa correlação item-total, o modelo bifator apresentou um bom ajuste aos dados: um fator global, com 10 itens, e um fator específico (EP) com sete itens.

Da mesma forma, Howell et al. (2020) compararam os modelos unidimensional, dois fatores correlacionados e bifator com escores da versão de 10 itens do CPQ (isto é, sem os itens 2 e 8). Os resultados também forneceram maior suporte ao modelo bifator, com um fator global e dois fatores específicos. Análises adicionais foram realizadas para verificar se o instrumento é predominantemente unidimensional. Dos quatro indicadores gerados para esse fim, dois (i.e., Omega e Coeficiente H) indicaram uma predominância do fator global, enquanto os outros dois (i.e., Porcentagem de correlações não contaminadas e variância comum explicada) não confirmaram a unidimensionalidade do instrumento.

Em resumo, a estrutura fatorial do CPQ não é consensual. A maioria dos estudos encontrou duas dimensões, assim como outros instrumentos que medem o perfeccionismo. De acordo com os resultados desses estudos, EP e PP medidos pelo CPQ são dois fatores distintos, porém relacionados entre si — correlações entre 0,23 e 0,48 (Dickie et al., 2012; Egan et al., 2016; Rocha et al., no prelo; Stoeber & Damian, 2014). Em outra direção, dois estudos recentes descobriram que o modelo bifatorial indicou um bom ajuste aos dados baseados em AFC, o que sugere a coexistência de fatores específicos e global (Howell et al., 2020; Prior et al., 2018). Assim, os dois fatores específicos do CPQ (i.e., EP e PP) poderiam ser combinados em um fator geral que contém todos os itens.

Alguns estudos também investigaram a validade do CPQ em relação a outras variáveis, comparando seus escores com outros instrumentos que medem indicadores de desajuste, como afetos negativos (Egan et al., 2016), sintomas de depressão, ansiedade e estresse (Moloodi et al., 2017; Rocha et al., no prelo; Shu et al., 2019) e sintomas de transtornos alimentares (Shu et al., 2019). Em geral, a dimensão PP mostrou uma maior relação com esses desfechos quando

comparadas à dimensão EP, como aconteceu com outros instrumentos de perfeccionismo (ver Limburg et al., 2016). A dimensão PP do CPQ também foi responsável por uma variação adicional nos sintomas de depressão, ansiedade e transtornos alimentares, acima e além de outra medida de perfeccionismo (Shu et al., 2019), mostrando boa validade incremental.

Gilbert (2009, 2016), inspirado na neurociência afetiva da evolução, descreve dois tipos de sistemas primários de regulação emocional (também chamados de sistemas motivacionais) que operam no ser humano e que podem colaborar para a compreensão da relação entre fatores do perfeccionismo e desfechos psicopatológicos, são eles: sistema focado em ação, busca e aquisição (ou apenas sistema de ação) e sistema focado em ameaça e autoproteção (ou apenas sistema de ameaça). O primeiro tem como função motivar a busca por recursos e recompensas, orientando o desenvolvimento de desejos e metas. O segundo permite que o indivíduo fique alerta e responda rapidamente às ameaças, motivando a resposta da segurança diante de estímulos de perigo reais ou imaginados.

Embora o sistema de ameaça tenha uma função primordialmente adaptativa, muitos problemas ligados à saúde mental estão relacionados a ele, principalmente se superdesenvolvido, sensível, tendencioso ou confuso (Gilbert, 2009). Em geral, o sistema de ameaça está mais relacionado à psicopatologia em comparação com o sistema de ação devido aos processos envolvidos na sua ativação, tais como mecanismos neuro-hormonais (e.g., resposta de cortisol), emoções ou estados emocionais negativos (e.g., estresse, medo, ansiedade e raiva), processamento cognitivo tendencioso (e.g., hipervigilância e preocupação) e, muitas vezes, estratégias de segurança disfuncionais (e.g., evitação) (Gilbert, 2016; Irons & Beaumont, 2017). No entanto, os sistemas de ação e ameaça interagem de forma que a busca por recursos pode estar conectada à tentativa de lutar contra ameaças ou evitá-las, projetando uma estratégia de busca de segurança para eventos negativos (e.g., perseguindo altos padrões para evitar sentimentos de inferioridade) (Gilbert, 2016).

Traçando um paralelo com as pesquisas sobre perfeccionismo, é possível observar semelhanças entre o sistema de ação e a dimensão EP, uma vez que pode ser visto como uma mentalidade orientada para objetivos que motiva as pessoas a perseguirem seus elevados padrões. Por outro lado, a dimensão PP é semelhante ao sistema de ameaça, pois pode ser vista como uma mentalidade que tenta evitar falhas/imperfeições e suas consequências negativas. Desse modo, seria possível hipotetizar que a dimensão EP está relacionada à ativação do sistema de ação, enquanto a dimensão PC está relacionada à ativação do sistema de ameaça (Gilbert, 2009).

Considerando que até o momento apenas um estudo de validação com amostras brasileiras foi realizado, que ainda não foi testada uma versão do CPQ com 12 itens positivos e que o CPQ foi capaz de explicar variância em psicopatologia, o presente estudo visa a verificação das propriedades psicométricas do *Clinical Perfectionism Questionnaire* (CPQ) em uma amostra brasileira após a reformulação de itens negativos em positivos. A participação dos itens reformulados na pontuação global foi investigada, para além de analisar a estrutura latente por meio AFC e a correlação de CPQ com desfechos psicopatológicos.

4.2 Método

4.2.1 Participantes

Foi utilizada uma amostra de conveniência de 168 universitários brasileiros, com idades entre 18 e 56 anos ($M = 25,37$, $DP = 7,40$), sendo 76,8% mulheres ($n = 129$) e 22,6% homens ($n = 38$). Um participante (0,6%) não indicou sexo. Quanto ao estado civil, 81% se declararam solteiros ($n = 136$), 13,7% casados ($n = 23$), 4,7% divorciados ou separados ($n = 8$) e 0,6% viúvo ($n = 1$).

4.2.2 Instrumentos

O CPQ, adaptado transculturalmente por Rocha et al. (no prelo), foi aplicado após a reformulação dos dois itens digitados negativamente em positivos. Neste estudo, será intitulado CPQ+ (i.e., *Clinical Perfectionism Questionnaire* com 12 itens positivos). A redação do item 2 passou a ser ‘Nos últimos 30 dias, você focou no que não conseguiu alcançar, ao invés de focar no que conseguiu alcançar?’. O item 8 foi reescrito como ‘Nos últimos 30 dias, você deu o máximo de si em tudo o que fez?’. Assim como o CPQ original, o CPQ+ é composto por 12 itens que examinam a frequência de alguns comportamentos e cognições relacionados ao perfeccionismo nos últimos 30 dias. O respondente deve indicar a resposta por meio de uma escala do tipo Likert de 1 (Nem um pouco) a 4 (Sempre).

Também foi aplicada a *Depression, Anxiety and Stress Scales — Short Form* (DASS-21) de Lovibond e Lovibond (1995), adaptada para a população brasileira por Vignola e Tucci (2004). Este instrumento de autorrelato é composto por 21 itens que medem sintomas de depressão, ansiedade e estresse. Os respondentes devem indicar o quanto cada item esteve relacionado à sua realidade na última semana. As respostas são dadas em escala do tipo Likert,

de “Não se aplica de forma alguma” (0) a “Aplica-se muito ou na maioria das vezes” (3). Apesar da presença de fatores específicos (i.e., depressão, ansiedade e estresse), a medida é predominantemente unidimensional (i.e., afetividade negativa) (Rocha, Hernandez, & Falcone, 2021).

4.2.3 Procedimentos

Após a aprovação do projeto pelo Comitê de Ética em Pesquisa da instituição à qual este estudo está vinculado, foi elaborado um questionário *online* por meio do *Google* Formulários, contendo o Termo de Consentimento Livre e Esclarecido (TCLE) e os instrumentos de pesquisa. O convite para participar do projeto foi feito por meio de anúncios nas redes sociais (ex: Facebook) e e-mails para professores universitários, solicitando o envio do *link* do formulário aos seus alunos. O recurso de respostas obrigatórias foi utilizado para todos os itens, o que evitou que o formulário fosse devolvido com valores faltantes.

4.2.4 Análise de dados

Os dados obtidos foram digitados no SPSS (versão 23) e, inicialmente, foi realizada uma análise estatística descritiva. Na etapa seguinte, investigou-se o CITC de cada item do CPQ+, ou seja, a correlação entre cada item e a soma dos demais (excluindo aquele item). O CITC corresponde a um indicador aplicado para verificar se cada item contribui substancialmente para o escore global da escala, sendo recomendados valores acima de 0,30 (Streiner, Norman, & Cairney, 2015).

No software Analysis of Moment Structures (Arbuckle, 2017), por meio do AFC, os modelos unidimensionais, correlacionados de dois fatores e bifatoriais foram testados com o método de estimativa de Máxima Verossimilhança, que se mostra robusto, mesmo na presença de uma distribuição não-normal de dados (Marôco, 2014). A fim de avaliar a corrente de ajuste do modelo examinados, os mesmos índices relatados por outros estudos foram tomados em consideração (isto é, Howell et al., 2020; Moloodi et al., 2017; Prior et al., 2018; Shu et al., 2019).

O qui quadrado (χ^2) avalia a magnitude da discrepância entre a matriz de covariância da população e a matriz de covariância da amostra. É uma estimativa conservadora do ajuste do modelo quando o tamanho da amostra é menor que 200 (Byrne, 2016). Nesse caso, deve-se aplicar a relação χ^2/df e os resultados inferiores a 2 ou 3 são considerados bons. O *Comparative*

Fit Index (CFI) compara o ajuste do modelo avaliado com o modelo basal e valores maiores que 0,90 indicam um bom ajuste (Bentler, 1990; Marôco, 2014). *Goodness-of-Fit Index* (GFI) e *Adjusted Goodness-of-Fit Index* (AGFI) são medidas de ajuste entre o modelo hipotético e a matriz de covariância observada, e valores maiores que 0,90 são considerados bons e maiores que 0,95 são muito bons. O *Incremental Fit Index* (IFI) é um índice de ajuste relativo que compara o χ^2 ao modelo testado com o chamado modelo nulo, e valores maiores que 0,90 são considerados bons e maiores que 0,95 são muito bons. O *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA) mede a discrepância por meio de graus de liberdade entre as estimativas da amostra e da população, e valores menores que 0,05 são considerados muito bons (Hair, Black, Babin, & Anderson, 2018).

Além disso, foi adicionado o *Akaike Information Criterion* (AIC), que é um índice baseado na estatística do χ^2 e penalizou o modelo de acordo com sua complexidade. O melhor ajuste irá apresentar os valores mais baixos (Arbuckle, 2017). A consistência interna foi calculada por meio da confiabilidade composta (CC) e do alfa de Cronbach (α).

Na área de estatística clássica, para buscar validade em relação a outras variáveis, foram realizadas correlações bivariadas dos escores do CPQ+ com o escore global da DASS-21, uma vez que esses instrumentos medem as variáveis relacionadas. A literatura sobre a relação entre perfeccionismo e afetividade negativa é extensa, permitindo comparações. Além disso, não foram encontrados outros instrumentos validados para medir o perfeccionismo em brasileiros. O método de Meng, Rosenthal e Rubin (1992) de comparação de conjuntos de correlações não independentes foi usado para comparar as correlações entre fatores CPQ+ e pontuação global DASS-21.

4.3 Resultados

A análise da distribuição multivariada dos escores revelou sua não normalidade: o coeficiente de Mardia foi de 3,21 (normalizado = 1,14). A observação da distância de Mahalanobis não identificou a presença de *outliers* multivariados nos dados. Além disso, na distribuição univariada, os valores de assimetria foram $<\pm 0,8$ e curtose $<\pm 1,1$, o que não é uma violação extrema da normalidade (Tabachnick & Fidell, 2018).

Os resultados das análises descritivas são apresentados na Tabela 6, assim como o CITC do CPQ. Como pode ser visto, os itens apresentaram coeficientes entre 0,29 (item 08) e 0,62 (item 5). Esses resultados sugerem que todos os itens contribuem substancialmente para a

pontuação global do CPQ + (i.e., CITC \geq 0,30), embora o item 8 esteja ligeiramente abaixo do esperado.

A CFA dos modelos unidimensionais e de dois fatores correlacionados do CPQ+ com 12 itens revelaram ajuste geral inadequado aos dados empíricos (Tabela 7). Devido à saturação simultânea nos dois fatores do CPQ+, os Índices de Modificação sugeriram a eliminação do item 8. Também foi indicada a correlação entre os erros dos itens 3 e 10. Após essas reespecificações, o modelo de dois fatores correlacionados do CPQ+ com 11 itens (Figura 3) mostraram um bom ajuste geral (Marôco, 2014) aos dados empíricos (Tabela 7).

Tabela 6 – Análise descritiva das variáveis e CITC

	CITC	Média	DP	IC95%
Item 1. Nos últimos 30 dias, você se pressionou muito para atingir seus objetivos?	.49	2.70	.80	2.57, 2.82
Item 2. Nos últimos 30 dias, você focou no que não conseguiu alcançar, ao invés de focar no que conseguiu alcançar?	.40	2.53	.86	2.40, 2.66
Item 3. Nos últimos 30 dias, alguém lhe disse que seus padrões de exigência são muito elevados?	.55	2.20	1.05	2.04, 2.36
Item 4. Nos últimos 30 dias, você se sentiu um fracasso como pessoa por não ter conseguido atingir seus objetivos?	.51	2.70	.94	2.56, 2.85
Item 5. Nos últimos 30 dias, você teve medo da possibilidade de não alcançar seus padrões de exigência?	.62	3.08	.89	2.94, 3.21
Item 6. Nos últimos 30 dias, você aumentou seus padrões de exigência por achá-los fáceis demais?	.49	1.96	.88	1.82, 2.09
Item 7. Nos últimos 30 dias, você avaliou seu valor com base em sua habilidade de atingir elevados padrões de exigência?	.61	2.52	.91	2.38, 2.66
Item 8. Nos últimos 30 dias, você deu o máximo de si em tudo o que fez?	.29	2.60	.81	2.48, 2.72
Item 9. Nos últimos 30 dias, você checkou repetidamente o quão bom você é em atingir seus padrões de exigência (e.g., comparando seu desempenho ao dos outros)?	.60	2.62	.96	2.47, 2.77
Item 10. Nos últimos 30 dias, você acha que as pessoas te consideraram perfeccionista?	.51	2.11	.89	1.97, 2.24
Item 11. Nos últimos 30 dias, você continuou tentando alcançar seus padrões de exigência, mesmo que para isso tenha que ter aberto mão de algumas coisas?	.46	2.40	.86	2.27, 2.54
Item 12. Nos últimos 30 dias, você evitou pôr sua capacidade à prova por medo de falhar?	.32	2.37	.94	2.23, 2.51
CPQ+ total	-	29.78	6.39	28.80, 30.75
CPQ+ PS	-	16.50	4.27	15.85, 17.15
CPQ+ PC	-	10.68	2.73	10.26, 11.09
DASS-21 total	-	24.51	14.12	22.36, 26.66

Nota. CITC = correlação item-total corrigida. DP = derivação padrão. IC95% = intervalo de confiança de 95%. CPQ+ total = soma dos 12 itens. CPQ+ PS = soma dos itens 1, 3, 6, 7, 9, 10 e 11. CPQ+ PC = soma dos itens 2, 4, 5 e 12. DASS-21 total = soma dos 21 itens.

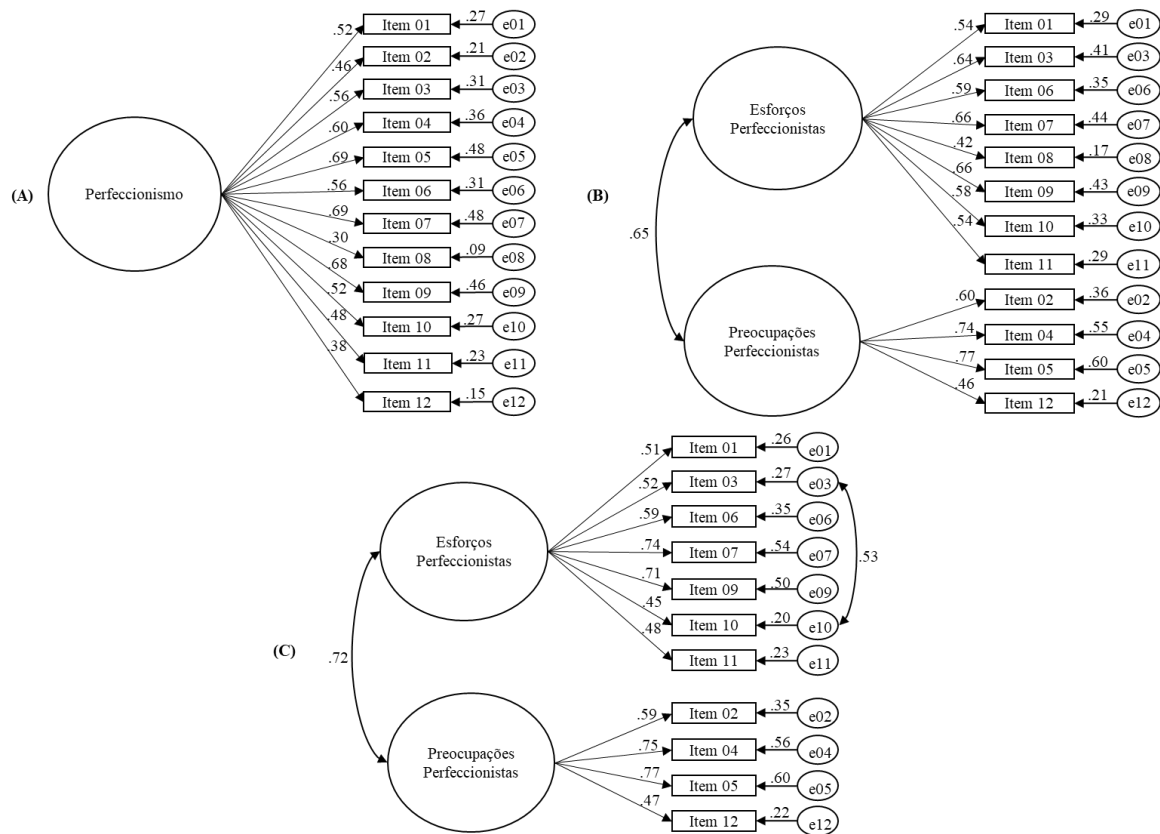
Tabela 7 – Índices gerais de ajuste da AFC de diferentes modelos de CPQ previamente e atualmente testados

Estudo	Modelo	χ^2/df	CFI	GFI	AGFI	IFI	RMSEA (90%CI)	AIC	
Estudo atual	12 itens	4.29	.70	.78	.69	.71	.14 (.12, .16)	279	
	Unidimensional								
	Dois fatores correlacionados								
	Bifator*								
	11 itens	1.5	.97	.95	.90	.97	.05 (.02, .08)	131	
	Dois fatores correlacionados								
Howell et al. (2020)	10 itens	7.36	.88				.127 (.112, .141)		
	Unidimensional								
	Dois fatores correlacionados								
	Bifator	2.86	.97				.068 (.050, .087)		
Shu et al. (2019)	12 itens	5.3	.70	.81	.72		.126 (.112, .141)	331	
	Unidimensional								
	Dois fatores correlacionados								
	10 itens	2.4	.94	.94	.91		.072 (.052, .093)	123	
Dois fatores correlacionados									
Prior et al. (2018)	12 itens	6.36	.85				.153 (.138, .169)		
	Unidimensional								
	Dois fatores correlacionados	4.76	.90				.128 (.113, .144)		
		10 itens	6.25	.91				.151 (.132, .171)	
	Unidimensional								
	Dois fatores correlacionados								
		3.8	.95				.111 (.091, .131)		
	Bifator	2.73	.97				.090 (.067, .113)		
Moloodi et al. (2017)	11 itens	1.8	.91	.97	.95	.92	.04 (.02, .06)		
Dois fatores correlacionados									

Nota. *Índices antes da exclusão de itens não significativos ($p > 0,05$). Eliminando essas cargas não significativas, o ajuste do modelo bifator tornou-se inviável

No entanto, a observação do modelo de dois fatores correlacionado do CPQ+ identificou que os itens 10 e 11, dos EP, e o item 12, das PP, permaneceram com pesos fatoriais (λ) $< 0,50$ (Figura 3). Isso refletiu uma confiabilidade individual insuficiente desses itens. Hair et al. (2018) considerou que $\lambda^2 \geq 0,25$ é um indicador de confiabilidade individual adequado e representaria uma explicação mínima da variância do item por meio do fator latente.

Figura 3 – Diagramas de caminhos dos diferentes modelos fatoriais CPQ+ analisados através do CFA



Legenda: (A) Modelo unidimensional com 12 itens, (B) Modelo de dois fatores correlacionados com 12 itens, (C) modelo de dois fatores correlacionados reespecificados com 11 itens.

A validade convergente na Modelagem de Equações Estruturais (MES) é representado por saturação forte ($\geq 0,50$) dos itens sobre os seus fatores e, conseqüentemente, é esperado que a variância média extraída (VME) de cada um dos fatores seja $\geq 0,50$ (Hair et al., 2018). Na pesquisa atual, a VME calculado para os fatores EP e PP foi de 0,34 e 0,43, respectivamente, que representam validades convergentes insuficientes. Por outro lado, CR foram 0,78 e 0,75, e os alfas foram 0,79 e 0,74, respectivamente, o que é uma confiabilidade adequada para ambos os fatores.

A comparação do quadrado de correlação dos fatores com os valores da VME de cada fator é um indicativo de validade discriminativa no campo MES. Obteve-se uma correlação de 0,73 entre os fatores do CPQ+, que ao quadrado, $R^2 = 0,53$. Como os valores calculados para a VME dos fatores foram menores que seu quadrado de correlação, a validade discriminativa entre as duas dimensões do instrumento não foi suficiente (Hair et al., 2018; Marôco, 2014).

Considerando esses resultados preliminares, o teste do modelo bifatorial foi procedido para investigar a estrutura fatorial do CPQ+. Embora o item 8 tenha apresentado dificuldades em testes anteriores e tenha sido excluído da análise subsequente, foi incluído novamente. O

modelo bifator foi testado com 12 itens. Embora, aparentemente, os índices tenham apresentado um ajuste geral muito bom aos dados, a observação da estimativa dos itens revelou que grande parte não foi significativa ($p > 0,05$). Após a eliminação destas cargas não significativas, o ajuste do modelo bifator tornou-se inviável.

Na área estatística clássica, correlações lineares mostraram uma relação maior entre PP e o escore global da DASS-21 ($r = 0,574$; $p < 0,01$), em comparação à correlação entre EP e o escore global da DASS-21 ($r = .448$, $p < 0,01$). Como pode ser visto, a diferença numérica entre as duas correlações foi igual a $\Delta r = 0,119$. Os intervalos de confiança de 95% associada com a diferença da correlação foi estimado em $r = 0,007$ e $r = 0,320$. A hipótese nula de correlações lineares iguais foi rejeitada com base no teste de valor p unilateral ($z = 1,877$, $p < 0,05$).

4.4 Discussão

O presente estudo teve como objetivo verificar as propriedades psicométricas do *Clinical Perfectionism Questionnaire* (CPQ) em uma amostra brasileira após a reformulação de itens codificados negativamente em itens codificados positivamente. Para tanto, foi investigada a participação dos itens reformulados no escore global por meio do cálculo do CITC, além da análise da estrutura latente dessa nova versão do instrumento por meio do AFC e a correlação de seus escores com desfechos psicopatológicos.

Os valores de CITC dos itens reformulados (i.e., itens 2 e 8) foram melhores do que aqueles encontrados por outros estudos que usaram itens em sua forma original (i.e., itens codificados negativamente) (Dickie et al., 2012; Moloodi et al., 2017; Rocha et al., no prelo; Shu et al., 2019; Stoeber & Damian, 2014), embora o coeficiente do item 8 tenha ficado ligeiramente abaixo de 0,30. Conforme sugerido por Roszkowski e Soven (2010), o uso de itens escritos apenas na mesma direção (i.e., apenas itens digitados positivamente) pode tornar o instrumento mais homogêneo, tendendo a melhorar sua consistência interna. Além disso, os valores mais elevados CITC pode demonstrar uma melhor compreensão de itens pelos respondentes (Cohen, Swerdlik, & Sturman, 2014), sendo esperado que se reduza um possível efeito de viés de resposta.

É verdade que alguns pesquisadores incluem itens codificados negativamente em escalas para prevenir problemas, como o viés de aquiescência dos participantes. Porém, evidências empíricas indicam que itens codificados negativamente podem estar criando problemas de validade e confiabilidade, além de não atingir o objetivo de controlar o viés de aquiescência (Menold, 2020).

Embora alguns autores (e.g., Dickie et al., 2012; Howell, Anderson, Egan, & McEvoy, 2020; Prior et al., 2018; Shu et al., 2019) tenham removido os itens 2 e 8 do CPQ com base no baixo CITC, a exclusão de itens com base nesse coeficiente pode provocar perda de informações potencialmente relevantes. Por exemplo, o item 2 mede a abstração seletiva, uma característica central na conceituação do perfeccionismo clínico. Portanto, reformular os itens é uma opção melhor do que os excluir.

Em relação à estrutura fatorial do CPQ+, os resultados atuais revelaram que o teste do modelo de dois fatores correlacionados com 11 itens apresentou um bom ajuste aos dados, segundo a classificação de Marôco (Marôco, 2014), superando o ajuste de outros modelos testados pela AIC. Após a retirada do item 8, com baixo CITC, Moloodi et al. (2017) também encontraram um bom ajuste para este mesmo modelo com 11 itens por meio do AFC. Da mesma forma, Shu et al. (2019) eliminou os itens 2 e 8 e encontrou o mesmo resultado, mas com 10 itens. Os resultados obtidos no presente estudo por meio da AFC também corroboraram o modelo bidimensional de perfeccionismo indicado por estudos anteriores que realizaram AFE (Dickie et al., 2012; Egan et al., 2016; Rocha et al., no prelo; Stoeber & Damian, 2014), e por outros instrumentos que medem o perfeccionismo (ver Stoeber, 2016, 2018).

O caminho que representa a covariância (correlação) entre os erros dos itens 3 e 10 foi inserido de acordo com os índices de modificação. A covariância da variância do erro dentro do construto (i.e., covariância entre os erros de itens que indicam o mesmo construto) pode sugerir a existência de outro fator, não medido diretamente pelo instrumento, explicando a relação entre os itens (Hair et al., 2018). No caso dos itens 3 e 10, ambos fazem referência a atitudes que os respondentes atribuem a outros em relação a si mesmos (i.e., meta-percepção). Meta-percepção é comumente usada como uma abordagem metodológica para contextualizar a avaliação da personalidade, uma vez que agrega informações relevantes sobre como os respondentes percebem as manifestações do traço de personalidade em contextos interpessoais - em vez de tomar uma abordagem puramente auto avaliativa (ver Woods, 2004).

O modelo de dois fatores correlacionados, no presente estudo, não apresentou validade convergente e discriminativa suficiente. A convergência dos itens pode ser expressa pela quantidade de variância comum compartilhada pelos itens, que idealmente deve superar a quantidade de variância do erro. Porém, as medidas de consistência interna, CC e α , que também representam convergência, apresentaram índices adequados. A validade discriminativa em AFC é o grau em que um fator é diferente dos outros (Hair et al., 2018).

Essas limitações, encontradas no modelo de dois correlacionados, introduziram o teste do modelo bifatorial, que, embora tenha alcançado um ajuste geral muito bom aos dados, tornou-se inviável após a eliminação das cargas não significativas.

É importante destacar que o valor de correlação entre os fatores neste estudo foi substancialmente superior aos encontrados em outros estudos (Dickie et al., 2012; Egan et al., 2016; Rocha et al., no prelo; Shu et al., 2019; Stoeber & Damian, 2014), que pode ser causada devido às características da amostra empregada, e que isso pode ter influenciado os indicadores de validades convergente e discriminante.

É fato que o CPQ foi delineado de acordo com uma conceituação unidimensional a partir das críticas à abordagem multidimensional do perfeccionismo (ver Shafran et al., 2002). No entanto, estudos empíricos têm mostrado que a estrutura fatorial desta medida tem dois fatores correlacionados, sendo um referente à dimensão EP e outro referente à dimensão PP, reforçando o modelo bidimensional de perfeccionismo (Stoeber, 2016, 2018). Rocha et al. (no prelo) testaram, com base na conceituação de perfeccionismo clínico, se os escores do CPQ poderiam ser tratados como predominantemente unidimensionais, mas os resultados não apoiaram essa hipótese.

Uma contribuição importante do modelo bidimensional de perfeccionismo é a constatação de que as dimensões têm uma relação distinta com desfechos psicopatológicos (Limburg et al., 2016). Nesse campo, o CPQ possui importante relevância, uma vez que foi responsável por uma variação adicional na psicopatologia acima e além de outras medidas de perfeccionismo (Shu et al., 2019), talvez porque seus autores tenham levado em consideração os componentes clinicamente relevantes do perfeccionismo durante a construção do instrumento (Shafran et al., 2002).

Neste estudo, a dimensão PP esteve mais relacionada à afetividade negativa medida pela DASS-21 em comparação à dimensão EP, indicando boa validade em relação a variáveis externas. Esse resultado já era esperado, com base em estudos semelhantes (Egan et al., 2016; Limburg et al., 2016; Moloodi et al., 2017; Rocha et al., no prelo; Shu et al., 2019) e nos sistemas primários de modelo de regulação emocional proposto por Gilbert (2009).

Altos níveis de EP revelaram uma tendência do indivíduo em buscar padrões elevados de exigência por meio da ativação do sistema de ação, o que tende a gerar emoções mais agradáveis do que desagradáveis, como sentir-se energizado para alcançar objetivos e satisfeito quando os alcança (Gilbert, 2009; Irons & Beaumont, 2017). Por outro lado, altos níveis de PP fazem com que os indivíduos interpretem os erros como ameaças à autoestima e esse tipo de processamento de informações ativa o sistema de ameaça, o que gera sintomas de afetividade negativos (Gilbert, 2009; Irons & Beaumont, 2017). Assim, embora ambas as dimensões possam ser correlacionadas, os desfechos emocionais de cada uma não são os mesmos.

No entanto, os sistemas de ação e de ameaça interagem de forma que a busca de recursos possa estar ligada à tentativa de lutar contra ameaças ou evitá-las, desenhando uma estratégia

de segurança para eventos negativos (Gilbert, 2016). Em termos práticos, as intervenções que buscam regular o perfeccionismo, a fim de reduzir a afetividade negativa, devem focar na redução dos níveis da dimensão do PP, não perdendo de vista o uso da dimensão EP como estratégias de segurança, ou seja, comportamentos que são realizados para evitar uma ameaça ou minimizar suas consequências adversas.

Um dos problemas das estratégias de segurança é que eles impedem o indivíduo de uma percepção acurada de ameaça e de desenvolver estratégias mais funcionais para lidar com elas (ver Gray, Beierl, & Clark, 2019). No caso das PP, o fracasso tende a despertar pensamentos negativos sobre si mesmo, como acreditar ser um fracasso como pessoa, que, por sua vez, levará à vivência de emoções negativas. Naturalmente, a pessoa terá medo de falhar e tentará evitar o fracasso, ativamente (e.g., tentando alcançar a perfeição) ou passivamente (e.g., procrastinando ou evitando testar sua capacidade) (Shafran et al., 2002).

Apesar da relevância dos resultados apresentados, algumas limitações do presente estudo devem ser consideradas. É evidente que a amostra pequena e não-probabilística empregada não representa a população brasileira, o que dificulta a extrapolação dos resultados. Além disso, estudos com amostras clínicas brasileiras também serão importantes para a classificação da estrutura fatorial do CPQ+ e sua relação com indicadores psicopatológicos. As relações entre as pontuações do CPQ e indicadores positivos, como bem-estar subjetivo, carecem de investigação e tampouco foram contempladas aqui. Por fim, estudos experimentais com amostras nativas poderão indicar se os escores do CPQ são sensíveis aos efeitos do tratamento e quais intervenções são mais eficientes na redução do perfeccionismo e seus desfechos neste contexto. A continuação das investigações poderá lançar luz a essas questões.

4.5 Conclusões

De maneira geral, no presente estudo, reformular os itens codificados negativamente pareceu ser uma boa estratégia para aumentar a homogeneidade do instrumento sem excluir itens. No teste de vários modelos de CPQ+, o melhor ajuste aos dados permaneceu com o modelo de dois fatores correlacionados com 11 itens. Esse resultado é coerente com o modelo bidimensional de perfeccionismo e com testes empíricos anteriores. Além disso, o fator PP tem se mostrado mais relacionado aos sintomas psicopatológicos em comparação ao fator EP, o que também é coerente com o modelo teórico proposto por Gilbert (2009), e com estudos anteriores que utilizaram o CPQ e outros instrumentos para medir o perfeccionismo.

5 A AUTOCOMPAIXÃO MEDEIA A RELAÇÃO ENTRE PERFECCIONISMO E DESFECHOS PSICOPATOLÓGICOS?⁴

Resumo

A presente pesquisa tem como objetivo investigar o papel mediador da autocompaixão na relação entre perfeccionismo e desfechos psicopatológicos. A amostra foi composta por 175 estudantes brasileiros de graduação, com idades entre 18 e 59 anos ($M = 25,97$; $DP = 8,2$). Os participantes preencheram três instrumentos psicométricos de autorrelato: Clinical Perfectionism Questionnaire apenas com itens positivos, Self-Compassion Scale–Short Form (SCS–SF), e Depression, Anxiety and Stress Scales–Short Form (DASS–21). Correlações preliminares confirmaram que as variáveis investigadas estavam significativamente correlacionadas entre si. Posteriormente, duas análises de modelo de mediação simples foram executadas e os resultados apoiaram uma mediação parcial da autocompaixão entre as duas dimensões do perfeccionismo (i.e., esforços perfeccionistas e preocupações perfeccionistas) e o fator global de DASS–21 (i.e., afetividade negativa), separadamente. Um modelo serial de mediadores múltiplos também foi realizado e os resultados demonstraram que, juntas, a autocompaixão e as preocupações perfeccionistas mediaram totalmente a relação entre os esforços perfeccionistas e a afetividade negativa. Essas descobertas são consistentes com a possibilidade de que a autocompaixão e as preocupações perfeccionistas sejam processos por meio dos quais os esforços perfeccionistas resultam em desfechos psicopatológicos.

Palavras-chave: Perfeccionismo; Autocompaixão; Psicopatologia, Análise de caminhos, Regressão.

5.1 Introdução

O perfeccionismo pode ser definido como um traço de personalidade caracterizado por estabelecer altos padrões de exigência pessoal e busca pela perfeição (Stoeber, 2020). Assim, os perfeccionistas têm critérios rigorosos para definir seu sucesso e se esforçam para atingir seus altos padrões e evitar fracassos - ou o que eles consideram ser fracassos.

Embora as conceituações iniciais considerassem o perfeccionismo como unidimensional, estudos que investigaram a estrutura latente de diferentes medidas de

⁴ Este estudo foi aceito para publicação em periódico científico. Referência: Rocha, L. F. D., Falcone, E. M. O., & Hernandez, J. A. E. (in press). Does self-compassion mediate the relation between perfectionism and psychopathological outcomes?. *Psicologia Clínica*.

autorrelato indicaram a presença hegemônica de duas dimensões correlacionadas, frequentemente denominadas de ‘Esforços Perfeccionistas’ (EP) e ‘Preocupações Perfeccionistas’ (PP) (ver Stoeber, 2018a para uma revisão). A dimensão EP abrange cognições e comportamentos de definição e perseguição de elevados padrões de exigência pessoal, enquanto a dimensão PP inclui cognições e comportamentos relacionados a imperfeições e suas consequências temidas (Stoeber, 2018a, 2020).

De uma perspectiva comportamental, as duas dimensões do perfeccionismo podem ser diferenciadas com base em suas funções: EP incluiria componentes perfeccionistas relacionados ao reforço positivo, enquanto PP incluiria componentes perfeccionistas relacionados ao reforço negativo (Terry-Short, Owens, Slade, & Dewey, 1995). Em outras palavras, a dimensão EP está relacionada ao controle positivo (ou seja, envolve cognições e comportamentos que visam alcançar consequências positivas) e a dimensão PP está mais relacionada ao controle aversivo (ou seja, envolve cognições e comportamentos que visam evitar ou para escapar de uma consequência aversiva). Portanto, pode-se dizer que os EP são movidos pela motivação para a perfeição e os PP são movidos pelo medo do fracasso (Slade & Owens, 1998).

O número de publicações sobre perfeccionismo aumentou significativamente nas últimas três décadas (ver Smith et al., no prelo). O interesse pelo perfeccionismo tem crescido principalmente porque essa variável tem sido destacada como um processo transdiagnóstico, ou seja, um conjunto de aspectos cognitivos ou comportamentais que desempenham um papel importante na etiologia, manutenção e curso de diversos estados psicopatológicos (Egan, Wade, & Shafran, 2011; Egan, Wade, Shafran, & Antony, 2014; Shafran, Cooper, & Fairburn, 2002). Geralmente, as duas dimensões do perfeccionismo estão positivamente associadas a indicadores psicopatológicos, embora a dimensão PP tenha uma associação mais alta em comparação com a dimensão EP, especialmente quando a sobreposição entre elas está sob controle (Limburg, Watson, Hagger, & Egan, 2016; Smith et al., 2016).

Uma meta-análise realizada com 284 estudos empíricos - a maioria transversal - revelou que ambas as dimensões perfeccionistas estão positivamente correlacionadas a resultados psicopatológicos (ou seja, transtornos mentais, sintomas de transtornos mentais e desfechos relacionados à psicopatologia, como ideação suicida e sofrimento psicológico geral) (Limburg et al., 2016). Ou seja, quanto mais altos são os níveis de EP e PP, maiores são os níveis de indicadores de desajuste psicológico. No entanto, os valores de efeito único das PP mostraram-se superiores aos dos EP, após o controle da sobreposição dessas dimensões ($b \leq 0,70$ e $\leq 0,25$, respectivamente).

Resultados semelhantes foram encontrados por outra metanálise que investigou a relação longitudinal entre perfeccionismo e sintomas de depressão em 10 estudos com amostras diferentes (Smith et al., 2016). Após o controle dos sintomas de depressão na linha de base, tanto EP quanto PP revelaram um pequeno efeito sobre os sintomas de depressão ao longo do tempo. No entanto, após o controle de PP na linha de base, a dimensão EP não previa mais os sintomas de depressão longitudinalmente.

Visando um melhor entendimento dessa relação, pesquisas têm sido realizadas com o objetivo de verificar mediadores entre o perfeccionismo e os desfechos psicopatológicos. A pesquisa sobre mediadores examina “como” ou “por que” uma variável prediz uma variável de resultado (Frazier, Tix e Barron, 2004). Assim, as variáveis mediadoras poderiam explicar parcial ou totalmente a relação entre perfeccionismo e desfechos psicopatológicos, indicando as maneiras pelas quais um prediz o outro (Stoeber, 2018b).

Como pode ser visto, a identificação de mediadores pode fornecer uma melhor compreensão dos processos subjacentes à relação entre o perfeccionismo e a psicopatologia. Essas informações podem permitir a construção e o teste de teorias sobre os mecanismos causais responsáveis pela mudança, bem como indicar os componentes centrais do tratamento (Frazier et al., 2004).

Dentre as variáveis encontradas como mediadoras da relação entre perfeccionismo e psicopatologia, destaca-se a autocompaixão. A autocompaixão pode ser definida como uma sensibilidade à própria dor, juntamente com um compromisso para aliviá-la ou evitá-la (Irons & Beaumont, 2017). Segundo Neff (2003), a autocompaixão envolve uma forma gentil e terna de se relacionar consigo mesmo, especialmente em circunstâncias de sofrimento e adversidades, envolvendo a aceitação de experiências emocionais dolorosas, juntamente com a compreensão de que elas são parte de uma experiência humana maior.

Como pode ser observado, há três componentes envolvidos na conceituação de autocompaixão: autobondade (*versus* autojulgamento), *mindfulness* (*versus* superidentificação) e humanidade compartilhada (*versus* isolamento) (Neff & Germer, 2019; Souza & Hutz, 2016). Autobondade refere-se a ações de amor, apoio, aceitação e incentivo a si mesmo, ao invés de julgar ou culpar, principalmente quando confrontado com sentimentos de inadequação pessoal, fracassos e situações de vida dolorosas. *Mindfulness*, na autocompaixão, envolve a consciência do próprio sofrimento, erros, falhas ou inadequações, sem ser absorvido por eles, exagerá-los ou dedicar-se inteiramente a eles. Humanidade compartilhada refere-se ao senso de interconectividade, percebendo os problemas e lutas como dificuldades que ocorrem na vida de todos, ao invés de ser uma situação isolada, como se a pessoa estivesse separada do resto do

mundo. Em suma, autocompaixão significa uma presença (*mindfulness*) amorosa (autobondade) e conectada (humanidade compartilhada).

Em geral, o perfeccionismo tende a ser negativamente associado à autocompaixão, ou seja, quanto maior o nível das dimensões perfeccionistas - especialmente PP, menor o nível de autocompaixão (Barnett & Sharp, 2016; Mehr & Adams, 2016; Neff, 2003; Stoeber, Lalova, & Lumley, 2020). Uma vez que a *Self-Compassion Scale* (Neff, 2003), usada nessas pesquisas, mede os componentes positivos e negativos da autocompaixão, pode-se dizer que os perfeccionistas são autocríticos, sentem-se isolados e facilmente se identificam excessivamente com as emoções negativas e pensamentos, em vez de ter autocompaixão.

Por sua vez, a autocompaixão mostrou uma correlação negativa com os desfechos de psicopatologia, ou seja, quanto menor o nível de autocompaixão, maior o nível de sintomas de saúde mental (ver MacBeth & Gumley, 2012 para uma revisão). Assim, são estabelecidos os critérios de investigação do papel mediador, ou seja, todas as variáveis envolvidas devem estar significativamente correlacionadas (Frazier et al., 2004). Nesse caso, o perfeccionismo (preditor ou antecedente) está positivamente associado à psicopatologia (resultado ou consequente) e à autocompaixão (mediador), enquanto a autocompaixão está inversamente associada à psicopatologia. Por fim, para afirmar que a autocompaixão é uma variável mediadora, é necessário mostrar que, quando adicionada ao modelo, a força da relação entre o perfeccionismo e a psicopatologia é significativamente reduzida. Alguns estudos o investigaram.

Em uma amostra de 358 estudantes de graduação dos Estados Unidos, a associação entre PP, medida pela *Almost Perfect Scale — Revised* (APS-R), e sintomas depressivos reduziu de $b = 0,423$ ($p < 0,001$) para $b = 0,324$ ($p < .001$) após o controle da autocompaixão enquanto variável mediadora (Mehr & Adams, 2016). Uma vez que a força da associação entre o preditor e o resultado foi reduzida após a introdução da autocompaixão, mas não se tornou zero ou não significativa, houve suporte para a hipótese de que a autocompaixão medeia parcialmente o efeito da dimensão PP nos sintomas depressivos. Em outro estudo, utilizando uma amostra composta por 77 estudantes de graduação da Irlanda, a associação entre PP, medida pelo APS-R, e sintomas de ansiedade não foi mais significativa após o controle da autocompaixão, indicando um efeito de mediação total (Murtagh, 2018).

Um terceiro estudo, com uma amostra da população em geral, principalmente com alunos de graduação do Canadá e dos EUA, os escores de auto-compaixão fundiram-se com os escores de outras variáveis (por exemplo, ruminação e *mindfulness*) através de análise de componentes principais, e um fator global emergiu; foi denominado autocriticismo pelos autores (James, Verplanken, & Rimes, 2015). O autocriticismo mediou parcialmente a associação entre

a dimensão PP, medida pela Frost Multidimensional Perfectionism Scale (FMPS), e o fator global da *Depression, Anxiety and Stress Scales – Short Form* (DASS-21). Após o controle da autocompaixão enquanto variável mediadora, a associação entre PP e o fator global de DASS-21 foi de $b = 0,38$ ($p < 0,01$).

Gilbert (2009, 2016), inspirado na neurociência afetiva da evolução, descreve três tipos de sistemas primários de regulação emocional (também chamados de sistemas motivacionais) que operam na espécie humana e que podem colaborar para a compreensão da relação entre perfeccionismo, autocompaixão e psicopatologia. O sistema focado em ação, busca e aquisição (ou apenas sistema de ação) tem como função motivar a busca por recursos e recompensas, orientando o desenvolvimento de desejos e metas. O sistema focado na ameaça e na autoproteção (ou apenas sistema de ameaça) permite que o indivíduo esteja alerta e responda rapidamente às ameaças, motivando a resposta da segurança diante de estímulos de perigo reais ou imaginários. O sistema de contentamento ou calmante (ou apenas sistema calmante) permite um estado de contentamento, paz e segurança quando o indivíduo não está buscando recursos ou focado na ameaça.

É possível observar semelhanças entre o sistema de ação e a dimensão EP, uma vez que pode ser uma mentalidade voltada para objetivos que motiva as pessoas a buscarem seus elevados padrões. Por outro lado, o PP é semelhante ao sistema de ameaça, pois esta dimensão pode ser vista como uma mentalidade que tenta evitar falhas/imperfeições e suas consequências negativas. Desse modo, seria possível hipotetizar que a dimensão EP está relacionada à ativação do sistema de ação, enquanto a dimensão PP está relacionada à ativação do sistema de ameaça.

Embora o sistema de ameaça tenha uma função primordialmente adaptativa, muitos problemas ligados à saúde mental estão relacionados a ele, especialmente se superdesenvolvido, sensível, tendencioso ou confuso (Gilbert, 2009). Em geral, o sistema de ameaça está mais relacionado à psicopatologia devido aos processos envolvidos em sua ativação, como mecanismos neuro-hormonais (por exemplo, resposta do cortisol), emoções ou estados emocionais negativos (por exemplo, estresse, medo, ansiedade e raiva), processamento cognitivo enviesado (por exemplo, hipervigilância e preocupação) e muitas vezes estratégias de segurança disfuncionais (por exemplo, evitação) (Gilbert, 2016; Irons & Beaumont, 2017). Isso pode explicar por que a dimensão PP apresenta maior associação com indicadores psicopatológicos em comparação com a dimensão EP.

No entanto, os sistemas de ação e de ameaça interagem de forma que a busca por recursos possa estar conectada à tentativa de lutar contra ameaças ou evitá-las, projetando uma estratégia de busca de segurança para eventos negativos (por exemplo, perseguir altos padrões para evitar sentimentos de inferioridade) (Gilbert, 2016). Ao mesmo tempo, o impedimento do

sistema de ação (por exemplo, quando os objetivos não são alcançados) tende a provocar a ativação do sistema de ameaça, gerando uma resposta emocional negativa (Gilbert, 2009). Isso pode explicar parcialmente por que a associação entre EP e resultados psicopatológicos é reduzida quando o nível de PP está sob controle.

O sistema calmante, por sua vez, ajuda a equilibrar os outros dois sistemas por meio da ativação do sistema parassimpático, sendo fonte de bem-estar, tranquilidade e contentamento. Esse sistema foi moldado pela evolução para ser ativado por comportamentos de apego (por exemplo, nutrição, validação, empatia e compaixão), uma vez que trouxe benefícios para a espécie, como a sobrevivência da prole e o desenvolvimento de alianças e amizades úteis (Gilbert, 2009). Uma das maneiras de aumentar a ativação do sistema calmante é por meio da autocompaixão, uma forma de cuidar de si mesmo.

Como pode ser visto, (baixa) autocompaixão pode ser um dos mecanismos através dos quais o perfeccionismo prediz a psicopatologia (James et al., 2015; Mehr & Adams, 2016; Murtagh, 2018), e isso é coerente do ponto de vista teórico de visão sobre os sistemas primários de regulação emocional (Gilbert, 2009; 2016). No entanto, os estudos mediacionais empíricos tendem a focar na dimensão PP e negligenciar a dimensão EP. Além disso, não foram encontrados estudos com essa finalidade em amostras brasileiras. Portanto, a presente pesquisa tem como objetivo investigar o papel mediador da autocompaixão na relação entre perfeccionismo, incluindo suas duas dimensões, e desfechos psicopatológicos entre os brasileiros.

A hipótese a ser testada é que a autocompaixão será um mediador significativo dessa relação, explicando, pelo menos parcialmente, o efeito negativo do perfeccionismo. Se isso for corroborado, os resultados indicarão que indivíduos com altos níveis de perfeccionismo (especialmente PP) tendem a se tratar com pouca (ou nenhuma) autocompaixão e isso explica parcialmente o nível de sintomas psicopatológicos vivenciados por eles. Assim, as intervenções destinadas a reduzir o perfeccionismo, a fim de reduzir a psicopatologia, devem levar em conta a promoção da autocompaixão.

Outra hipótese a ser testada é que o PP também medeia as relações entre EP e psicopatologia, uma vez que o indivíduo pode perseguir elevados padrões de exigência pessoal, tentando prevenir ou barrar as temidas consequências relacionadas às imperfeições e que o não alcance de elevados padrões pode evocar o sistema de ameaça. Em outras palavras, o EP prevê resultados psicopatológicos devido a altos níveis de PP (combinados com baixos níveis de autocompaixão). Se isso for corroborado, as cognições e comportamentos de EP podem, em alguns casos, configurar estratégias de busca de segurança e devem ser enfrentados por intervenções nesse contexto. Além disso, as intervenções também poderiam ajudar os

perfeccionistas a desenvolver formas mais funcionais de gerenciamento de falhas e erros (ou seja, quando o sistema de ação é frustrado).

5.2 Método

5.2.1 Participantes

Participaram deste estudo 175 estudantes brasileiros de graduação, com idades de 18 a 59 anos ($M = 25,97$, $DP = 8,2$), sendo 86,3% do sexo feminino ($n = 151$) e 13,4% do sexo masculino ($n = 23$). Um participante não relatou sexo, mas gênero (ou seja, não binário). Em relação ao estado civil, 76% se declararam solteiros ($n = 133$), 20,57% casados/em união estável ($n = 36$) e 3,4% divorciados/separados ($n = 6$).

5.2.2 Instrumentos

O *Clinical Perfectionism Questionnaire* apenas itens positivos (CPQ+), adaptado por Rocha, Hernandez e Falcone (no prelo), baseado no CPQ de Fairburn, Cooper e Shafran (2003), foi aplicado. O CPQ+ é composto por 12 itens que examinam a frequência de alguns comportamentos e cognições relacionados ao perfeccionismo nos últimos 30 dias. O respondente deve indicar a resposta por meio de uma escala do tipo Likert de 1 (Nem um pouco) a 4 (Sempre). Os itens 1, 3, 6, 7, 9, 10 e 11 medem EP e os itens 2, 4, 5 e 12 medem PP. O item 8 é removido devido à saturação simultânea em ambos os fatores do CPQ+. A confiabilidade composta do EP foi 0,78 e a confiabilidade composta do PP, 0,75; o alfa de cronbach foi de 0,79 e 0,74, respectivamente (Rocha et al., no prelo).

Para medir a autocompaixão, foi aplicada a *Self-Compassion Scale - Short Form* (SCS – SF), construída por Raes, Pommier e Neff (2011). SCS – SF é composta por 12 dos 26 itens da forma longa da SCS (ou seja, itens 6*, 26, 14, 13*, 15, 12, 9, 25*, 2*, 10, 1* e 11* - os itens seguidos de * são reversos), nos quais os participantes são orientados a indicar, em uma escala de 1 (quase nunca) a 5 (quase sempre), a frequência com que agem da maneira indicada. Neste estudo, a SCS-SF foi aplicada com base nos itens de escrita dos longos SCS forma adaptada para amostras brasileiras por Souza e Hutz (2016). Os itens medem os seis componentes do construto autocompaixão (ou seja, autobondade, *mindfulness*, humanidade compartilhada, autojulgamento, superidentificação e isolamento); no entanto, o fator global é predominante. No estudo de validação, o SCS-SF demonstrou consistência interna adequada (alfa de Cronbach $\geq 0,86$) e uma correlação quase perfeita com a forma longa da SCS ($r \geq 0,97$).

Para mensurar desfechos psicopatológicos, foi aplicada a *Depression, Anxiety and Stress Scales - Short-Form* (DASS-21) de Lovibond e Lovibond (1995), adaptada para a população brasileira por Vignola e Tucci (2004). Esse instrumento de autorrelato é composto por 21 itens que medem sintomas de depressão, ansiedade e estresse. Os respondentes devem indicar o quanto cada item esteve relacionado à sua realidade na última semana. As respostas são dadas em escala do tipo Likert, de “Não se aplica” (0) a “Aplica-se muito ou na maioria das vezes” (3). Apesar da presença de fatores específicos (ou seja, depressão, ansiedade e estresse), a medida é predominantemente unidimensional (Zanon et al., 2020). Em uma amostra brasileira, o alfa de cronbach do fator global foi de 0,94 e a confiabilidade composta foi de 0,96 (Rocha, Hernandez, & Falcone, 2021). O fator global de DASS-21 será intitulado afetividade negativa aqui, mas também é denominado de sofrimento geral, sofrimento afetivo geral, sofrimento afetivo negativo e afetividade negativa geral, em outros estudos.

5.2.3 Procedimentos

Após a aprovação do projeto pelo Comitê de Ética em Pesquisa da instituição à qual este estudo está vinculado, foi elaborado um questionário *online* por meio do Formulários Google, contendo o Termo de Consentimento Livre e Esclarecido (TCLE) e os instrumentos de pesquisa. O convite para participação no projeto foi feito por meio das redes sociais (ex: *Facebook*) e por e-mail para professores universitários, solicitando o envio do link do formulário aos seus alunos. O formulário ficou disponível para preenchimento entre agosto de 2020 e setembro de 2020. O recurso de respostas obrigatórias foi utilizado para todos os itens, o que evitou que o formulário fosse devolvido com valores faltantes.

5.2.4 Análise de dados

Todos os dados coletados neste estudo foram registrados em computador e processados no software estatístico SPSS (versão 23). Primeiramente, foi realizada análise estatística descritiva para entender como os dados coletados estão distribuídos. Também foram gerados indicadores de consistência interna dos instrumentos.

Uma vez que os estudos que investigam a estrutura fatorial da SCS-SF com amostras brasileiras não foram encontrados, o software do Factor (versão 10.10.03) foi utilizado, a fim de realizar uma Análise Fatorial Exploratória (AFE). Foi aplicado o método de extração *Robust Diagonally Weighted Least Squares* (RDWLS) com rotação *Robust Promin* sobre uma matriz de correlação policórica. A decisão sobre o número de fatores a serem retidos foi feita por meio

da Análise Paralela, com uma permutação aleatória dos dados observados (Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011).

A relação entre todas as variáveis foi examinada pelo cálculo do coeficiente de correlação produto-momento de Pearson. Para atender aos pressupostos necessários para a análise de mediação, é necessário que o antecedente (ou seja, EP e PP) esteja associado ao consequente (ou seja, afetividade negativa) e ao mediador (ou seja, autocompaixão), enquanto o mediador está associado ao consequente (Frazier et al., 2004).

Para testar nossa hipótese sobre o papel mediador da autocompaixão na relação entre perfeccionismo e afetividade negativa, foram usados modelos de mediação. Para isso, foi aplicada análise de regressão múltipla por meio da macro PROCESS para SPSS, conforme procedimentos descritos por Hayes (2018). Coeficientes padronizados foram usados. O intervalo de Confiança de Correção de Vício Acelerado (BCa) foi estimado usando a técnica de *Bootstrapping* (5000 reamostragem), e um intervalo de confiança de *bootstrap* (IC) com correção de viés de 95% para o efeito indireto também foi relatado.

5.3 Resultados

Os resultados relacionados à distribuição dos dados, bem como aos indicadores de confiabilidade interna, podem ser encontrados na Tabela 8. Em relação à análise fatorial do SCS-SF, a medida Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) exibiu um índice de 0,87 e o teste de esfericidade de Bartlett $\chi^2 (66) = 1035,7, p < 0,001$, ambos indicando a adequação dos dados para detecção de estrutura. A Análise Paralela recomendou a extração de um fator, no qual todos os 12 itens carregados substancialmente (cargas $\geq 0,53$).

Tabela 8 – Estatísticas descritivas e confiabilidade interna

	Média	DP	IC95%	<i>Skewness</i> (Erro padrão)	<i>Curtose</i> (Erro padrão)	α	ω
EP	16.54	4.33	15.89, 17.18	.129 (.184)	-.366 (.365)	.80	.80
PP	10.70	2.80	10.28, 11.11	-.286 (.184)	-.360 (.365)	.79	.80
DASS-21	43.93	13.75	41.88, 45.98	.677 (.184)	-.034 (.365)	.94	.94
SCS	32.93	9.58	31.50, 34.35	.199 (.184)	-.815 (.365)	.88	.88

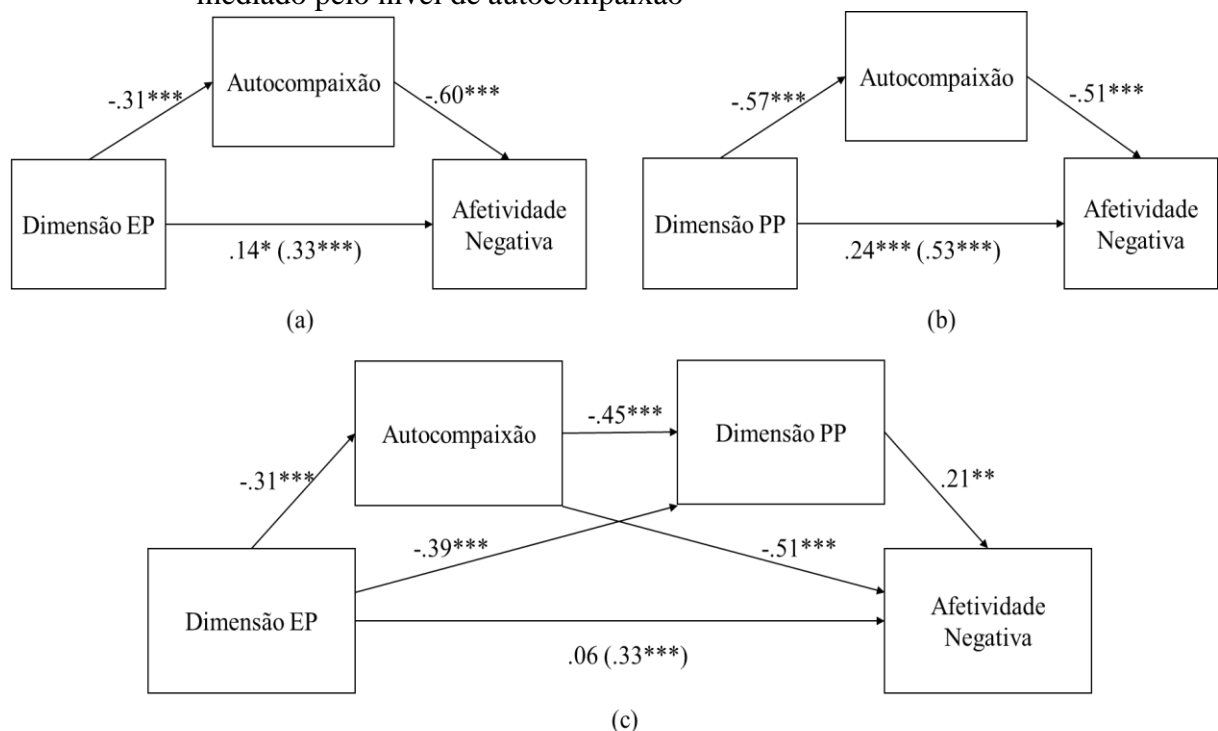
Nota. DP = derivação padrão. IC 95% = intervalo de confiança de 95%. α = alfa de Cronbach. ω = ômega do McDonald's

Quanto às correlações, todas as variáveis apresentaram associação estatisticamente significativa entre si. De acordo com o guia de Evans (1996) para interpretar a força do coeficiente de correlação, a dimensão EP apresentou uma correlação positiva fraca com afetividade negativa ($r = 0,33$) e uma correlação negativa fraca com autocompaixão ($r = -0,31$). A dimensão PP apresentou correlação positiva moderada com afetividade negativa ($r = 0,53$) e

correlação negativa moderada com autocompaixão ($r = -0,57$). A autocompaixão, por sua vez, apresentou forte correlação negativa com a afetividade negativa ($r = -0,65$). Por fim, a dimensão EP apresentou correlação positiva moderada com a dimensão PP ($r = 0,53$). Todas as correlações foram significativas no nível 0,01. Portanto, as premissas para análise de mediação foram atendidas.

Em relação às análises de mediação, primeiramente, buscamos investigar em que medida a autocompaixão (M) medeia a relação entre EP (X) e afetividade negativa (Y), através de um modelo de mediação simples. Como pode ser visto na Figura 4 (a), o impacto de EP foi significativo para a autocompaixão ($b = -.31$, $t = -4.3345$, $SE = .1597$, $p < .0001$, $R^2 = .098$). A autocompaixão (variável mediadora) teve um efeito estatisticamente significativo na afetividade negativa ($b = -0,60$, $t = -9,9769$, $SE = 0,0865$, $p < 0,001$). EP afetou negativamente impactada, controlada por autocompaixão ($b = 0,14$, $t = 2,3972$, $SE = 0,1914$, $p < 0,05$). O efeito total do modelo (PS impactando a afetividade negativa, sem a variável mediadora) foi $b = 0,33$, $t = 4,6390$, $SE = 0,2277$, $p < 0,001$, $R^2 = 0,11$ (11%). O efeito de mediação (ou seja, efeito indireto) foi significativo ($b = 0,19$ [95% BCa CI = 0,10, 0,27]). A autocompaixão mediou aproximadamente 57,6% da relação entre EP e afetividade negativa. Portanto, pode-se dizer que a autocompaixão medeia parcialmente a relação entre PS e afetividade negativa.

Figura 4 – Modelo de perfeccionismo como preditor de desfechos psicopatológicos, mediado pelo nível de autocompaixão



Nota. O intervalo de confiança Bias-corrigido e acelerado (BCa) foi estimado usando a técnica de Bootstrapping (5000 reamostragem). O efeito total do modelo (preditor impactando o resultado, sem a variável mediadora) está entre parênteses.

Em seguida, buscamos investigar em que medida a autocompaixão (M) medeia a relação entre PP (X) e afetividade negativa (Y), através de um modelo de mediação simples. Como pode ser visto na Figura 4 (b), o impacto do PP foi significativo para a autocompaixão ($b = -.57$, $t = -9.1629$, $SE = .2139$, $p < .0001$, $R^2 = .33$). A autocompaixão teve um efeito estatisticamente significativo na afetividade negativa ($b = -.51$, $t = -7.4281$, $SE = .0983$, $p < .001$). PP impactou a afetividade negativa, controlada pela autocompaixão ($b = 0,24$, $t = 3,5176$, $SE = 0,3372$, $p < 0,001$). O efeito total do modelo (PP impactando a afetividade negativa, sem a variável mediadora) foi $b = 0,53$, $t = 8,2567$, $SE = 0,3171$, $p < 0,001$, $R^2 = 0,28$ (28%). O efeito de mediação (isto é, efeito indireto) foi significativo ($b = .29$ [95% BCa CI = .21, .38]). A autocompaixão mediu aproximadamente 54,7% da relação entre PP e afetividade negativa. Portanto, pode-se dizer que a autocompaixão medeia parcialmente a relação entre PP e afetividade negativa.

Considerando que a autocompaixão medeia parcialmente as relações entre EP e afetividade negativa, e a força da associação entre EP e resultados psicopatológicos tende a reduzir após o controle de Pp, um modelo serial de mediadores múltiplos foi realizado, com EP (X) como preditor e autocompaixão (M_1) e PP (M_2) como variáveis mediadoras (Tabela 9). Como pode ser visto na Figura 4 (c), EP deixou de impactar significativamente a afetividade negativa, após o controle a autocompaixão e PP ($b = 0,06$, $t = 9,564$, $SE = 0,2103$, $p > 0,05$). O efeito de mediação (ou seja, efeito indireto) foi significativo ($b = 0,27$ [95% BCa CI = 0,16, 0,37]). Portanto, pode-se dizer que, juntos, a autocompaixão e o PP medeiam totalmente a relação entre EP e afetividade negativa.

Tabela 9 – Coeficiente de regressão, erros padrão e informações resumidas do modelo para o PC presumido e modelo de mediador múltiplo serial de autocompaixão

Antecedente	Consequente											
	M_1 (autocompaixão)			M_2 (PP)			Y (Afetividade Negativa)					
	Coef.	SE	p	Coef.	SE	p	Coef.	SE	p			
X (EP)	a_1	-.31	.160	< .001	a_2	.390	.038	< .001	c'	.063	.210	.34
M_1 (autocompaixão)	—	—	—	d_{21}	-.449	.017	< .001	b1	-.508	.098	< .001	
M_2 (PP)	—	—	—	—	—	—	—	b2	.208	.378	< .01	
Constante	iM_1	44.37	2.73	< .001	iM_2	10.85	.978	< .001	iY	53.66	6.35	< .001
			$R^2 = .10$				$R^2 = .46$				$R^2 = .46$	
			$F(1, 173) = 18.79, p < .001$				$F(2, 172) = 74.43, p < .001$				$F(3, 171) = 48.51, p < .001$	

5.4 Discussão

O presente estudo teve como objetivo investigar o papel mediador da autocompaixão na relação entre perfeccionismo e desfechos psicopatológicos. Os resultados das correlações são consistentes com pesquisas anteriores, demonstrando que níveis mais elevados das duas dimensões do perfeccionismo, especialmente PP, estão relacionados a níveis mais elevados de psicopatologia (Limburg et al., 2016; Smith et al., 2016), e consistentes com descobertas anteriores sobre autocompaixão, que sugerem que ela está negativamente correlacionada com sintomas psicopatológicos (MacBeth & Gumley, 2012). Além disso, quanto mais elevados os níveis de dimensões perfeccionistas, menor o nível de autocompaixão, corroborando os resultados encontrados por outros estudos (Barnett & Sharp, 2016; Mehr & Adams, 2016; Neff, 2003; Stoeber et al., 2020).

Além disso, para fornecer evidências adicionais para essas relações previamente identificadas, o presente estudo examinou a autocompaixão como mediadora das duas dimensões do perfeccionismo e da afetividade negativa. Nossa hipótese de que a autocompaixão mediaría a relação entre EP e afetividade negativa foi sustentada pelos resultados, que indicaram mediação parcial, ou seja, a autocompaixão explicou aproximadamente 57,6% da relação. A autocompaixão também mediou parcialmente a relação entre PP e afetividade negativa, explicando aproximadamente 54,7% da relação.

Outros estudos já haviam indicado que a autocompaixão pode ser um mecanismo por meio do qual PP afeta os resultados psicopatológicos (James et al., 2015; Mehr & Adams, 2016; Murtagh, 2018). O presente estudo acrescenta evidências a esse respeito em uma amostra brasileira, além de demonstrar que a autocompaixão também é um dos mecanismos através do qual EP prediz desfechos psicopatológicos. Ou seja, pode-se dizer que indivíduos com níveis elevados de dimensões perfeccionistas tendem a se tratar com pouca autocompaixão e isso explica em parte o nível de sintomas psicopatológicos vivenciados por eles.

Conforme proposto por Gilbert (2009), buscar recursos e recompensas (por exemplo, altos padrões) e responder a ameaças (por exemplo, medo de falhas) geram sintomas psicopatológicos parcialmente devido à baixa ativação do sistema calmante (por exemplo, baixos níveis de autocompaixão). A tensão surge quando os sistemas de ação e de ameaça se desequilibram com o sistema calmante e esse não está funcionando ou acessível. Assim, o sistema calmante poderia ajudar a regular os sentimentos de necessidade/desejo excessivo e as emoções baseadas na ameaça (Gilbert, 2009).

Em termos práticos, esses resultados podem indicar que intervenções voltadas para a redução do perfeccionismo, visando a redução da psicopatologia, devem considerar a promoção

da autocompaixão, além de ajudar o sujeito a estabelecer metas mais flexíveis e ter uma visão mais realista das consequências das falhas (Egan et al., 2014; Shafran, Egan, & Wade, 2018). Em outras palavras, é importante que as intervenções ajudem os perfeccionistas a desenvolverem uma presença (atenção plena) amorosa (bondade) e conectada (humanidade comum), em vez de serem autocríticos, sentirem-se isolados e excessivamente identificados com emoções e pensamentos negativos.

Além de realizar os dois modelos de mediação simples (ou seja, autocompaixão mediando o efeito de EP e PP nos desfechos psicopatológicos, separadamente), este estudo também verificou se a autocompaixão e PP juntos medeiam a relação entre EP e afetividade negativa, por meio de um modelo de mediador múltiplo serial. Os resultados desta análise indicaram que, após controlar os níveis de autocompaixão e PP, EP não mais previu o nível de afetividade negativa.

Teoricamente, pode-se dizer que o sistema de ação, quando equilibrado com sistemas de ameaça e calmante, não apresenta risco para o desenvolvimento de sintomas psicopatológicos (Gilbert, 2009; Irons & Beaumont, 2017). Assim, buscar elevados padrões (ou seja, EP) é perigoso quando as pessoas fazem isso para evitar/impedir as consequências temidas relacionadas com imperfeições, como uma estratégia de busca por segurança, e ao frustrar a busca de padrões elevados, provocando a ativação do sistema de ameaça (por exemplo, através do PP).

Além disso, os perfeccionistas podem ficar obcecados em buscar seus padrões elevados, bloqueando a ativação do sistema calmante (por exemplo, por meio da autocompaixão). Ou seja, um sistema de ação superestimulado torna difícil de reduzir o ritmo, por meio da ativação do sistema parassimpático, para estar presente no momento (ou seja, atenção plena), para oferecer aceitação incondicional a si mesmo (ou seja, bondade) e estar conectado com outras pessoas (ou seja, a humanidade comum). Em resumo, “[...] quais desejos temos, o propósito deles, como começamos a tentar satisfazê-los e como nos sentimos e nos tratamos se não conseguirmos o que queremos ou pensamos que precisamos - são todos importantes para nosso bem-estar” (Gilbert, 2009, p. 159, tradução nossa).

Esses resultados podem ter algumas implicações práticas. Em primeiro lugar, as intervenções devem investigar se cognições e comportamentos relacionados à busca de altos padrões de exigência pessoal estão sendo usados como uma forma de proteção contra as consequências temidas (isto é, como estratégias de busca de segurança). Modelos cognitivos têm apontado para a armadilha da estratégia de busca de segurança, uma vez que, embora reduza o medo ou a ansiedade no curto prazo, também previne mudanças cognitivas de longo prazo e uma percepção precisa da ameaça (Irons & Beaumont, 2017; Thwaites & Freeston, 2005). No

caso de EP como estratégia de segurança, os perfeccionistas continuarão a acreditar, por exemplo, que não são um fracasso como pessoa só porque atingiram padrões extremamente elevados. Portanto, os tratamentos devem se concentrar em desmontar gradualmente essas estratégias e ajudar os perfeccionistas a criar oportunidades para testar suas crenças.

Além disso, é importante que as intervenções ajudem os perfeccionistas a desenvolver estratégias funcionais a serem utilizadas quando as coisas não saem de acordo com o planejado, uma vez que a frustração do sistema de ação tende a provocar a ativação do sistema de ameaça, gerando um negativo resposta emocional (Gilbert, 2009). Por exemplo, não atingir padrões elevados tende a despertar crenças negativas, como 'sou inadequado', que, por sua vez, levará à vivência da afetividade negativa (Neff & Germer, 2020). Portanto, é importante que os perfeccionistas aprendam a identificar e corrigir distorções cognitivas como uma das estratégias possíveis para lidar com os contratemplos da vida (Shafran et al., 2018).

Por fim, outra implicação prática é a possibilidade de ajudar o perfeccionista a desacelerar, oferecendo autocompaixão a si mesmo e proporcionando momentos de relaxamento, para que possam continuar a busca por padrões elevados de forma saudável. Buscar altos padrões pode se tornar um tanto viciante, e a autocompaixão pode ajudar os perfeccionistas a encontrar uma vida mais equilibrada em relação à busca de prazeres através da ativação do sistema de ação *versus* experimentar o contentamento através da ativação do sistema calmante (Gilbert, 2009).

Embora o presente estudo possa contribuir para uma melhor compreensão dos processos subjacentes entre o perfeccionismo e a psicopatologia, ele apresenta limitações quanto à representatividade e generalização. A amostra por conveniência empregada não representa a população brasileira, dificultando a extrapolação dos resultados. Além disso, este estudo utilizou uma amostra de graduação, como a maioria dos estudos relacionados. Portanto, pesquisas futuras com amostras clínicas são importantes. Por fim, o design transversal não possibilita a inferência de causalidade, pois falha em tratar da direcionalidade ou precedência temporal. Estudos futuros podem adotar desenho longitudinal de múltiplas ondas, com, pelo menos, três pontos de medição (isto é, preditor num primeiro momento, mediadores no tempo dois e os desfechos no tempo de três), e desenho experimental, comparando a eficácia das intervenções que incluem a promoção da autocompaixão, intervenções que não incluem a promoção da autocompaixão e nenhuma intervenção (ou seja, um grupo de controle) na redução do perfeccionismo e dos resultados psicopatológicos.

6 DISCUSSÃO GERAL

A presente tese de doutorado teve por objetivo geral a investigação do papel mediador da autocompaixão na relação entre o perfeccionismo e a afetividade negativa. Para tal, quatro estudos empíricos foram realizados. O primeiro deles (Capítulo 2) buscou analisar as propriedades psicométricas da DASS-21, principalmente em relação à sua estrutura latente, em uma amostra de estudantes universitários brasileiros. No segundo estudo (Capítulo 3), procedeu-se a adaptação transcultural do CPQ, um instrumento que mensura o perfeccionismo. Esse estudo foi levado a cabo, tendo em vista que, à época, não foram encontrados instrumentos que avaliassem o perfeccionismo disponíveis para aplicação em amostras brasileiras. Em seguida, observou-se a necessidade de adaptação em dois itens reversos do CPQ, sendo realizado, para esse fim, o terceiro estudo (Capítulo 4). Além disso, investigou-se a estrutura latente do CPQ através de AFC. Por fim, o quarto e último estudo (Capítulo 5) analisou o modelo de mediação da autocompaixão na relação entre as dimensões do perfeccionismo medidos pelo CPQ (i.e., ‘esforços perfeccionistas’ e ‘preocupações perfeccionistas’) e a afetividade negativa (i.e., fator global dos sintomas depressivos, ansiosos e do estresse, medidos pela DASS-21).

Além das discussões já realizadas em cada estudo individualmente, buscaremos discutir os resultados encontrados de forma geral, resumindo os principais achados e buscando identificar os principais pontos de avanço para o campo da Psicologia. Podem ser destacados: a predominância do fator global de psicopatologia, contribuições do modelo bidimensional para a ampliação do modelo cognitivo-comportamental do perfeccionismo e, sobretudo, as implicações teóricas e práticas decorrentes do papel mediador da autocompaixão na relação entre o perfeccionismo e a afetividade negativa.

6.1 A predominância do fator global de psicopatologia

O atual sistema de classificação dos transtornos mentais possui uma abordagem nosológica baseada na divisão, partindo da noção básica de que um determinado conjunto de sintomas reflete a existência de uma entidade patológica latente e distinta (Hayes & Hoffman, 2020; Payne et al., 2016). Algumas vantagens podem ser atribuídas a esse tipo de classificação diagnóstica, como fornecer uma linguagem unificada para descrever indivíduos com dificuldades psicológicas e propiciar o desenvolvimento de tratamentos especializados.

Contudo, alguns problemas conceituais e práticos desafiam a nosologia psiquiátrica. Em primeiro lugar, a sobreposição entre os transtornos ficou evidente nas altas taxas de coocorrência de dois ou mais transtornos (i.e., comorbidade), sugerindo que as entidades diagnósticas não são tão independentes e distintas quanto o proposto (ver Hayes & Hoffman, 2020). Segundo, o grande número de protocolos voltados para o tratamento de transtornos específicos torna a formação dos profissionais de saúde mental demasiadamente densa e duradoura, uma vez que devem ser treinados na aplicação de cada protocolo (Rangé & Coutinho, 2018). Além disso, abordagens quantitativas que usam metodologia de análise da estrutura latente têm indicado a predominância de um fator global para os sintomas psicopatológicos, sugerindo que os diagnósticos nosológicos são manifestações menores de uma síndrome subjacente mais fundamental (ver Caspi & Moffitt, 2018; Capítulo 2).

Uma possível explicação para a presença hegemônica do fator global de psicopatologia é que os transtornos mentais emergem de vulnerabilidades ou diáteses biopsicossociais compartilhadas (Hayes & Hoffman, 2020). Na prática clínica, o fator comum a diferentes sintomas pode sugerir a existência de processos transdiagnósticos para o desenvolvimento de transtornos mentais, isto é, mecanismos que desempenham um papel importante na etiologia, manutenção e evolução de diferentes estados psicopatológicos (Barlow et al., 2016).

Com base nesse pressuposto, Hayes e Hoffman (2020) sustentam que a questão fundamental da pesquisa em psicoterapia não deve ser quais intervenções são efetivas para problemas específicos; o foco deve ser conhecer quais processos biopsicossociais centrais devem ser visados e, então, identificar os métodos capazes de modificá-los. Essa visão oferece a oportunidade de identificar processos que, quando modificados por meio de intervenções direcionadas, podem reduzir sintomas clínicos.

Entre os processos transdiagnósticos já identificados, o perfeccionismo tem recebido crescente atenção nas últimas três décadas (Stoeber, 2018). Um dos primeiros estudos a destacar o perfeccionismo como processo transdiagnóstico foi a revisão clínica de Egan, Wade e Shafran (2011). Como observado, o perfeccionismo está presente em uma série de transtornos, como transtornos alimentares, transtornos de humor, transtornos de ansiedade e transtornos da personalidade (Egan et al., 2011). Diferentes amostras clínicas apresentam níveis mais elevados de perfeccionismo em comparação com grupos controle.

O perfeccionismo não só está presente em uma variedade de condições psicopatológicas como também é indicado como um importante mecanismo de manutenção delas (Egan et al., 2011). Modelos cognitivo-comportamentais de diferentes transtornos, como ansiedade social,

transtornos alimentares e transtorno obsessivo-compulsivo, têm incorporado o perfeccionismo como componente importante na explicação da sintomatologia (ver Egan et al., 2011). Além disso, a redução dos níveis de perfeccionismo tem sido associada a uma redução significativa dos sintomas em diferentes transtornos mentais, mesmo em intervenções que não abordam diretamente os sintomas daqueles quadros (ver Egan et al., 2012; Lloyd, Schmidt, Khondoker, & Tchanturia, 2015).

Esses resultados indicam que os tratamentos, sejam transdiagnósticos ou voltados para transtornos específicos, devem estar atentos ao nível de perfeccionismo apresentado pelos pacientes, já que ele pode fazer parte da etiologia daquela condição ou mesmo de um conjunto de condições comórbidas. Para que a intervenção seja eficiente, é importante um modelo teórico sólido dos padrões cognitivos e comportamentais do perfeccionismo.

6.2 Ampliando o modelo cognitivo-comportamental do perfeccionismo

Embora o modelo cognitivo-comportamental do perfeccionismo, proposto por Shafran et al. (2002, 2010), seja um dos únicos encontrados na literatura para explicar a natureza do perfeccionismo e tenha apresentado importantes avanços para o campo, ele não aborda diretamente os resultados empíricos sobre a bidimensionalidade do perfeccionismo. Além disso, aspectos relacionados a outras pessoas, que não o indivíduo perfeccionista, também foram deixados de fora do modelo original, como a busca pela perfeição enquanto busca por aceitação social (Hollender, 1965). Portanto, com base nos estudos empíricos apresentados nesta tese e na literatura disponível sobre a temática, será apresentada uma proposta preliminar de ampliação do modelo cognitivo-comportamental do perfeccionismo.

No modelo original, Shafran et al. (2002, 2010) destacam a dependência extrema do valor pessoal à capacidade de atingir elevados padrões como principal fator de manutenção do perfeccionismo. Neste sentido, os perfeccionistas só se consideram pessoas de valor ou estima se performam conforme seus altos padrões de exigência. Partimos da hipótese de que essa afirmação está correta, já havendo sido corroborada por estudos empíricos (e.g., DiBartolo, Frost, Chang, LaSota, & Grills, 2004). Contudo, há elementos que nos levam a acreditar que a busca pelo perfeccionismo não é motivada apenas pelo auto-valor (ou autoestima) contingente.

O modelo cognitivo genérico proposto por Beck (1967) chama atenção para a centralidade dos esquemas cognitivos disfuncionais sobre si, sobre os outros e sobre o futuro no sofrimento psicológico. O esquema cognitivo (ou simplesmente esquema) é uma estrutura

mental para triagem, codificação e avaliação das informações ou estímulos (Beck, 1967). Ele pode ser definido como uma estrutura de conhecimento generalizado que guia o processamento da informação, governando processos de atenção, percepção, imaginação, interpretação e resolução de problemas (APA, 2015; Arntz, 2020; Eysenck & Keane, 2017).

O papel fundamental do esquema é processar as situações cotidianas a fim de conferir significado a elas e, quando necessário, mobilizar outros sistemas, como motivacional, afetivo e fisiológico, para gerar uma resposta (Beck & Haigh, 2014). A fim de garantir a sobrevivência do indivíduo, a mobilização dos esquemas para interpretação dos estímulos, principalmente os mais ameaçadores, acontece de forma rápida através de um processamento automático da informação. Esse tipo de processamento tende a ajustar os dados de entrada em categorias brutas e é provável que produza erros, gerando sentidos e significados mais absolutos e extremados (Beck & Haigh, 2014).

Os esquemas podem surgir ao longo de toda a vida, mas os esquemas mais básicos tendem a tomar forma no início da infância. O desenvolvimento dos esquemas se dá por meio de experiência direta (i.e., sensorial), experiência indireta (i.e., por modelação) ou informação verbal, como os ensinamentos dos pais, cuidadores e professores (Arntz, 2020; Wright, Brown, Thase, & Basco, 2019).

Young, Klosko e Weishaar (2008) descrevem quatro tipos de experiência de vida que, em interação com o temperamento, estimulam o desenvolvimento de esquema disfuncionais: (a) frustração nociva de necessidades emocionais básicas (i.e., a criança têm poucas experiências boas, como estabilidade, compreensão e amor); (b) traumatização (i.e., a criança é maltratada ou vitimada); (c) superatendimento de necessidades (i.e., o ambiente proporciona em demasia algo que, moderadamente, seria saudável, como liberdade); (d) identificação seletiva (i.e., a criança internaliza pensamentos, sentimentos e comportamentos de pessoas com quem convive).

No contexto específico do perfeccionismo, cabe destacar os quatro modelos que buscam explicar o desenvolvimento do perfeccionismo levando em consideração o ambiente familiar: aprendizagem social, expectativa social, reação social e educação ansiosa (Flett et al., 2002). As experiências indicadas por esses modelos podem favorecer o desenvolvimento de esquemas, crenças e estratégias comportamentais. No modelo da ‘expectativa social’, por exemplo, ao receber aprovação apenas quando alcança elevados padrões, a criança pode desenvolver a crença de que ela não tem um valor intrínseco, mas que precisa conquistá-lo através do esforço para alcançar altos níveis de exigência.

6.2.1 Crenças nucleares

As representações verbais do esquema são denominadas crenças nucleares, funcionando como ideias globais, extremadas e absolutas sobre si (e.g., “Não tenho valor”), o mundo/as outras pessoas (e.g., “As pessoas me rejeitam”) e o futuro (e.g., “Uma catástrofe pode acontecer a qualquer momento”) (Arntz, 2020; Beck, 2007). Em outras palavras, as crenças nucleares representam o significado ou o conteúdo cognitivo de um esquema (Young et al., 2008). Como as crenças nucleares consistem em generalizações de percepções, tendem a assumir a força e a veracidade da realidade (Beck, 2017).

Beck (2013) divide as crenças nucleares disfuncionais em três categorias: desamparo, desamor e desvalor. As crenças de desamparo capturam as ideias de ser uma má pessoa (i.e., sem valor, intolerável, mau, inútil, prejudicial etc). As crenças da categoria de desamor englobam as ideias de que as outras pessoas não se importam com ele (i.e., considera-se incapaz de ser amado, desejável, atraente, querido). Já as crenças de desamparo são aquelas relacionadas à incapacidade de alcançar realizações (i.e., a pessoa acredita ser incompetente, impotente, fraca, vulnerável, fracassada etc).

Na maior parte do tempo, as crenças nucleares disfuncionais permanecem em estado de suspensão ou latentes até o momento em que o indivíduo é exposto a estressores que as ativam (Beck, 2017). Esse processo pode ser mais bem explicado pela aplicação do paradigma diátese-estresse ao modelo cognitivo. À luz desse paradigma, os transtornos mentais e físicos se desenvolvem a partir de uma predisposição genética ou biológica para determinada doença (diátese) combinada com condições estressantes que desempenham um papel precipitante ou facilitador (APA, 2015). De acordo com Beck e Haigh (2014), o sofrimento emocional também pode estar vinculado a vulnerabilidades cognitivas, isto é, esquemas e crenças nucleares disfuncionais pré-existentes, que são ativadas por eventos negativos do cotidiano e passam a dominar o processamento da informação.

Portanto, quando ativadas ou hipervalentes, as crenças nucleares disfuncionais tendem a gerar sofrimento emocional (Pereira & Rangé, 2011). Deste modo, ao longo da vida e de forma não-consciente (ou automática), o indivíduo desenvolve formas de se proteger da ameaça representada pela ativação das crenças nucleares disfuncionais — as compensando ou evitando (Beck, 2007).

6.2.2 Crenças condicionais

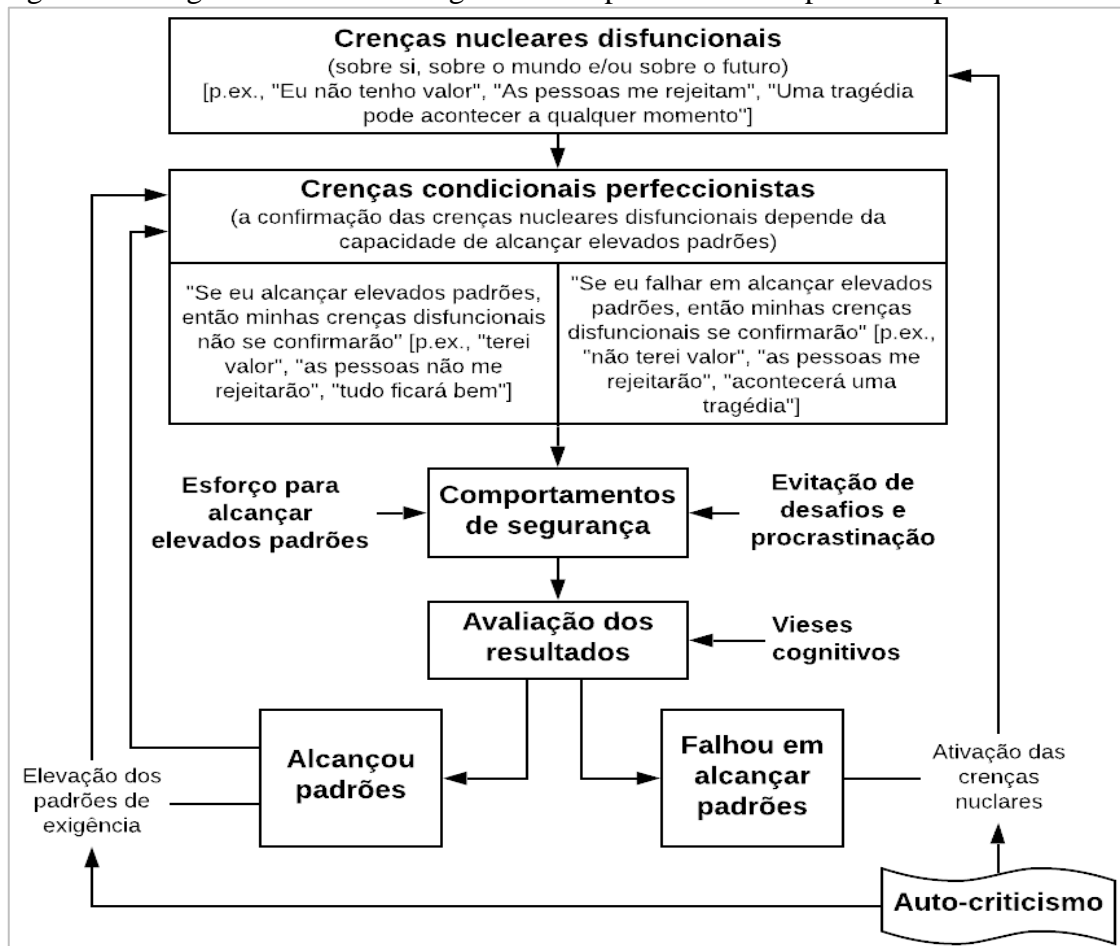
As estratégias de enfrentamento às crenças nucleares podem ser compreendidas como comportamentos de busca por segurança (ou, simplesmente, comportamentos de segurança), uma vez que visam a redução da sensação de vulnerabilidade no curto prazo (Beck & Haigh, 2014). Esses comportamentos são acomodados aos esquemas na forma de crenças condicionais, uma classe de cognições que opera abaixo da superfície, porém não tão profundamente como as crenças nucleares — muitas vezes denominadas de crenças intermediárias, pressupostos subjacentes, esquemas condicionais ou regras condicionais (Beck, 2007, 2013; Beck, 2017; Pereira & Rangé, 2011; Young et al., 2008).

As crenças condicionais são ideias que seguem a premissa “Se eu desempenhar os comportamentos de segurança, então a minha crença nuclear pode não se tornar realidade e ficarei bem”. No entanto, “se eu não desempenhar os comportamentos de segurança, então a minha crença nuclear se confirmará e irei sofrer” (Beck, 2013).

É nesse nível de processamento que surgem os padrões perfeccionistas. Independente do esquema e da crença nuclear disfuncionais que a pessoa desenvolveu ao longo da vida, ela pode estabelecer altos padrões de exigência para si e perseguí-los, na esperança (pouco ou nada consciente) de que eles irão protegê-la. Portanto, no processamento cognitivo perfeccionista, a confirmação ou reafirmação das crenças nucleares disfuncionais depende da capacidade de alcançar elevados padrões. As crenças condicionais perfeccionistas — derivadas das crenças nucleares disfuncionais — podem ser operados em sua forma afirmativa “Se eu alcançar elevados padrões, então minhas crenças disfuncionais não se confirmarão”, e em sua forma negativa “Se eu falhar em alcançar elevados padrões, então minhas crenças disfuncionais se confirmarão”.

Embora o modelo cognitivo-comportamental de Shafran et al. (2002, 2010) tenha condicionado o valor pessoal ao alcance de elevados padrões (i.e., auto-estima ou auto-valor contingente), crenças nucleares sobre o mundo e sobre o futuro e outras categorias de crenças nucleares sobre si não foram contempladas. Portanto, propomos que o elemento mais central no modelo cognitivo-comportamental ampliado do perfeccionismo não é a dependência extrema do valor pessoal à capacidade de atingir elevados padrões, mas sim as crenças nucleares disfuncionais (que podem incluir desvalor, mas não se limita a ele), diante das quais o indivíduo tenta se proteger através do estabelecimento de elevados padrões de exigência pessoal (ver figura 5).

Figura 5 – Diagrama do modelo cognitivo-comportamental ampliado do perfeccionismo



6.2.3 Comportamentos de segurança

Após o estabelecimento de elevados e rígidos padrões de exigência pessoal a nível de crenças condicionais, o indivíduo se esforça para alcançá-los (Shafran et al., 2002) — uma forma de compensação das crenças nucleares disfuncionais (Beck, 2017). Muitos dos comportamentos envolvidos nessa busca podem ser contraproduativos e desadaptativos, como gastar tempo excessivo fazendo listas de afazeres e se organizando, trabalhar compulsivamente, ser demasiadamente minucioso, tentar dar conta de muitas tarefas ao mesmo tempo e investir pouco tempo em atividades consideradas ‘não-produtivas’ (e.g., lazer) (Shafran et al., 2018).

Outros tipos de comportamentos de busca por segurança no contexto do perfeccionismo estão relacionados à tentativa de evitação das falhas e do fracasso (Shafran et al., 2018). A evitação de situações consideradas de risco para o atendimento de elevados padrões podem, no curto prazo, aliviar o medo de falhar. Por exemplo, uma pessoa que evita fazer um processo

seletivo prevendo que poderá não ser aprovada, escapa, momentaneamente, da angústia gerada pela possibilidade do fracasso.

Um dos grandes problemas da evitação é que, embora seja efetiva no curto prazo para alívio do sofrimento, no longo prazo tende a levar a pessoa a não ter uma vida significativa de acordo com o que é importante para ela. No exemplo anterior da pessoa que evita o processo seletivo desafiador, isso poderá levá-la a ter empregos que considera aquém de suas expectativas, não atendendo às suas altas demandas e, conseqüentemente, reafirmando suas crenças nucleares disfuncionais.

Em suma, no longo prazo, a evitação pode levar a pessoa a avaliar que não alcançou os seus padrões de exigência, empurrando-a exatamente para o resultado que ela estava tentando evitar (Shafran et al., 2002). Além disso, a evitação impede que a pessoa desenvolva habilidades importantes, aprenda com os erros e caminhe para um constante aprimoramento pessoal (Shafran et al., 2018).

Outro comportamento de segurança evitativo muito utilizado por perfeccionistas é a procrastinação, isto é, o adiamento voluntário de ações ou tarefas para um momento posterior (Shafran et al., 2018). Embora haja mais de um fator envolvido na procrastinação, no contexto do perfeccionismo, ela tende a ser precipitada pela preocupação em realizar uma tarefa perfeitamente, levando o indivíduo a adiar o seu início ou a sua conclusão ao invés de apresentar um produto considerado imperfeito (Shafran et al., 2018). Além de gerar os mesmos efeitos adversos da evitação de desafios, a procrastinação também tende a ocasionar um acúmulo de tarefas.

De modo geral, os comportamentos de segurança, sejam compensatórios ou evitativos, impedem as mudanças dos esquemas ou das crenças nucleares disfuncionais (Beck, 2007). No curto prazo, a execução dos comportamentos de segurança desenergiza os esquemas disfuncionais, trazendo alívio momentâneo. Porém, ao lançar mão desse tipo de comportamento, o indivíduo é privado da oportunidade de testar a veracidade de suas crenças nucleares disfuncionais e, conseqüentemente, informações novas e incompatíveis não são acomodadas ao esquema básico, bloqueando sua mudança (Beck & Haigh, 2014). No caso dos comportamentos de segurança utilizados no funcionamento perfeccionista, os indivíduos continuarão a acreditar que suas crenças nucleares (e.g., “Não tenho valor”) não se confirmaram única e exclusivamente porque se esforçaram em demasia para atingir padrões elevados ou evitaram desafios.

Nesse sentido, os comportamentos de segurança são considerados desadaptativos (ou mal-adaptativos), uma vez que não promovem adaptação ou alívio do sofrimento no longo

prazo (Beck & Haigh, 2014). É provável, ainda, que o indivíduo fique cada vez mais dependente de seus comportamentos de segurança, tendo em vista que eles são reforçados; seja pelo alcance de realizações (reforço positivo), seja pelo alívio do sofrimento (reforço negativo) (Slade & Owens, 1998). Além disso, comportamentos de segurança podem gerar outros tipos de problema no longo prazo, como a limitação de experiências de vida positivas, no caso da evitação.

6.2.4 Avaliação do resultado

Um dos momentos mais críticos para os perfeccionistas é a avaliação do resultado da busca pela perfeição. Nesse momento, há que chegar a uma conclusão se os altos padrões foram ou não atendidos. Diferente das crenças nucleares absolutas e condicionais que são mais genéricas e amplas, o processamento da informação a nível de avaliação do resultado está diretamente ligado a situações específicas do dia a dia, como receber o resultado de uma prova ou verificar alterações no peso corporal.

A avaliação do resultado, no modelo cognitivo-comportamental ampliado do perfeccionismo, assim como a avaliação da performance, no modelo original (Shafran et al., 2002), tende a ser enviesada ou distorcida, uma vez que a sua percepção é orientada pelos esquemas negativos pré-existentes. Os vieses mais comuns no processamento perfeccionista são: a atenção seletiva para falhas, monitoramento hipervigilante do desempenho, pensamento dicotômico e declarações com deveria.

A atenção seletiva (também chamada de abstração seletiva ou viés atencional), consiste num processamento cognitivo enviesado no qual o indivíduo foca em falhas no desempenho, enquanto os sucessos são ignorados (Hollender, 1965). Assim, mesmo que o perfeccionista tenha alcançado seus padrões muitas vezes (ou em muitas atividades), ele tenderá a ignorar estas ocasiões e a dar mais ênfase às situações na qual falhou. Isso porque o indivíduo tende a ficar hipervigilante a sinais de erros ou falhas, isto é, fica alerta a qualquer sinal que possa representar uma ameaça ao alcance dos altos padrões.

O processamento perfeccionista também é enviesado por um monitoramento hipervigilante do desempenho (Shafran et al., 2002). Esse viés leva o sujeito perfeccionista a checar repetidamente se está indo bem em alcançar os seus padrões. Por exemplo, a pessoa pode repassar as situações mentalmente, avaliando o seu desempenho em situações passadas, como repetir uma conversa repetidamente em sua cabeça para verificar se foi bem-sucedida na interação. Outras manifestações comuns desse tipo de viés são a comparação social, quando a

pessoa compara o próprio desempenho com o de outras pessoas, e a busca por reassseguramento, quando a pessoa procura a opinião de outras pessoas sobre o quão bem ela se saiu (Shafran et al., 2018).

O pensamento dicotômico faz com que o indivíduo interprete as situações em apenas duas categorias, geralmente como totalmente certas (e bem-sucedidas) ou totalmente erradas (e um completo fracasso) (Hollender, 1965; Shafran et al., 2002). Esse tipo de viés leva os perfeccionistas a temerem os erros e a reagir exageradamente a eles, pois errar arruína tudo, ou seja, se fracassarem parcialmente ou cometeram pequenos erros de percurso, interpretam que fracassaram em tudo.

Já a distorção ‘declarações com deveria’ faz com que o indivíduo não consiga aceitar a realidade como ela é, mas se sinta frustrado ao focar em como as coisas deveriam ser (Burns, 1980). Essa distorção estabelece um rigoroso sistema de regras de como as coisas devem ser, não abrindo espaço para qualquer tipo de desvio e flexibilidade. Ou seja, o perfeccionista acredita que existe uma solução perfeita ou ideal para qualquer problema, e, portanto, deve se esforçar para que tudo saia perfeito (i.e., sem erros), e que qualquer desvio terá sérias consequências (Egan et al., 2011).

6.2.5 Desdobramentos da avaliação dos resultados

Quando o perfeccionista chega ao final do processamento e avalia que conseguiu alcançar os seus níveis de exigência, rapidamente retoma o processo, partindo para novas situações em que deverá esforçar-se para alcançar altos padrões e/ou evitar desafios. O processamento cognitivo se autoperpetua, pois o perfeccionista interpreta que o que o livrou do fracasso (e da consequente ativação das crenças nucleares dolorosas) foi o funcionamento perfeccionista. Portanto, as cognições e os comportamentos de segurança envolvidos nesse funcionamento são reforçados, ao mesmo tempo em que impedem a mudança cognitiva mais profunda.

Algumas vezes, a retomada do processo é acompanhada por um aumento dos padrões de exigência, se o indivíduo os julgar insuficientemente demandantes (Shafran et al., 2002). Portanto, há um desconto do sucesso que leva o sujeito a minimizar ou desconsiderar conquistas e realizações (Egan et al., 2011). Um perfeccionista pode dizer a si mesmo que suas conquistas somente aconteceram, pois estavam ligadas a situações pouco desafiadoras ou difíceis, como uma prova que não demandava muitos conhecimentos, por exemplo. Esse tipo de reação diante do sucesso pode ser atribuída à influência do autocriticismo (Egan et al., 2011).

O desconto do sucesso levará o indivíduo a se envolver em situações ainda mais desafiadoras das próximas vezes. Se esse ciclo continuar, chegará um ponto em que a pessoa estabelecerá padrões que, de tão elevados, serão inatingíveis (Egan et al., 2011). Portanto, no longo prazo, aumentar os padrões por descontar o sucesso conduzirá o indivíduo ao fracasso em alcançá-los.

Se o perfeccionista avaliar que falhou em alcançar os elevados padrões, há a ativação das crenças nucleares negativas que estavam latentes (e.g., “Não tenho valor”). Geralmente, essa ativação ocorre quando os comportamentos de segurança falham em proteger o indivíduo. Paralelamente, o processamento cognitivo enviesado na etapa de avaliação do resultado tende a exagerar o significado dos eventos, o que aumenta a probabilidade da interpretação da falha e da consequente ativação esquemática.

Nem todas as falhas são capazes de ativar as crenças nucleares e provocar sofrimento emocional. Isto porque, os esquemas são altamente dependentes do domínio em que o perfeccionismo é expresso (Shafran et al., 2002). Por exemplo, se o esquema disfuncional está atrelado ao atendimento dos padrões pessoalmente exigentes no domínio trabalho (e.g., “Se eu não for o melhor vendedor da loja, então sou um completo fracasso”), apenas as falhas neste domínio serão um risco para a ativação esquemática. Estar acima do peso não será interpretado como uma falha para essa pessoa, mas pode ser uma ameaça para quem aplica o perfeccionismo à imagem corporal.

Elliott e Meltsner (1993) teorizam sobre quatro grandes áreas nas quais o perfeccionismo pode ser mais comumente aplicado: desempenho, aparência, relacionamentos interpessoais e códigos morais. Os perfeccionistas de desempenho aplicam seus padrões em tarefas e atividades ligadas a conquistas, realizações e produções. Os perfeccionistas de aparência têm suas exigências atreladas à imagem que apresentam às outras pessoas. Os perfeccionistas interpessoais se cobram para garantir que as outras pessoas atendam a altos padrões de exigência. Os perfeccionistas morais se exigem em termos de códigos éticos e morais. Embora a maioria dos perfeccionistas tenham altos padrões em áreas específicas, pode acontecer da expressão do perfeccionismo se manifestar de forma mais generalizada (Elliott & Meltsner, 1993).

O processo de interpretar as falhas de forma extremada e negativa, aliada ao processo de ativação das crenças nucleares disfuncionais, tende a ser acompanhado pelo autocriticismo (Shafran et al., 2002). Diante das falhas em alcançar os elevados padrões de exigência pessoal, os perfeccionistas costumam ser autocríticos, sentir-se isolados dos demais e se identificar excessivamente com as emoções e os pensamentos negativos (Neff, 2003; Capítulo 5).

6.3 Acomodação dos resultados empíricos ao modelo teórico

A literatura científica, incluindo os estudos anteriores, tende a indicar uma estrutura bidimensional para as medidas do perfeccionismo, composta pelas dimensões ‘esforços perfeccionistas’ e ‘preocupações perfeccionistas’. Como visto, a dimensão ‘esforços perfeccionistas’ abarca cognições e comportamentos de estabelecimento e perseguição de elevados padrões de exigência pessoal, enquanto a dimensão ‘preocupações perfeccionistas’ inclui cognições e comportamentos relacionados a falhas ou imperfeições e suas temidas consequências.

De acordo com o modelo de sistemas primários de regulação emocional (também chamados de sistemas motivacionais), proposto por Gilbert (2009), existem três tipos de sistemas emocionais que operam na espécie humana. Dois deles podem colaborar na compreensão do modelo bidimensional do perfeccionismo: ‘sistema de ação’ e ‘sistema de ameaça’ (tradução nossa). O primeiro tem por função motivar a busca por recursos e recompensas, orientando o desenvolvimento de desejos e metas. O segundo habilita o indivíduo a estar alerta e a responder a ameaças rapidamente, motivando respostas de segurança diante de estímulos perigosos — reais ou imaginados.

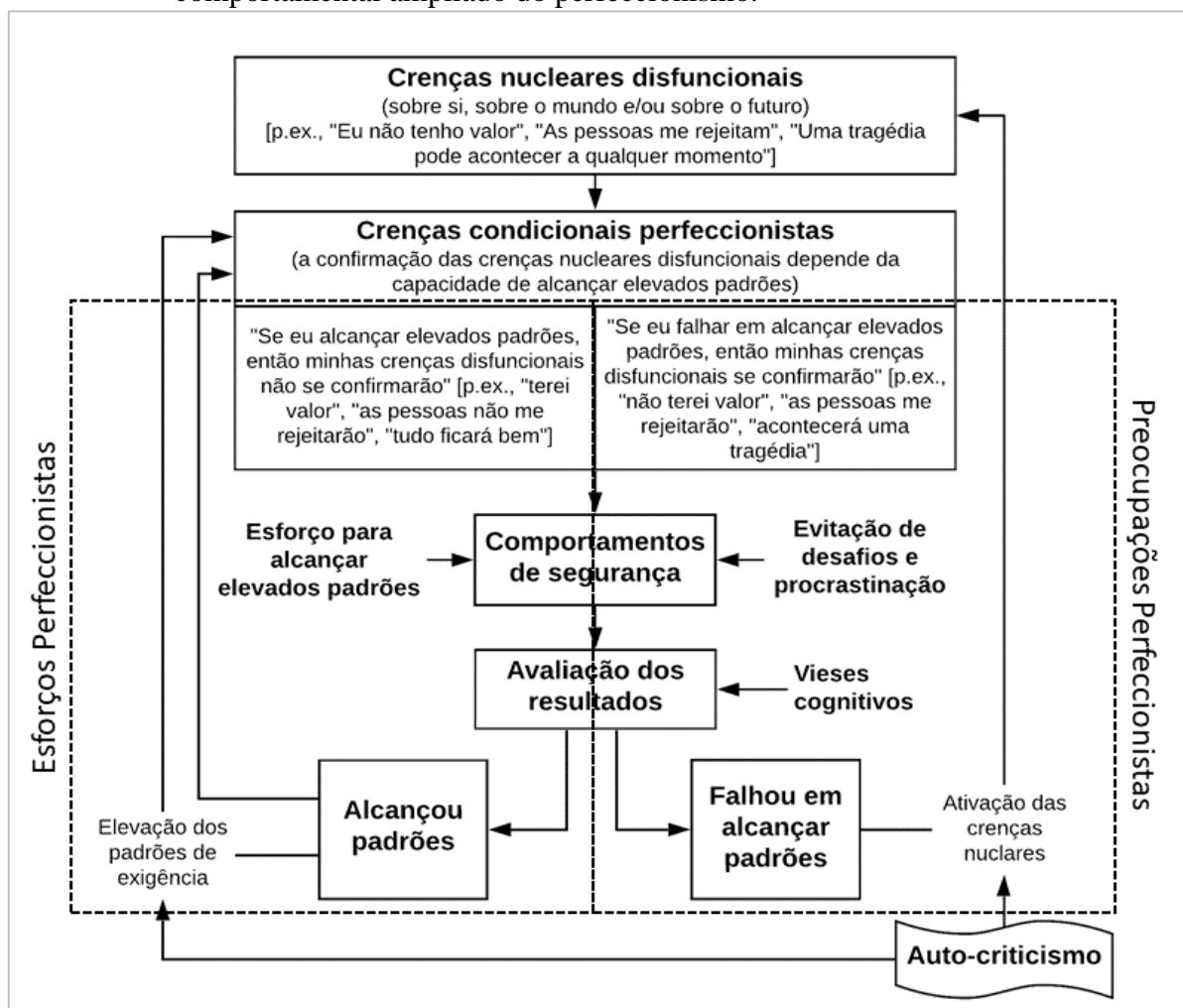
Traçando um paralelo com as pesquisas sobre perfeccionismo, é possível observar semelhanças entre o ‘sistema de ação’ e a dimensão ‘esforços perfeccionistas’, uma vez que esta pode ser vista como um quadro mental orientado a objetivos que motiva uma pessoa a perseguir seus altos padrões. Por outro lado, a dimensão ‘preocupações perfeccionistas’ está relacionada ao ‘sistema de ameaça’, uma vez que ela pode ser vista como um quadro mental que tenta evitar falhas/imperfeições e suas consequências negativas. Deste modo, seria possível hipotetizar que a dimensão ‘esforços perfeccionistas’ está relacionada ao estímulo do ‘sistema de ação’, enquanto a dimensão ‘preocupações perfeccionistas’, à provocação do ‘sistema de ameaça’.

Traçando um paralelo com o modelo cognitivo-comportamental ampliado do perfeccionismo, aqui proposto, pode-se dizer que os elementos cognitivos e comportamentais dispostos no lado esquerdo do diagrama estão relacionados à dimensão ‘esforços perfeccionistas’ e, conseqüentemente, ao ‘sistema de ação’, uma vez que são cognições e comportamentos de estabelecimento e perseguição de elevados padrões de exigência pessoal (Figura 6). Embora mobilizem o ‘sistema de ação’, no modelo cognitivo-comportamental ampliado do perfeccionismo, as cognições e estratégias de busca por perfeição estão, indiretamente, à serviço do ‘sistema de ameaça’, tendo em vista que funcionam como formas de evitação ativa das crenças nucleares disfuncionais. Já os elementos dispostos do lado direito

do diagrama são cognições e comportamentos diretamente relacionados a falhas e suas consequências adversas, tratando-se, portanto, da dimensão ‘preocupações perfeccionistas’ e, conseqüentemente, do estímulo ao ‘sistema de ameaça’.

Cabe destacar que o modelo cognitivo-comportamental ampliado do perfeccionismo busca compreender a natureza e o funcionamento do perfeccionismo clínico ou patológico, ou seja, quando há a presença simultânea de altos níveis das dimensões ‘esforços perfeccionistas’ e ‘preocupações perfeccionistas’ (Stoeber & Otto, 2006). A apresentação de níveis elevados da dimensão ‘esforços perfeccionistas’ por si só, não apenas pode ser normal, como pode indicar uma busca saudável pela excelência (Hamachek, 1978; Shafran et al., 2002; Stoeber & Otto, 2006) — sobretudo se equilibrada com uma postura autocompassiva (Capítulo 5).

Figura 6 – Acomodação da bidimensionalidade do perfeccionismo ao modelo cognitivo-comportamental ampliado do perfeccionismo.



Para Stoeber e Otto (2006), a presença da dimensão ‘esforços perfeccionistas’ indica a presença do perfeccionismo. Já a dimensão ‘preocupações perfeccionistas’ distingue entre o

perfeccionismo clínico ou patológico (quando ambas as dimensões estão presentes) e a busca saudável pela excelência (quando apenas a dimensão ‘esforços perfeccionistas’ está presente). O estudo de mediação desenvolvido pela presente tese (Capítulo 5) indicou que não apenas a dimensão ‘preocupações perfeccionistas’ medeia a relação entre ‘esforços perfeccionistas’ e indicadores psicopatológicos, como também a autocompaixão (de forma negativa, no sentido de que quanto mais ‘preocupações perfeccionistas’, menos autocompaixão e mais psicopatologia). Após o controle dessas duas variáveis, os ‘esforços perfeccionistas’ não mais predisseram o fator global dos sintomas depressivos, ansiosos e do estresse.

Portanto, no modelo cognitivo-comportamental ampliado do perfeccionismo, ambas as dimensões do perfeccionismo estão presentes no perfeccionismo clínico, bem como o autocriticismo. De modo que a presença da dimensão ‘preocupações perfeccionistas’ (e crenças disfuncionais subjacentes) e do autocriticismo, de forma combinada, distinguem as formas normal e patológica do perfeccionismo.

Em relação à centralidade das crenças nucleares no funcionamento perfeccionista, alguns estudos empíricos já apontaram a relação positiva entre as dimensões do perfeccionismo e crenças nucleares ou esquemas disfuncionais, corroborando a ampliação do modelo cognitivo-comportamental do perfeccionismo. Maloney, Egan, Kane e Ress (2014), com base em pesquisa correlacional entre o perfeccionismo e esquemas desadaptativos, sugerem que os esquemas e as crenças nucleares são componentes importantes que levam ao desenvolvimento do perfeccionismo. Sugerem ainda que o perfeccionismo se desenvolve na forma de crenças intermediárias, servindo como uma função contingente para os esquemas.

Conroy, Kaye e Fifer (2007) sugerem que crenças subjacentes ao medo de falhar podem expandir a compreensão dos aspectos cognitivos e motivacionais do perfeccionismo. Essas crenças a respeito da falha podem ser divididas em três grandes categorias: crenças negativas sobre as consequências intrapessoais, como desvalorizando do valor pessoal; crenças negativas sobre consequências interpessoais, como incomodar pessoas significativas; e crenças negativas sobre as consequências para o futuro, como incerteza.

Em uma amostra de 372 estudantes universitários, o fator do perfeccionismo relacionado à dimensão ‘preocupações perfeccionistas’ se correlacionou de forma fraca a moderada com os medos de sentir vergonha e constrangimento ($r=.47$, $p<.01$), desvalorizar a autoestima ($r=.34$, $p<.01$), pessoas importantes perderem o interesse ($r=.49$, $p<.01$), incomodar outras pessoas importantes ($r=.47$, $p<.01$) e um futuro incerto ($r=.37$, $p<.01$) (Conroy et al., 2007). Já o fator relacionado à dimensão ‘esforços perfeccionistas’ se correlacionou de forma fraca com os medos de sentir vergonha e constrangimento ($r=.22$, $p<.01$), desvalorizar a

autoestima ($r=.15, p<.01$), pessoas importantes perderem o interesse ($r=.17, p<.01$), incomodar outras pessoas importantes ($r=.14, p<.01$).

Portanto, verificou-se que crenças subjacentes ao medo de falhar estão associadas a ambas as dimensões do perfeccionismo. Contudo, quando a sobreposição entre as dimensões do perfeccionismo foi controlada, os ‘esforços perfeccionistas’ não mais se correlacionaram com os medos de falhar (Contoy et al., 2007), reforçando o entendimento de que a perseguição de elevados padrões pode ser uma estratégia de busca por segurança frente às crenças disfuncionais a respeito da falha.

Uma vez que as crenças nucleares são ativadas quando os comportamentos de segurança falham, as crenças subjacentes ao medo de falhar tendem a estar diretamente relacionadas às crenças nucleares disfuncionais, podendo ser correlatas ou mesmo sobrepostas. Portanto, o medo de falhar pode ser operacionalizado no formato negativo das crenças condicionais, isto é, “se eu falhar em alcançar elevados padrões, então [ativação da crença nuclear]”. Por exemplo, “se eu falhar em alcançar meus elevados padrões, então as pessoas perderão o interesse por mim” (possível crença nuclear disfuncional: ‘as pessoas não me acham naturalmente interessante’).

6.4 A autocompaixão como variável mediadora

Variáveis mediadoras vêm sendo pesquisadas a fim de descobrir como ou por que uma variável prediz outra (Frazier et al., 2004). A identificação de mediadores pode fornecer uma melhor compreensão dos processos subjacentes entre o perfeccionismo e a psicopatologia. Esta informação pode habilitar a construção e o teste de teorias sobre os mecanismos causais responsáveis pela mudança, bem como indicar os principais componentes do tratamento (Frazier et al., 2004).

As análises de mediação conduzidas no Capítulo 5 indicaram que a autocompaixão mediou, aproximadamente, metade da influência de cada dimensão do perfeccionismo sobre a afetividade negativa. Neste sentido, indivíduos com altos níveis de ‘esforços perfeccionistas’ e ‘preocupações perfeccionistas’ tendem a se tratar de forma pouco autocompassiva e, em parte, por conta disso, apresentam sintomas depressivos, ansiosos e do estresse. Ao invés de uma presença amorosa e conectada, são autocríticos, os perfeccionistas se sentem isolados e se identificam excessivamente com as emoções e os pensamentos negativos.

Esse resultado corrobora a indicação de Stoeber (2018), na qual o esforço pela perfeição é acompanhado por avaliações excessivamente críticas de seu comportamento. Cabe destacar

que o perfeccionista não responde com autocriticismo apenas diante das falhas, mas também quando alcança os seus padrões de exigência e desconta o sucesso.

Além de proporcionar subsídios para a ampliação do modelo cognitivo-comportamental do perfeccionismo (no qual o autocriticismo sucede as falhas), os resultados encontrados no Capítulo 5 podem ter implicações práticas para a prevenção e o tratamento de quadros psicopatológicos associados ao perfeccionismo. É importante que essas intervenções também contemplem a promoção de uma postura mais autocompassiva e menos autocrítica.

Manuais de tratamento do perfeccionismo já incluem seções destinadas ao desenvolvimento da autocompaixão em indivíduos perfeccionistas (Egan et al., 2011; Shafran et al., 2018). Shafran et al. (2018) propõe um processo de quatro etapas para a transição de uma postura autocrítica para uma postura mais autocompassiva: (1) identificação do autocriticismo; (2) identificação dos custos do autocriticismo; (3) desenvolvimento e prática de respostas respeitadas e autocompassivas; e (4) aprendizagem de novas formas de reagir à voz autocrítica. A primeira etapa consiste na ampliação da consciência dos pensamentos autocríticos e no reconhecimento de quando eles estão presentes no dia a dia, seguida de um monitoramento dos mesmos. Posteriormente, na segunda etapa, a pessoa considera os prós e os contras do autocriticismo e julga, de modo geral, se ele tem ajudado ou atrapalhado na busca pelos objetivos almejados. Nessa etapa, a pessoa também compara a forma como ela se relaciona com pessoas queridas e a forma que ela se relaciona consigo mesmo.

Na terceira etapa, a pessoa é levada a refletir sobre como sua vida seria diferente se ela se tratasse da mesma forma que trata pessoas queridas e é encorajada a ser uma melhor amiga para si mesma. Além de ser psicoeducada sobre a autocompaixão, abre-se espaço para exploração dos medos relacionados à prática da autocompaixão e distorções são corrigidas. Por fim, a pessoa é levada a elaborar respostas autocompassivas para usar na vida diária. Na última etapa, a pessoa aprende a reagir à voz autocrítica quando ela surge, utilizando todos os conhecimentos gerados nas etapas anteriores.

Essa é apenas uma das propostas presentes na literatura para a promoção da autocompaixão. Outra intervenção muito difundida é o programa *Mindful Self-Compassion* (MSC) (ver Neff & Germer, 2019). O MSC consiste numa intervenção de oito semanas para ensinar habilidades e ser autocompassivo na vida diária. A intervenção acontece em grupo em encontros semanais com 2 horas e 45 minutos de duração, mais um retiro silencioso de meio dia para meditação. Os encontros envolvem aprendizagem conceitual e experiencial e incluem exercícios interpessoais, discussão em grupo, meditação e psicoeducação. Além da prática

básica da atenção plena (i.e., mindfulness), há um foco no cultivo da autocompaixão por meio do uso de práticas de bondade amorosa e compaixão.

Alguns estudos experimentais apoiam a importância da promoção da autocompaixão em indivíduos perfeccionistas. Em um deles, uma amostra de 60 mulheres esportistas foi dividida em um grupo experimental (i.e., grupo de intervenção de autocompaixão; $n = 31$) e um grupo controle que recebeu uma intervenção placebo ($n = 29$) (Mosewich, Crocker, Kowalski, & DeLongis; 2013). Na linha de base, o grupo experimental apresentou uma média de 3.19 (DP = .73) na medida de preocupação com o erro, enquanto o grupo controle teve uma média de 3.31 (DP = .60), não havendo diferença significativa entre eles. Após um mês de intervenção, a média de preocupação com o erro do grupo controle do grupo experimental caiu para 3.00 (DP = .87), enquanto a média do grupo controle nessa medida subiu para 3.64 (DP = .77), havendo diferença significativa entre os grupos ($d = -.78$, $p < .01$).

Outro estudo, com delineamento quase-experimental, aplicou o MSC em uma amostra de 44 adultos chineses (Finlay-Jones, Xie, Huang, Ma, & Guo, 2018). A média nos escores de depressão, ansiedade e estresse eram de 27.04 (DP = .43), 25.88 (DP = .45) e 32.66 (DP = .45), na linha de base. Após oito semanas de intervenção, essas médias caíram para 21.12 (DP = .06), 21.02 (DP = .44) e 25.56 (DP = .44), respectivamente. Os cálculos do tamanho do efeito indicaram um grande tamanho do efeito para depressão ($d = 1.31$), ansiedade ($d = 1.01$) e estresse ($d = 1.34$), entre o pré e pós-teste. O perfeccionismo não moderou a diferença entre os escores no pré e pós-teste, indicando que a promoção da autocompaixão pode beneficiar mesmo aqueles indivíduos com altos níveis de perfeccionismo.

Embora os resultados sejam favoráveis à inclusão da promoção da autocompaixão em intervenções voltadas para a redução dos aspectos psicopatológicos do perfeccionismo, há que ter cautela. Os resultados dos estudos vêm indicando uma mediação apenas parcial da autocompaixão na relação entre o perfeccionismo e os sintomas psicopatológicos (James et al., 2015; Mehr & Adams, 2016; Murtagh, 2018; Rocha et al., no prelo). Portanto, a promoção da autocompaixão pode ser um complemento às intervenções sobre o perfeccionismo, mas não uma alternativa a elas. Outros componentes do perfeccionismo ainda necessitam de intervenção mais diretiva, como distorções cognitivas e comportamentos de segurança (e.g., Shafran et al., 2018).

CONCLUSÃO

Os resultados encontrados pelos estudos empíricos presentes nesta tese indicaram a predominância do fator global da DASS-21 (i.e., afetividade negativa), confirmaram o modelo bidimensional do perfeccionismo medido pelo CPQ e sustentaram o papel mediador da autocompaixão na relação entre as dimensões do perfeccionismo e a afetividade negativa. De modo geral, espera-se que intervenções voltadas para a redução do perfeccionismo e o desenvolvimento da autocompaixão sejam eficazes para a redução dos sintomas depressivos, ansiosos e do estresse. Os resultados também possibilitaram a proposição da ampliação do modelo cognitivo-comportamental do perfeccionismo, que busca explicar o funcionamento desse processo transdiagnóstico e seus fatores de manutenção.

Embora a presente tese apresente estudos que podem representar avanços para o campo, algumas limitações precisam ser consideradas. Em primeiro lugar, os estudos utilizaram amostras com tamanho reduzido, por conveniência e composta exclusivamente por universitários, sendo a maioria do sexo feminino. Essas características amostrais dificultam as generalizações para a população. Pesquisas futuras podem incluir uma amostra mais ampla e com diferentes características, como com adultos, idosos e, principalmente, amostras clínicas. Outra limitação foi o delineamento transversal, por representar a realidade em um único momento no tempo. Neste sentido, se propõe que pesquisas futuras possam ser realizadas com o objetivo de aprofundar o estudo destas relações com delineamentos longitudinais.

Delineamentos experimentais também podem ser adotados, por exemplo, ao ministrar uma intervenção para redução do perfeccionismo e verificar o papel mediador da autocompaixão na comparação do nível de desfechos psicopatológicos no pré e pós-teste. Esse tipo de pesquisa poderia indicar se as intervenções são eficazes por serem capazes de aumentar o nível de autocompaixão.

Cabe destacar também que a DASS-21, utilizada para mensuração dos sintomas psicopatológicos, é um instrumento de rastreio e não de psicodiagnóstico. Estudos futuros podem mensurar desfechos psicopatológicos associados ao perfeccionismo com medidas destinadas ao diagnóstico de transtorno mental. Ou ainda, entrevistas diagnósticas a fim de separar amostras clínicas e amostras não-clínicas para efeitos de comparação. Espera-se que amostras clínicas apresentem maiores níveis de perfeccionismo em comparação com amostras não-clínicas.

Também é digno de nota a não utilização de uma medida específica para mensuração do autocriticismo. A presente tese utilizou uma medida de autocompaixão (a SCS-SF), cujos

itens medem aspectos positivos (i.e., mindfulness, autobondade e humanidade compartilhada) e negativos (i.e., sobreidentificação, autocrítica severa e isolamento) desse construto. Portanto, entende-se que quanto maiores os escores na SCS-SF, maior a apresentação dos aspectos positivos da autocompaixão e menor a apresentação dos seus aspectos negativos. Por outro lado, quanto menores os escores, menor a apresentação dos aspectos positivos da autocompaixão e maior a apresentação dos seus aspectos negativos. O autocrítico foi, portanto, compreendido por escores menores na SCS, bem como associações negativas com outros construtos. Contudo, outros estudos podem incluir tanto medidas de autocompaixão, como medidas específicas de autocrítico.

Por fim, a inserção das crenças nucleares disfuncionais ao modelo cognitivo-comportamental do perfeccionismo foi feita com base na literatura científica sobre o modelo cognitivo-comportamental genérico e estudos correlacionais já publicados. Contudo, os estudos da tese não contemplaram medidas capazes de acessar essa variável. Portanto, novos estudos podem ser conduzidos a fim de verificar a associação entre as dimensões do perfeccionismo e as crenças nucleares disfuncionais, como também para investigar se, juntas, a autocompaixão e as crenças nucleares disfuncionais medeiam completamente a relação entre o perfeccionismo e os desfechos psicopatológicos, corroborando a ampliação do modelo.

Apesar de suas limitações, os estudos presentes nesta tese podem contribuir para o avanço do conhecimento científico acerca das variáveis estudadas e da relação entre elas, além de colaborar para a revisão do modelo cognitivo-comportamental do perfeccionismo. Acredita-se também que as intervenções voltadas para a redução do perfeccionismo patológico poderão ser mais bem planejadas e executadas a partir de evidências empíricas que corroboram o papel mediador da autocompaixão na relação entre o perfeccionismo e a psicopatologia.

REFERÊNCIAS

- American Psychological Association [APA]. (2015). *APA dictionary of psychology* (2nd ed.). Washington: American Psychological Association.
- American Psychological Association. (2010). *Dicionário de psicologia*. Porto Alegre: Artmed.
- Andrade, J. M. (2008). *Evidências de validade do inventário dos cinco grandes fatores de personalidade para o Brasil* (Tese de Doutorado não publicada). Universidade de Brasília. Recuperado em dezembro 3, 2018, de <http://repositorio.unb.br/handle/10482/1751>
- Apóstolo, J. L. A., Figueiredo, M. H., Mendes, A. C., & Rodrigues, M. A. (2011). Depressão, ansiedade e estresse em usuários de cuidados primários de saúde. *Revista Latino-Americana de Enfermagem*, 19(2), 1-6.
- Arbuckle, J. L. (2014). *Amos 23.0 User's Guide*. Chicago: IBM SPSS.
- Arbuckle, J. L. (2017). *IBM SPSS AMOS 25.0: User's Guide*. Crawfordville, FL.
- Arntz, A. (2020). Modificando crenças nucleares. In: S. C. Hayes & S. G. Hofman (Eds.), *Terapia cognitivo-comportamental baseada em processos: ciência e competências clínicas* (pp. 267-276). Porto Alegre: Artmed.
- Barlow, D. H., Allen, L. B., & Choate, M. L. (2016). Toward a unified treatment for emotional disorders—republished article. *Behavior therapy*, 47(6), 838-853. <https://doi.org/10.1016/j.beth.2016.11.005>
- Barnett, M. D., & Sharp, K. J. (2016). Maladaptive perfectionism, body image satisfaction, and disordered eating behaviors among US college women: The mediating role of self-compassion. *Personality and Individual Differences*, 99, 225-234. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2016.05.004>
- Barroso, S. M., Baptista, M. N., & Zanon, C. (2018). Solidão como variável preditora na depressão em adultos. *Estudos Interdisciplinares em Psicologia*, 9(3), 26-37. <https://doi.org/10.5433/2236-6407.2018v9n3suplp26>
- Beck, A. T. (1967). *Depression: clinical, experimental, and theoretical aspects*. Philadelphia: University of Pennsylvania Press.
- Beck, A. T. (2017). Teoria dos transtornos da personalidade. Em: A. T. Beck, D. D. Davis, & A. Freeman (Eds.), *Terapia cognitiva dos transtornos da personalidade*. Porto Alegre: Artmed.
- Beck, A. T., & Alford, B. A. (2011). *Depressão: causas e tratamento* (2a ed.). Porto Alegre: Artmed.
- Beck, A. T., & Haigh, E. A. (2014). Advances in cognitive theory and therapy: The generic cognitive model. *Annual review of clinical psychology*, 10, 1-24. <https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-032813-153734>

- Beck, J. S. (2007). *Terapia cognitiva para desafios clínicos: o que fazer quando o básico não funciona*. Porto Alegre: Artmed.
- Beck, J. S. (2013). *Terapia Cognitivo-Comportamental: teoria e prática* (2a ed.). Porto Alegre: Artmed.
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, *107*(2), 238–246. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.107.2.238>
- Bentler, P. M. (2009). Alpha, dimension-free, and model-based internal consistency reliability. *Psychometrika*, *74*(1), 137–143. <https://doi.org/10.1007/S11336-008-9100-1>
- Bentler, P. M., & Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, *88*(1), 588–606. <https://doi.org/doi.org/10.1037/h0020412>
- Bentley, K. H., Franklin, J. C., Ribeiro, J. D., Kleiman, E. M., Fox, K. R., & Nock, M. K. (2016). Anxiety and its disorders as risk factors for suicidal thoughts and behaviors: a meta-analytic review. *Clinical psychology review*, *43*(1), 30-46. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2015.11.008>
- Bottesi, G., Ghisi, M., Altoè, G., Conforti, E., Melli, G., & Sica, C. (2015). The Italian version of the Depression Anxiety Stress Scales-21: Factor structure and psychometric properties on community and clinical samples. *Comprehensive psychiatry*, *60*(1), 170-181. <https://doi.org/10.1016/j.comppsy.2015.04.005>
- Brodsky, S. F. (1988). A Shortened Version of the Burns Perfectionism Scale. *Psychological Reports*, *62*(1), 70–70. <https://doi.org/10.2466/pr0.1988.62.1.70>
- Brodsky, S. F., & Sedlacek, W. E. (1988). Factor analysis and reliability of the burns perfectionism scale. *Psychological Reports*, *62*(3), 806–806. <https://doi.org/10.2466/pr0.1988.62.3.806>
- Burns, D.D. (1980). The perfectionist's script for self-defeat. *Psychology today*, *14*, 34–52.
- Byrne, B. (2016). *Structural equation modeling with AMOS: basic concepts, applications, and programming*. New York: Routledge.
- Caspi, A., & Moffitt, T. E. (2018). All for one and one for all: Mental disorders in one dimension. *American Journal of Psychiatry*, *175*(9), 831-844. <http://dx.doi.org/10.1176/appi.ajp.2018.17121383>
- Clark, D. A., & Beck, A. T. (2012). *Terapia cognitiva para os transtornos de ansiedade*. Porto Alegre: Artmed.
- Cohen, B. E., Edmondson, D., & Kronish, I. M. (2015). State of the art review: depression, stress, anxiety, and cardiovascular disease. *American journal of hypertension*, *28*(11), 1295-1302. <https://doi.org/10.1093/ajh/hpv047>
- Cohen, R. J. Swerdlik, M. E. & Sturman, E. D. (2014). *Testagem e Avaliação Psicológica: Introdução a Testes e Medidas*. Porto Alegre: AMGH.

- Conroy, D. E., Kaye, M. P., & Fifer, A. M. (2007). Cognitive links between fear of failure and perfectionism. *Journal of Rational-Emotive & Cognitive-Behavior Therapy*, 25(4), 237-253. <https://doi.org/10.1007/s10942-007-0052-7>
- Costa, A. R. L., & Hauck Filho, N. (2017). Menos desejabilidade social é mais desejável: neutralização de instrumentos avaliativos de personalidade. *Interação em Psicologia*, 21(3), 239-249. <https://doi.org/10.5380/psi.v21i3.53054>
- Dancey, C. P., & Reidy, J. (2018). *Estatística sem matemática para Psicologia* (5a ed.). Porto Alegre: Penso.
- Daza, P., Novy, D. M., Stanley, M. A., & Averill, P. (2002). The depression anxiety stress scale-21: spanish translation and validation with a Hispanic sample. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 24(3), 195-205. <https://doi.org/10.1023/A:1016014818163>
- DiBartolo, P. M., Frost, R. O., Chang, P., LaSota, M., & Grills, A. E. (2004). Shedding light on the relationship between personal standards and psychopathology: The case for conditional self-worth. *Journal of Rational-Emotive & Cognitive-Behaviour Therapy*, 22(4), 237-250. <https://doi.org/10.1023/B:JORE.0000047310.94044.ac>
- Dickie, L., Surgenor, L. J., Wilson, M., & McDowall, J. (2012). The structure and reliability of the Clinical Perfectionism Questionnaire. *Personality and Individual Differences*, 52(8), 865-869. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2012.02.003>
- Dominguez-Lara, S. (2016). Evaluación de modelos estructurales, más allá de los índices de ajuste. *Enfermería Intensiva*, 27(2), 84-85. <https://doi.org/10.1016/j.enfi.2016.03.003>
- Dominguez-Lara, S., & Rodriguez, A. (2017). Índices Estadísticos de Modelos Bifactor. *Interacciones*, 3(2), 59-65. <https://doi.org/10.24016/2017.v3n2.51>
- Egan, S. J., Shafran, R., Lee, M., Fairburn, C. G., Cooper, Z., Doll, H. A., ... Watson, H. J. (2016). The reliability and validity of the clinical perfectionism questionnaire in eating disorder and community samples. *Behavioural and Cognitive Psychotherapy*, 44(1), 79-91. <https://doi.org/10.1017/S1352465814000629>
- Egan, S., Wade, T. D., & Shafran, R. (2012). The transdiagnostic process of perfectionism. *Revista de psicopatología y psicología clínica*, 17(3), 279-294. <https://doi.org/10.5944/rppc.vol.17.num.3.2012.11844>
- Egan, S. J., Wade, T. D., Shafran, R., & Antony, M. M. (2014). *Cognitive-behavioral treatment of perfectionism*. New York: Guilford Publications.
- Elliott, M., & Meltsner, S. (1993). *Perfeccionismo: como aprender a conviver com as imperfeições do mundo real*. São Paulo: Saraiva.
- Ellis, A. (1957). *How to live with a neurotic: At Work and at Home*. New York: Crown.
- Ellis, A. (1958). Rational psychotherapy. *The Journal of General Psychology*, 59, 35-49.

- Ellis, A. (1997). Must masturbation and demandingness lead to emotional disorders? *Psychotherapy: Theory, Research, Practice, Training*, 34(1), 95–98. <https://doi.org/10.1037/h0087779>
- Emdin, C. A., Odutayo, A., Wong, C. X., Tran, J., Hsiao, A. J., & Hunn, B. H. (2016). Meta-analysis of anxiety as a risk factor for cardiovascular disease. *The American journal of cardiology*, 118(4), 511-519. <https://doi.org/10.1016/j.amjcard.2016.05.041>
- Eysenck, M. W., & Keane, M. T. (2017). *Manual de Psicologia Cognitiva* (7a ed.). Porto Alegre: Artmed.
- Fairburn, C. G., Cooper, Z., & Shafran, R. (2003). *The Clinical Perfectionism Questionnaire*. Unpublished manuscript, Department of Psychiatry, University of Oxford, UK.
- Falcone, E. M. O., & Gonçalves, R. M. (2019). Avaliação psicológica para os transtornos de ansiedade. In M. N. Baptista, M. Muniz, C. T. Reppold, C. H. S. S. Nunes, L. F. Carvalho, R. Primi, ... L. Pasquali (Eds.), *Compêndio de avaliação psicológica*. Petrópolis: Vozes.
- Falcone, E. M. O., Baptista, M. N., Placido, M. G., Krieger, S., Oliveira, E. R., Falcone, J. F., & Vieira, B. F. L. (2016). Construção e validade de conteúdo da escala cognitiva de ansiedade em adultos. *Revista Psicologia em Pesquisa*, 10(1), 85-93. <https://doi.org/10.24879/201600100010050>
- Feist, J., Feist, G. J., & Roberts, T. A. (2015). *Teorias da personalidade* (8a ed.). Porto Alegre: AMGH Editora.
- Ferrando, P. J., & Lorenzo-Seva, U. (2018). Assessing the quality and appropriateness of factor solutions and factor score estimates in exploratory item factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 78, 762-780. <https://doi.org/10.1177/0013164417719308>
- Fine, M. A., & Kurdek, L. A. (1994). Publishing multiple journal articles from a single data set: Issues and recommendations. *Journal of Family Psychology*, 8(4), 371-379. <https://doi.org/10.1037/0893-3200.8.4.371>
- Finlay-Jones, A., Xie, Q., Huang, X., Ma, X., & Guo, X. (2018). A pilot study of the 8-week mindful self-compassion training program in a Chinese community sample. *Mindfulness*, 9(3), 993-1002. <https://doi.org/10.1007/s12671-017-0838-3>
- Flett, G. L., Hewitt, P. L., Oliver, J. M., & Macdonald, S. (2002). Perfectionism in children and their parents: A developmental analysis. In G. Flett, & P. L. Hewitt (Eds.), *Perfectionism: Theory, research, and treatment* (pp.125-130). American Psychological Association.
- 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>
- Frazier, P. A., Tix, A. P., & Barron, K. E. (2004). Testing moderator and mediator effects in counseling psychology research. *Journal of counseling psychology*, 51(1), 115-134. <https://doi.org/10.1037/0022-0167.51.1.115>
- Frost, R. O., Marten, P., Lahart, C., & Rosenblate, R. (1990). The dimensions of perfectionism. *Cognitive therapy and research*, 14(5), 449-468.

- Furr, M. (2011). *Scale construction and psychometrics for social and personality psychology*. Sage publications.
- Gignac, G. E. (2016). The higher-order model imposes a proportionality constraint: That is why the bifactor model tends to fit better. *Intelligence*, 55, 57-68. <https://doi.org/10.1016/j.intell.2016.01.006>
- Gilbert, P. (2009). *The compassionate mind: a new approach to life's challenges*. London: Robinson.
- Gilbert, P. (2016). *Human nature and suffering*. London: Routledge.
- Gray, E., Beierl, E. T., & Clark, D. M. (2019). Sub-types of safety behaviours and their effects on social anxiety disorder. *Plos one*, 14(10), 1-18. *Multivariate data analysis* 10.1371/journal.pone.0223165
- Gurtman, C. G., McNicol, R., & McGillivray, J. A. (2014). The role of neuroticism in insomnia. *Clinical Psychologist*, 18(3), 116-124. <https://doi.org/10.1111/cp.12029>
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2018). *Multivariate data analysis* (8th ed.). London: Cengage Learning EMEA.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Tatham, R. L. (2009). *Análise multivariada de dados* (6a ed.). Porto Alegre: Bookman
- Hamachek, D. E. (1978). Psychodynamics of normal and neurotic perfectionism. *Psychology: A Journal of Human Behaviour*, 15(1), 27-33.
- Henry, J. D., & Crawford, J. R. (2005). The short-form version of the Depression Anxiety Stress Scales (DASS-21): construct validity and normative data in a large non-clinical sample. *British journal of clinical psychology*, 44(2), 227-239. <https://doi.org/10.1348/014466505X29657>
- Hernández Nieto, R. A. (2002). *Contributions to statistical analysis*. Mérida: Universidad de Los Andes.
- Hewitt, P. L., & Flett, G. L. (1991). Perfectionism in the self and social contexts: conceptualization, assessment, and association with psychopathology. *Journal of personality and social psychology*, 60(3), 456-470. <https://doi.org/10.10370022-3514.60.3.456>.
- Hill, A. P., (2016). Conceptualizing perfectionism: an overview and unresolved issues. In: A. P. Hill (Ed.). *The psychology of perfectionism in sport, dance and exercise*. New York: Routledge.
- Hollender, M. H. (1965). Perfectionism. *Comprehensive Psychiatry*, 6(2), 94-103. [https://doi.org/10.1016/s0010-440x\(65\)80016-5](https://doi.org/10.1016/s0010-440x(65)80016-5)
- Horney, K. (1950). *Neurosis and human growth: The struggle toward self-realization*. New York: Norton.

- Horsch, A., Kang, J. S., Vial, Y., Ehlert, U., Borghini, A., Marques-Vidal, P., ... Puder, J. J. (2016). Stress exposure and psychological stress responses are related to glucose concentrations during pregnancy. *British journal of health psychology*, *21*(3), 712-729. <https://doi.org/10.1111/bjhp.12197>
- Howell, J., Anderson, R., Egan, S., & McEvoy, P. (2020). One factor? Two factor? Bi-factor? A psychometric evaluation of the Frost Multidimensional Scale and the Clinical Perfectionism Questionnaire. *Cognitive Behaviour Therapy*, *49*, 1-13. <https://doi.org/10.1080/16506073.2020.1790645>
- 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>
- Irons, C., & Beaumont, E. (2017). *The compassionate mind workbook: A step-by-step guide to developing your compassionate self*. London: Robinson.
- Kirkman, B. L., & Chen, G. (2011). Maximizing your data or data slicing? Recommendations for managing multiple submissions from the same dataset. *Management and Organization Review*, *7*(3), 433-446. <https://doi.org/10.1111/j.1740-8784.2011.00228.x>
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: The Guilford Press.
- Koo, T. K., & Li, M. Y. (2016). A guideline of selecting and reporting intraclass correlation coefficients for reliability research. *Journal of chiropractic medicine*, *15*(2), 155-163. <https://doi.org/10.1016/j.jcm.2016.02.012>
- Kwak, D. H., Holtkamp, P., & Kim, S. S. (2019). Measuring and controlling social desirability bias: Applications in information systems research. *Journal of the Association for Information Systems*, *20*(4), 317-345. <https://doi.org/10.17005/1.jais.00537>
- Laceulle, O. M., Chung, J. M., Vollebergh, W. A., & Ormel, J. (2020). The wide-ranging life outcome correlates of a general psychopathology factor in adolescent psychopathology. *Personality and mental health*, *14*(1), 9-29. <http://doi.org/10.1002/pmh.1465>
- Limburg, K., Watson, H. J., Hagger, M. S., & Egan, S. J. (2016). The relationship between perfectionism and psychopathology: A meta-analysis. *Journal of Clinical Psychology*, *73*(10), 1301-1326. <https://doi.org/10.1002/jclp.22435>
- Lipp, M. E. N. (2015). O que eu tenho é stress? De onde ele vem?. In M. E. N. Lipp (Ed.). *O stress está dentro de você*. São Paulo: Contexto.
- Lloyd, S., Schmidt, U., Khondoker, M., & Tchanturia, K. (2015). Can psychological interventions reduce perfectionism? A systematic review and meta-analysis. *Behavioural and cognitive psychotherapy*, *43*(6), 705-731. <https://doi.org/10.1017/S1352465814000162>
- Lovibond, P. F., & Lovibond, S. H. (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. [http://doi.org/10.1016/0005-7967\(94\)00075-u](http://doi.org/10.1016/0005-7967(94)00075-u)

- MacBeth, A., & Gumley, A. (2012). Exploring compassion: A meta-analysis of the association between self-compassion and psychopathology. *Clinical psychology review*, 32(6), 545-552. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2012.06.003>
- Maloney, G. K., Egan S. J., Kane R. T., & Rees C. S. (2014). An Etiological Model of Perfectionism. *PLoS ONE*, 9(5): e94757. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0094757>
- Marôco, J. (2014). *Análise de equações estruturais: fundamentos teóricos, software & aplicações* (2a ed.). Pêro Pinheiro: ReportNumber.
- Martel, M. M., Pan, P. M., Hoffmann, M. S., Gadelha, A., do Rosário, M. C., Mari, J. J., ... Rohde, L. A. (2017). A general psychopathology factor (P factor) in children: structural model analysis and external validation through familial risk and child global executive function. *Journal of Abnormal Psychology*, 126(1), 1-12. <https://doi.org/10.1037/abn0000205>
- Martins, B. G., Silva, W. R. D., Maroco, J., & Campos, J. A. D. B. (2019). Escala de depressão, ansiedade e estresse: propriedades psicométricas e prevalência das afetividades. *Jornal Brasileiro de Psiquiatria*, 68(1), 32-41 <https://doi.org/10.1590/0047-2085000000222>
- Mascella, V., Vieira, N., Beda, L. C., & Lipp, M. E. N. (2014). Stress, sintomas de ansiedade e depressão em mulheres com dor de cabeça. *Boletim-Academia Paulista de Psicologia*, 34(87), 407-428. Recuperado em julho 25, 2019, de http://pepsic.bvsalud.org/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1415-711X2014000200008
- Mehr, K. E., & Adams, A. C. (2016). Self-compassion as a mediator of maladaptive perfectionism and depressive symptoms in college students. *Journal of College Student Psychotherapy*, 30(2), 132-145. <https://doi.org/10.1080/87568225.2016.1140991>
- Meng, X. L., Rosenthal, R., & Rubin, D. B. (1992). Comparing correlated correlation coefficients. *Psychological bulletin*, 111(1), 172-175. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.111.1.172>
- Menold, N. (2020). How Do Reverse-keyed Items in Inventories Affect Measurement Quality and Information Processing?. *Field Methods*, 32(2), 140-158. <https://doi.org/10.1177/1525822X19890827>
- Moloodi, R., Pourshahbaz, A., Mohammadkhani, P., Fata, L., & Ghaderi, A. (2017). Psychometric properties of the persian version of clinical perfectionism questionnaire: findings from a clinical and non-clinical sample in iran. *Personality and Individual Differences*, 119, 141-146. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2017.07.003>
- Mosewich, A. D., Crocker, P. R., Kowalski, K. C., & DeLongis, A. (2013). Applying self-compassion in sport: An intervention with women athletes. *Journal of sport and exercise psychology*, 35(5), 514-524. <https://doi.org/10.1123/jsep.35.5.514>
- Nanthakumar, S., Bucks, R. S., Skinner, T. C., Starkstein, S., Hillman, D., James, A., & Hunter, M. (2017). Assessment of the depression, anxiety, and stress scale (DASS-21) in untreated obstructive sleep apnea (OSA). *Psychological Assessment*, 29(10), 1201-1209. <https://doi.org/10.1037/pas0000401>

- 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>
- Neff, K. D., & Germer, C. K. (2019). *Manual de mindfulness e autocompaixão: um guia prático para construir forças internas e prosperar na arte de ser seu melhor amigo*. Porto Alegre: Artmed.
- Osman, A., Wong, J. L., Bagge, C. L., Freedenthal, S., Gutierrez, P. M., & Lozano, G. (2012). The depression anxiety stress Scales-21 (DASS-21): further examination of dimensions, scale reliability, and correlates. *Journal of Clinical Psychology*, 68(12), 1322-1338. <https://doi.org/10.1002/jclp.21908>
- Pacico, J. C. (2015) Como é feito um teste? Produção de itens. In C. S. Hutz, D. R. Bandeira, & C. M. Trentini (Eds.). *Psicometria* (pp. 55-69). Porto Alegre: Artmed.
- Pasquali, L. (2013). *Psicometria: teoria dos testes na psicologia e na educação* (5a ed.). Petrópolis: Vozes.
- Patias, N. D., Machado, W. de L., Bandeira, D. R., & Dell’Aglío, D. D. (2016). Depression anxiety and stress scale (DASS-21) – short form: adaptação e validação para adolescentes brasileiros. *Psico-USF*, 21(3), 459-469. <https://doi.org/10.1590/1413-82712016210302>
- Pereira, M., & Rangé, B. P. (2011). Terapia cognitiva. In B. Rangé (Ed.), *Psicoterapias cognitivo-comportamentais: um diálogo com a psiquiatria* (2 ed., pp. 20-32). Porto Alegre: Artmed.
- Pinto, J. C., Martins, P., Pinheiro, T. B., & Oliveira, A. C. (2015). Ansiedade, depressão e stresse: um estudo com jovens adultos e adultos portugueses. *Psicologia, Saúde & Doenças*, 16(2), 148-163. <https://doi.org/10.15309/15psd160202>
- Prior, K. L., Erceg-Hurn, D. M., Raykos, B. C., Egan, S. J., Byrne, S., & McEvoy, P. M. (2018). Validation of the clinical perfectionism questionnaire in an eating disorder sample: A bifactor approach. *International Journal of Eating Disorders*, 51(10), 1176-1184. <https://doi.org/10.1002/eat.22892>
- Prior, K. L., Erceg-Hurn, D. M., Raykos, B. C., Egan, S. J., Byrne, S., & McEvoy, P. M. (2018). Validation of the clinical perfectionism questionnaire in an eating disorder sample: A bifactor approach. *International Journal of Eating Disorders*, 51(10), 1176-1184. <https://doi.org/10.1002/eat.22892>
- Reise, S. P. (2012). The rediscovery of bifactor measurement models. *Multivariate Behavioral Research*, 47(5), 667–696. <https://doi.org/10.1080/00273171.2012.715555>.
- Ribas, R. de C., Seidl-de-Moura, M. L., & Hutz, C. S. (2004). Adaptação brasileira da escala de desejabilidade social de Marlowe-Crowne. *Avaliação Psicológica*, 3(2), 83-92. Retrieved from <http://pepsic.bvsalud.org/pdf/avp/v3n2/v3n2a03.pdf>
- Rocha, L. F. D., Hernandez, J. A. E., & Falcone, E. M. O. (2021). Latent structure evidence of the Depression, Anxiety and Stress Scales - Short Form. *Estudos de Psicologia (Campinas)*, 38, 1-13. <https://doi.org/10.1590/1982-0275202138e190103>

- Rocha, L. F. D., Hernandez, J. A. E., Falcone, E. M., & Peluso, M. L. (in press). Cross-cultural adaptation of the Clinical Perfectionism Questionnaire (CPQ) for Brazilians. *Psico-USF*.
- Roszkowski, M. J., & Soven, M. (2010). Shifting gears: Consequences of including two negatively worded items in the middle of a positively worded questionnaire. *Assessment & Evaluation in Higher Education*, 35(1), 113-130. <https://doi.org/10.1080/02602930802618344>
- Sarafis, P., Rousaki, E., Tsounis, A., Malliarou, M., Lahana, L., Bamidis, P., ... Papastavrou, E. (2016). The impact of occupational stress on nurses' caring behaviors and their health related quality of life. *BMC nursing*, 15(1), 1-9. <https://doi.org/10.1186/s12912-016-0178y>
- Schmid, J., & Leiman, J. M. (1957). The development of hierarchical factor solutions. *Psychometrika*, 22(1), 53-61. <https://doi.org/10.1007/BF02289209>
- Scholten, S., Velten, J., Bieda, A., Zhang, X. C., & Margraf, J. (2017). Testing measurement invariance of the depression, anxiety, and stress scales (DASS-21) across four countries. *Psychological Assessment*, 29(11), 1376-1390. <https://doi.org/10.1037/pas0000440>
- Shafran, R., Cooper, Z., & Fairburn, C. G. (2002). Clinical perfectionism: a cognitive-behavioural analysis. *Behaviour Research and Therapy*, 40(7), 773-791. [https://doi.org/10.1016/s0005-7967\(01\)00059-6](https://doi.org/10.1016/s0005-7967(01)00059-6)
- Shafran, R., Egan, S. J., & Wade, T. D. (2018). *Overcoming perfectionism: a self-help guide using cognitive-behavioural techniques* (2nd Ed.). London, UK: Constable & Robinson
- Shafran, R., Egan, S., & Wade, T. (2010). *Overcoming Perfectionism: A self-help guide using scientifically supported cognitive behavioural techniques*. London, UK: Constable & Robinson
- Shu, C. Y., O'Brien, A., Watson, H. J., Anderson, R. A., Wade, T. D., Kane, R. T., ... Egan, S. J. (2019). Structure and validity of the Clinical Perfectionism Questionnaire in female adolescents. *Behavioural and Cognitive Psychotherapy*, 48(3), 1-12. <https://doi.org/10.1017/s1352465819000729>
- Slade, P. D., & Owens, R. G. (1998). A dual process model of perfectionism based on reinforcement theory. *Behavior modification*, 22(3), 372-390. <https://doi.org/10.1177/01454455980223010>
- Smith, M. M., Saklofske, D. H., Yan, G., & Sherry, S. B. (2017). Does perfectionism predict depression, anxiety, stress, and life satisfaction after controlling for neuroticism?. *Journal of Individual Differences*, 38, 63-67. <https://doi.org/10.1027/1614-0001/a000223>
- Smith, M. M., Sherry, S. B., Ge, S. Y., Hewitt, P. L., Flett, G. L., & Lee-Baggley, D. (in press). *Multidimensional perfectionism turns 30: A review of known knowns and known unknowns*. *Canadian Psychology*.
- Smith, M. M., Sherry, S. B., Rnic, K., Saklofske, D. H., Enns, M., & Gralnick, T. (2016). Are perfectionism dimensions vulnerability factors for depressive symptoms after controlling for neuroticism? A meta-analysis of 10 longitudinal studies. *European Journal of Personality*, 30(2), 201-212. <https://doi.org/10.1002/per.2053>

- Smith, M. M., Vidovic, V., Sherry, S. B., Stewart, S. H., & Saklofske, D. H. (2018). Are perfectionism dimensions risk factors for anxiety symptoms? A meta-analysis of 11 longitudinal studies. *Anxiety, Stress, & Coping*, *31*(1), 4-20. <https://doi.org/10.1080/10615806.2017.1384466>
- Stoeber, J. (2016). Perfectionism. In V. Zeigler-Hill & T. K. Shackelford (Eds.), *Encyclopedia of personality and individual differences*. New York: Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-319-28099-8_2027-1
- Stoeber, J. (2018). The psychology of perfectionism: an introduction. In J. Stoeber (Ed.), *The psychology of perfectionism: theory, research, applications* (pp. 3-16). London: Routledge.
- Stoeber, J. (2020). Perfectionism. In V. Zeigler-Hill & T. K. Shackelford (Eds.), *Encyclopedia of personality and individual differences*. New York: Springer.
- Stoeber, J., & Damian, L. E. (2014). The Clinical Perfectionism Questionnaire: Further evidence for two factors capturing perfectionistic strivings and concerns. *Personality and Individual Differences*, *61*(62), 38-42. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2014.01.003>
- Stoeber, J., & Damian, L. E. (2014). The Clinical Perfectionism Questionnaire: Further evidence for two factors capturing perfectionistic strivings and concerns. *Personality and Individual Differences*, *61*(62), 38-42. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2014.01.0037>
- Stoeber, J., Lalova, A. V., & Lumley, E. J. (2020). Perfectionism, (self-) compassion, and subjective well-being: A mediation model. *Personality and Individual Differences*, *154*, 1-4. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2019.109708>
- Stoeber, J., Madigan, D. J., & Gonidis, L. (2020). Perfectionism is adaptive and maladaptive, but what's the combined effect?. *Personality and Individual Differences*, *161*, 1-9. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2020.109846>
- Streiner, D. L., Norman, G. L., & Cairney, J. (2015). *Health measurement scales: a practical guide to their development and use* (5th ed.). New York: Oxford University Press.
- Suh, H., Sohn, H., Kim, T., & Lee, D. G. (2019). A review and meta-analysis of perfectionism interventions: Comparing face-to-face with online modalities. *Journal of Counseling Psychology*, *66*(4), 473-486. <https://doi.org/10.1037/cou0000355>
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2018). *Using Multivariate Statistics* (7th ed.). New York: Pearson.
- Timmerman, M. E., & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality Assessment of Ordered Polytomous Items with Parallel Analysis. *Psychological Methods*, *16*, 209-220. <https://doi.org/10.1037/a0023353>
- Vignola, R. C. B., & Tucci, A. M. (2014). Adaptation and validation of the depression, anxiety, and stress scale (DASS) to Brazilian Portuguese. *Journal of affective disorders*, *155*(1), 104-109. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jad.2013.10.031>
- Walton, G. E., Hibbard, D. R., Coughlin, C., & Coyl-Shepherd, D. D. (2020). Parenting, personality, and culture as predictors of perfectionism. *Current Psychology*, *39*(2), 681-693. <https://doi.org/10.1007/s12144-018-9793-y>

- Weissman, A. (1979). *Dysfunctional Attitude Scale: A validation study*. Unpublished doctoral dissertation, University of Pennsylvania, Philadelphia.
- Woods, S. A. (2004). *Contextualising Personality Assessment: Using Meta-perceptions of the Big Five to Improve the Prediction of Work Performance* (Doctoral thesis, University of Surrey). Retrieved from <http://epubs.surrey.ac.uk/id/eprint/771525>
- Wright, J. H., Brown, G. K., Thase, M. E., & Basco, M. R. (2019). *Aprendendo a terapia cognitivo-comportamental: um guia ilustrado*. Porto Alegre: Artmed.
- Yıldız, M., Duru, H., & Eldeleklioğlu, J. (2020). Relationship Between Parenting Styles and Multidimensional Perfectionism: A Meta-Analysis Study. *Educational Sciences: Theory & Practice*, 20(4), 16-35. <https://doi.org/10.12738/jestp.2020.4.002>
- Zanon, C., Brenner, R. E., Baptista, M. N., Vogel, D. L., Rubin, M., Al-Darmaki, F. R., ... Topkaya, N. (2020). Examining the dimensionality, reliability, and invariance of the Depression, Anxiety, and Stress Scale–21 (DASS-21) across eight countries. *Assessment*, 1-14. <https://doi.org/10.1177/1073191119887449>

APÊNDICE A - Latent structure evidence of Depression, Anxiety and Stress Scales - Short Form⁵

<https://doi.org/10.1590/1982-0275202138e190103>

AVALIAÇÃO PSICOLÓGICA | PSYCHOLOGICAL ASSESSMENT

Latent structure evidence of the Depression, Anxiety and Stress Scales – Short Form

Evidências da estrutura latente da Depression, Anxiety and Stress Scales – Short Form

Luiz Fellipe Dias da **ROCHA**¹  0000-0001-9337-894X

José Augusto Evangelho **HERNANDEZ**¹  0000-0001-9402-7535

Eliane Mary de Oliveira **FALCONE**¹  0000-0002-9670-8999

Abstract

This study aimed to investigate the psychometric properties of the Depression, Anxiety and Stress Scales – Short Form in a Brazilian sample. The instrument was answered online by 250 university students. The following models were tested through Confirmatory Factor Analysis: one-dimensional, three oblique factors, hierarchical, and bifactor. The estimated indices showed a better adjustment for a bifactor model composed of three specific factors and one global factor. Additional statistical analysis, such as explained common variance and omega hierarchical estimates, indicated that the measure is predominantly one-dimensional. The results also indicated evidence of convergent validity (Average Extracted Variance between 0.48 and 0.60), internal consistency (Cronbach's alpha between 0.87 and 0.94) and temporal reliability of the instrument (Intraclass Correlation Coefficient between 0.64 and 0.74).

Keywords: Emotional states; Psychological distress; Psychometrics; Psychopathology; Validation studies.

Resumo

O presente estudo teve como objetivo investigar as propriedades psicométricas da Depression, Anxiety and Stress Scales – Short Form em uma amostra brasileira. O instrumento foi respondido online por 250 estudantes universitários. Por meio de Análise Fatorial Confirmatória, foram testados os modelos: unidimensional, com três fatores oblíquos, hierárquico e bifator. Os índices estimados mostraram um melhor ajuste para um modelo bifator composto por três fatores específicos

▼ ▼ ▼ ▼ ▼

¹ Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Instituto de Psicologia, Programa de Pós-Graduação em Psicologia Social. R. São Francisco Xavier, 524, sala 10.009F, Maracanã, 20550-013, Rio de Janeiro, RJ, Brasil. Correspondence to: J.A.E. HERNANDEZ. E-mails: <hernandez.uerj@gmail.com>; <luiz.rocha@uerj.br>.

▼ ▼ ▼ ▼ ▼

How to cite this article

Rocha, L. F. D., Hernandez, J. A. E., & Falcone, E. M. O. (2021). Latent structure evidence of the Depression, Anxiety and Stress Scales – Short Form. *Estudos de Psicologia* (Campinas), 38, e190103. <https://doi.org/10.1590/1982-0275202138e190103>



Estud. psicol. | Campinas | 38 | e190103

2021

⁵ Reprodução do artigo publicado: Rocha, L. F. D. D., Hernandez, J. A. E., & Falcone, E. M. D. O. (2021). Latent structure evidence of the Depression, Anxiety and Stress Scales-Short Form. *Estudos de Psicologia* (Campinas), 38, 1-13. <https://doi.org/10.1590/1982-0275202138e190103>

e um fator global. Análises estatísticas adicionais, como variância comum explicada e estimativa de ômega hierárquico, indicaram que a medida é, predominantemente, unidimensional. Os resultados também indicaram evidências de validade convergente (Variância Média Extraída entre 0,48 e 0,60), consistência interna (alfa de Cronbach entre 0,87 e 0,94) e confiabilidade temporal do instrumento (Coeficiente de Correlação Intraclasse entre 0,64 e 0,74).

Palavras-chave: Estados emocionais; Angústia psicológica; Psicometria; Psicopatologia; Estudos de validação.

Depression can be defined as a psychological disorder, whose signs and symptoms are divided into four main aspects: emotional (e.g., depressed mood and reduced satisfaction), cognitive (e.g., negative self-assessment and pessimism), motivational (e.g., paralysis of the will and withdrawal) and physical (e.g., loss of appetite, sleep disturbance, and fatigue) (Beck & Alford, 2011). This condition is associated with many adverse situations, such as reduced functionality, marital dissatisfaction, physical illness, and risk of suicide (Beck & Alford, 2011). In addition, it is common for depressive symptoms to overlap with anxious symptoms (Vignola & Tucci, 2014).

Anxiety is conceptualized as an emotional state oriented towards possible future threats, aiming at the individual's self-protection (Falcone et al., 2016). It involves physiological (e.g., increased heart rate and rapid breathing), affective (e.g., irritability, fear, and nervousness), cognitive (e.g., fear of losing control and being unable to deal with danger), and behavioral responses (e.g., escaping, seeking for security, and avoiding threatening situations) (Clark & Beck, 2012). Although it is a normal and adaptive state for the human species, if excessive and persistent, anxiety can bring significant losses to the individual, including reduced quality of life (Clark & Beck, 2012), affected social and occupational functioning (Clark & Beck, 2012), high risk of cardiovascular events, such as stroke and coronary heart disease (Emdin et al., 2016), and suicidal thoughts and behaviors (Bentley et al., 2016).

Another negative emotional state related to depression and anxiety is stress, a reaction of tension and organismic excitement in the face of physical or psychosocial stimuli perceived as threatening to homeostasis and survival (Horsch et al., 2016). It is the organism's natural response that aims to mobilize psychobiological resources for the preservation of life, increasing motivation, providing energy, and raising productivity (Mascella, Vieira, Beda, & Lipp, 2014). As it causes a state of biochemical imbalance, if it is very intense or long-lasting, stress can trigger adverse consequences for the individual, such as cardiovascular diseases (Cohen, Edmondson, & Kronish, 2015), physical pain (Mascella et al., 2014), memory failures (Lipp, 2015), reduced quality of life (Sarafis et al., 2016), among others.

As can be seen, depression, anxiety, and stress consist of unpleasant emotional states that are often related to physical, social, functional, and psychological damage. Therefore, tracking these conditions is extremely important for disease prevention and for health and well-being promotion. The Australian Depression, Anxiety, and Stress Scales – Short Form (DASS-21) by Lovibond and Lovibond (1995), is a psychometric instrument with the capacity to measure, simultaneously, depression, anxiety, and stress.

The DASS-21 has been translated into several languages and its psychometric properties have been verified in different samples and in different countries, such as the United Kingdom (Henry & Crawford, 2005), the United States (Daza, Novy, Stanley, & Averill, 2002; Osman et al., 2012), Portugal (Pinto, Martins, Pinheiro, & Oliveira, 2015), and Brazil (Martins, Silva, Maroco, & Campos, 2019; Patias, Machado, Bandeira, & Dell'Aglio, 2016; Vignola & Tucci, 2014). However, there is no consensus on its factorial structure. Some of these studies identified a solution of three correlated factors (Daza et al., 2002; Nanthakumar et al., 2017; Patias et al., 2016; Scholten, Velten, Bieda, Zhang, & Margraf, 2017; Vignola & Tucci, 2014). Other studies

adjusted a hierarchical solution, with a second-order factor and three first-order factors (Daza et al., 2002; Martins et al., 2019). None of these studies have empirically assessed to what extent each item in the DASS-21 is more related to a specific dimension of the proposed domain than to a general dimension.

Other studies also adjusted a bifactor model with four first-order factors, three of which are orthogonal factors (depression, anxiety and stress) and one is a general factor (negative affectivity) upon which all items were free to load (Bottesi et al., 2015; Henry & Crawford, 2005; Osman et al., 2012). Osman et al. (2012) verified whether the items in the DASS-21 were linked to the domain's general and specific dimensions, whether the items should be considered as multidimensional and not specific. For this, a bifactor analysis was performed, such as the exploratory solution by Schmid and Leiman (1957) and the Bifactor Confirmatory Analysis. Four factorial models were then compared using Confirmatory Factor Analysis (CFA): one-dimensional, three correlated factors, hierarchical, and bifactor. The three correlated factors and hierarchical models showed good adjustment indicators and were identical to each other, however, the bifactor model showed superior adjustment to the data. The global factor was responsible for a substantial proportion of the common variance explained in the scores of the scale items, while the specific factors explained a small part, suggesting that the measure is, predominantly, one-dimensional.

In the field of Psychopathology, some authors highlight the high rates of comorbidity among emotional disorders and point out similarities in their etiology, suggesting that they emerge from shared psychosocial and biogenetic diatheses (Barlow, Allen, & Choate, 2016; Falcone & Gonçalves, 2019), which would justify the presence of a global factor for the symptoms measured by the DASS-21. For Lovibond and Lovibond (1995), a possible vulnerability factor common to depressive, anxious, and stressful states would be neuroticism, a personality trait characterized by emotional instability and propensity to psychological stress (American Psychological Association, 2010). Individuals with high neuroticism scores have a tendency to experience intense emotional responses and a difficulty in returning to a normal state after emotional excitement, being anxious and temperamental people (Feist, Feist, & Roberts, 2014).

In Brazil, some questions remain about the DASS-21 latent structure with native samples. Martins et al. (2019) verified the adequacy of two DASS-21 latent structure models (three correlated factors and hierarchical) in a sample of Brazilian university students through CFA. Both models showed good adjustment indicators similar to each other. However, there was an absence of evidence of discriminant validity between depression, anxiety, and stress, which would justify bifactor analysis in order to investigate whether the items should be considered as multidimensional and not specific. These analyses were not performed in that study.

Subsequently, Zanon et al. (2020) investigated, through CFA, the adequacy of the four models tested by Osman et al. (2012) to the DASS-21 data collected from participants from eight countries, including Brazil. As found by Osman et al. (2012), the models with three correlated factors and hierarchical showed indicators of good adjustments and identical to each other, however, the bifactor model with three specific factors and a global one showed a better adjustment to the data. Additional analysis, such as explained common variance and hierarchical omega, indicated the unidimensionality of the DASS-21 scores collected with the samples used, including the Brazilian one. Further studies with Brazilian participants are needed in order to corroborate with this finding and investigate additional evidence of validity.

Thus, the present study aimed to investigate the psychometric properties of the DASS-21 in a Brazilian sample. Through CFA, the following models were tested: one-dimensional, three correlated factors, hierarchical and bifactor, partially replicating the studies by Osman et al. (2012) and Zanon et al. (2020). Evidence indicators of convergent and discriminant validity were also generated, in addition to reliability indices.

Method

Participants

A total of 250 Brazilian university students, aged between 18 and 60 years ($M = 24.92$; $SD = 8.63$) participated in this research, 88.8% from the Southeastern region of the country, 9.2% from the Southern region, 1.6% from the Northeastern region and 0.4% from the Midwest. Of these, 76.0% reported being female and 23.2% male. In this sample, 0.8% did not indicate their sex, but their gender (i.e., 0.4% trans women and 0.4% neutral). Regarding marital status, 84.8% declared themselves single, 13.6% married, 1.2% divorced or separated, and 0.4% widowed. Regarding the nature of the institution in which they studied, 78.8% were public and 21.2%, private. Of these participants, 77 responded to the instrument again between 25 and 39 days after the date of the first measurement ($M = 30.64$; $SD = 2.71$).

Instruments

To measure negative affectivity, it was used the DASS-21 of Lovibond and Lovibond (1995), adapted for the Brazilian population by Vignola and Tucci (2014). It is a self-report instrument composed of 21 items equally divided between the Depression, Anxiety, and Stress subscales. The respondent should indicate how much each of them has applied to their reality during the past week. Answers are given on a 4-point Likert scale ranging from "It was not applied at all" (0) to "It was applied a lot or most of the time" (3).

In the study by Vignola and Tucci (2014), item 18 ("I felt I was rather touchy") presented a higher factorial load in the depression dimension and not in stress, contrary to the results found by Lovibond and Lovibond (1995) and other validation studies. A possible explanation presented by the authors is that the terms in Portuguese, used for the translation of the word "touchy" in that study (meaning, in Portuguese, emotional or sensitive), may be culturally related to the sadness and unpleasant events characteristic of depression. Other studies that translated the instrument into Spanish and Portuguese used the word "irritable", causing the item to have a factor load in the stress dimension and not in depression (Apóstolo et al., 2011; Daza et al., 2002; Patias et al., 2016). Thus, for the present study, this item was reformulated to "I felt I was very irritable", in order to adapt the Brazilian translation to the original meaning in English.

It was also used the Neuroticism subscale of the Five-Factor Personality Inventory, adapted for Brazil by Andrade (2008). This instrument assesses the neuroticism trait of the personality, based on six items (e.g., "I see myself as someone who is temperamental, changes mood easily") that were answered using a Likert scale from 1 (I totally disagree) to 5 (I totally agree). The subscale Neuroticism obtained a Cronbach's Alpha value of 0.65 in the study by Andrade (2008).

Procedures

After approval of the project by the Research Ethics Committee of the *Universidade do Estado do Rio de Janeiro* (UERJ, University of the State of Rio de Janeiro), *Certificado de Apresentação para Apreciação Ética* (CAAE, Presentation Certificate for Ethical Appreciation) protocol nº 00237418.1.0000.5282, a virtual questionnaire was prepared using the Google Forms software containing the Informed Consent Form and the instruments of the research. The invitation to participate in the research was carried out through advertisements on social media (e.g., Facebook) and e-mails to university professors requesting the referral to their students, both containing the link to the virtual questionnaire. After agreeing with the Informed Consent Form and

completing the instruments, participants were asked about their interest in participating in the second stage of the research at a future time. If so, they should register their personal e-mail for further contact.

Data analysis

The collected data were entered into the SPSS-23 Software and descriptive analysis were performed in order to verify the univariate and multivariate distribution of data. In order to compare the qualities of the adjustments to the DASS-21 factorial models, procedures similar to those of Osman et al. (2012) and Zanon et al. (2020) were adopted.

In the context of Structural Equation Modeling, they were submitted to Confirmatory Factor Analysis (CFA) in the Analysis of Moment Structures Software (AMOS 23) (Arbuckle, 2014) to verify evidence of factorial, convergent, and discriminant validity of the DASS-21. In the current study, the following indices were estimated: the Chi-square (χ^2), which assesses the magnitude of the discrepancy between the population covariance matrix and the sample covariance matrix; χ^2 is a conservative estimate of the model's fit when the sample size is > 200 (in this case, the χ^2/df ratio was used and the results < 2.0 are considered good by Byrne, 2016); the Standardized Root Mean Square Residual, which is the square root of the error matrix divided by degrees of freedom, values < 0.08 are considered good adjustment indicators (Hu & Bentler, 1999); the Comparative Fit Index and the Tucker-Lewis Index, which compare the adjustment of the tested model with the adjustment of the baseline model, values > 0.90 are considered good (Bentler & Bonett, 1980); the Root Mean Square Error of Approximation, which measures the discrepancy through degrees of freedom between the sample and population estimates, values < 0.05 are considered very good (Kline, 2005); the Akaike Information Criterion, an index necessary to compare various alternative models that fit the data, the lower values indicate better models (Bentler & Bonett, 1980).

To estimate the construct validity, in the context of the Structural Equation Modeling, the factorial validity was assessed by the standardized weights (λ) and the individual reliability of the items (λ^2). Convergent validity was assessed using Average Extracted Variance and internal consistency. The internal consistency of the DASS-21 was verified using Cronbach's Alpha and Composite Reliability Coefficients, assessed for each of the factors and for the global factor. The discriminant validity was determined by comparing the Average Extracted Variance of the factors with the square of the correlation between them (Hair, Black, Babin, & Anderson, 2018).

In the context of Classical Statistics, when searching for evidences of convergent validity, the DASS-21 scores were correlated with the scores of the Five-Factor Personality Inventory Neuroticism subscale, a construct similar to negative affectivity. Pearson's Correlation Coefficient was used for that. To test reliability, it was also used the test-retest method by calculating the Intraclass Correlation Coefficient.

Results

Examination of the DASS-21 scores revealed a Mardia's coefficient of 43.03 (normalized = 11.96), which indicated the multivariate abnormality in their distribution. However, in the univariate distribution of scores, asymmetry was $< \pm 1.0$ and kurtosis $< \pm 2.0$, which is not considered an extreme violation of normality. In the CFA, the Maximum Likelihood estimation method was used, which is robust even in the presence of a non-normal data distribution (Marôco, 2014).

In the CFA performed for the DASS-21_{one-dimensional} model (Figure 1), the quality of the adjustment to the variance-covariance matrix of the 21 items was poor (Table 1), according to the classification by Hair et

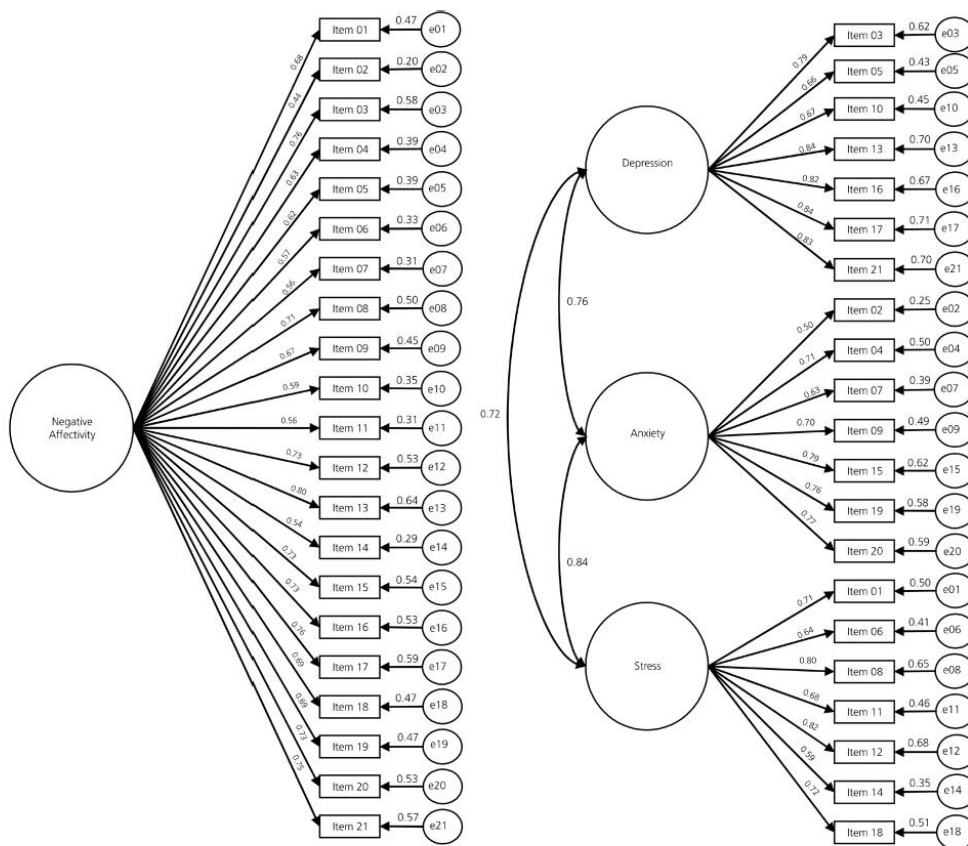


Figure 1. Diagram of the DASS-21_{one-dimensional} (left) and DASS-21_{three oblique factors} (right) models with factor weights.

al. (2018). In the CFA of the DASS-21_{three oblique factors} models, (Figure 1) and DASS-21_{2nd order} (Figure 2), that is, Negative Affectivity (2nd order) and Depression, Anxiety and Stress (1st order), the same indices were found for both (Table 1) and the quality of adjustment to the data was good. All items in the DASS-21_{three oblique factors} models and DASS-21_{2nd order} had standardized factor weights (λ_s) ≥ 0.50 (Figures 1 and 2). This indicates that all λ^2_s are ≥ 0.25 , which corresponds to the amount of total variability for each item that is explained by the factor to which it belongs, that is, appropriate individual reliability.

Convergent validity, according to Fornell and Larcker (1981), was assessed using the mean variances of the items explained per factor, called Average Variance Extracted (AVE). In both models (DASS-21_{three oblique factors} and DASS-21_{2nd order}), the Depression and Stress factors had convergent validity (AVE ≥ 0.50), but the Anxiety factor was slightly below (Table 2).

Regarding discriminant validity, it was assessed whether items that represent one factor are sufficiently independent from other factors. The AVEs of the three factors should exceed the square of the values of the correlations between them (Hair et al., 2018). However, in both models tested, the DASS-21_{three oblique factors} and DASS-21_{2nd order} the factors were not sufficiently discriminatory when compared (Table 2).

Table 1
Adjustment coefficients of DASS-21 models – test results of previous studies in relation to the present study

Study	Model	χ^2/df	CFI	TLI	SRMR	RMSEA (LO90-HI90)	AIC
Osman et al. (2012)	One-dimensional.	3.14	0.83	0.81	0.067	0.072 (0.066-0.079)	17.373.32
	3 oblique	1.71	0.95	0.94	0.047	0.042 (0.034-0.049)	16.981.67
	2 nd order	1.71	0.95	0.94	0.047	0.042 (0.034-0.049)	16.981.67
	Bifactor	1.57	0.96	0.95	0.040	0.037 (0.028-0.046)	16.938.07
Patias et al. (2016)	One-dimensional.	3.41	0.91	0.90		0.075 (0.068-0.081)	
	2 oblique	2.18	0.95	0.95		0.052 (0.045-0.059)	
	3 oblique	1.97	0.96	0.96		0.047 (0.040-0.054)	
Zanon et al. (2020)	One-dimensional.		0.88			0.113	
	3 oblique		0.96			0.068	
	2 nd Order		0.96			0.068	
	Bifactor		0.98			0.050	
Present study	One-dimensional.	4.03	0.81	0.79	0.075	0.110 (0.102-0.118)	844.96
	3 oblique	2.01	0.94	0.93	0.051	0.064 (0.054-0.073)	463.77
	2 nd order	2.01	0.94	0.93	0.051	0.064 (0.054-0.073)	463.77
	Bifactor	1.85	0.95	0.94	0.042	0.058 (0.048-0.068)	436.56

Note: AIC: Akaike Information Criterion; CFI: Comparative Fit Index; RMSEA: Root Mean Square Error of Approximation; SRMR: Standardized Root Mean Square Residual; TLI: Tucker-Lewis Index.

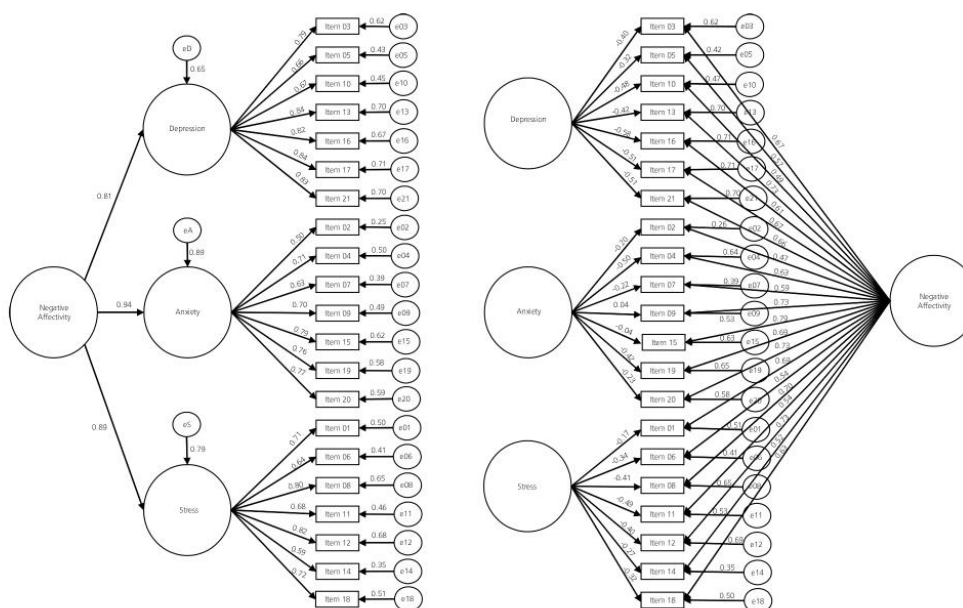


Figure 2. Diagram of the DASS-21_{2nd order} (left) and DASS-21_{bifactor} (right) models with factor weights.

The reliability of the DASS-21_{2nd order} model was calculated using the Composite Reliability Coefficient and Cronbach’s Alpha Coefficient, which revealed adequate values of internal consistency. The test-retest with 77 participants, with an interval of 25 to 39 days, found intraclass correlation coefficients that indicate good temporal stability for the measurement (Table 2).

Table 2
Matrix of correlations, AVE of DASS-21_{2nd order} factors, CR, Cronbach's Alphas and ICC, Means and Standard Deviations

Factors	1	2	3	4	CR	Alpha	ICC (CI95%)	M	SD
1 Depression	0.60				0.91	0.91	0.70 (0.58-0.80)	9.20	6.09
2 Anxiety	0.83	0.48			0.86	0.87	0.72 (0.60-0.82)	7.15	5.36
3 Stress	0.78	0.91	0.50		0.87	0.88	0.64 (0.49-0.76)	11.44	5.15
4 Negative Affectivity	0.88	0.90	0.88	0.53	0.96	0.94	0.74 (0.61-0.82)	27.79	14.71

Note: AVE highlighted in bold. AVE: Average Variance Extracted; CR: Composite Reliability; ICC: Intraclass Correlation Coefficient; CI95%: Confidence Interval of 95%. M: Mean; SD: Standard Deviation.

The correlations between the DASS-21 Depression, Anxiety and Stress factors between themselves ranged from 0.78 to 0.91. The correlations of these factors with the DASS-21 global dimension ranged from 0.88 to 0.90. Still in the perspective of Classical Statistics, the global score of the Five-Factor Personality Inventory Neuroticism subscale (Cronbach's $\alpha = 0.85$) showed significant correlations with the DASS-21 global score ($r = 0.57$; $p < 0.01$) and with the scores of the Depression ($r = 0.45$; $p < 0.01$), Anxiety ($r = 0.48$; $p < 0.01$) and Stress ($r = 0.58$; $p < 0.01$) factors.

Although the adjustments of the DASS-21_{three oblique factors} and DASS-21_{2nd order} models were good, the high correlation and insufficient evidence of discriminant validity between the factors justified further analysis. A CFA of the DASS-21_{bifactor} model was performed (Figure 2). The bifactor measurement model assumes that the covariance between a set of items can be explained by a set of orthogonal factors including a global factor and specific factors, that is, independently (Reise, 2012). The CFA results revealed that all 21 DASS-21 items saturated with higher factor loads in the global dimension than in the specific factors (Figure 2), making evident the existence of a global dimension. In addition, some items did not have sufficient factor loads (≥ 0.32) to represent the constructs of specific dimensions, although all of them have shown to be significant ($p < 0.05$). The obtained indices also revealed a good fit of this model to the empirical data, surpassing the previously tested models (Table 1).

The settings of the DASS-21_{2nd order} and DASS-21_{bifactor} models were compared. $\Delta\chi^2 = \chi^2_{2nd\ order} - \chi^2_{bifactor}$. $\Delta\chi^2 = 373.766 - 310.558 = 63.208$, with $186 - 168 = 18$ gl. In the Chi-square Distribution table for $\alpha = 0.05$, there is a $\chi^2_{0.95(18)} = 28.869 < \Delta\chi^2 = 63.208$, demonstrating that the adjustment of the DASS-21_{bifactor} model to the empirical data was superior to the adjustment of the DASS-21_{2nd order} and DASS-21_{three oblique factors}.

However, there is evidence that traditional general fit indices tend to favor bifactor models over other models (Gignac, 2016). Thus, it was necessary to assess the robustness of the global factor and the specific factors using additional statistical indices. The explained common variance is a useful statistic because it reveals the variance attributable to the global dimension of the total common variance of the tested model (Bentler, 2009). One-dimensional data (theoretical) is the most extreme example and reaches 1.0. In the present study, the global factor with three specific factors had the best fit to the empirical data. The calculation of the common variance explained for this DASS-21_{bifactor} model revealed that the global factor was responsible for 65% of the explained common variance, the Depression factor, 16%, the Anxiety factor, 9%, and the Stress factor, 8%. That is, these indices indicate that the substantial majority of the normal data variance was explained by the global factor (Negative Affectivity) and that the specific factors (Depression, Anxiety, and Stress) had weaker participation.

The hierarchical omega (ω_h) was: $\omega_{HGlobal} = 0.87$, $\omega_{HDepression} = 0.32$, $\omega_{HAnxiety} = 0.09$, and $\omega_{HStress} = 0.21$. The H_h coefficients were as follows: $H_{hGlobal} = 0.94$, $H_{hDepression} = 0.67$, $H_{hAnxiety} = 0.41$, and $H_{hStress} = 0.52$. The percentage of uncontaminated correlations was 0.70. Based on the joint assessment of these indices, the DASS-21 can be considered predominantly one-dimensional (Dominguez-Lara, 2016; Dominguez-Lara & Rodriguez, 2017).

Discussion

The present study investigated the evidence of the latent structure of the DASS-21, as well as its convergent and discriminant validity indicators and reliability indices in a Brazilian sample. After the Confirmatory Factor Analysis, it was observed that the hierarchical model (one global second-order factor and three first-order factors) and the three oblique factors model presented identical indicators of good adjustment.

However, despite the adequate individual reliability of the items and their convergence to the factors they belong to, by calculating the AVE, there was no evidence of sufficient discriminating validity between the DASS-21 factors. Martins et al. (2019) and Patias et al. (2016) reported similar results in other Brazilian samples. One possible explanation is the high clinical overlap of depression, anxiety, and stress symptoms (Lovibond & Lovibond, 1995), leading to a high correlation between these factors. These indicators seem to suggest the hegemonic presence of a common factor (Negative Affectivity) for the DASS-21. That is, there are indications that the instrument may be predominantly one-dimensional, a result similar to the ones found by Osman et al. (2012) and Zanon et al. (2020).

To resolve these issues, analytical resources based on bifactor models were used. In the confirmatory analysis, the DASS-21_{bifactor} model test showed the best fit indices to the data. The comparison test ($\Delta\chi^2$) with the DASS-21_{three oblique factors} and DASS-21_{2nd order} models, demonstrated the superiority of adjustment of the DASS-21_{bifactor} model. Additional statistical analysis, such as explained common variance and estimated hierarchical omega, indicated that the DASS-21 would be better used as a general score for Negative Affectivity rather than three separate factors of depression, anxiety and stress.

It is a fact that the DASS-21 was built to assess the multiple dimensions of depression, anxiety and stress (Lovibond & Lovibond, 1995). However, the evidence generated in the present study with scores from Brazilian participants suggests that the measure is predominantly one-dimensional, corroborating the results found by Osman et al. (2012) and Zanon et al. (2020). Thus, although it is possible to identify four constructs for the DASS-21 latent structure (i.e., depression, anxiety, stress and negative affectivity), the results of this study indicate that the specific factors are minor variations of a global factor.

The current diagnostic system used in psychiatric research and practice considers these mental disorders to be categorical and independent, however, results such as those found in the present study indicate that depressive, anxious and stress states are better understood as minor variations of a broader underlying syndrome, as well as signaled by Barlow et al. (2016). Other studies that investigated the latent structure of instruments measuring different psychopathological symptoms also confirmed the presence of a global factor in children, adolescents and adults, indicating the existence of a common vulnerability to all forms of psychopathology (Caspi & Moffitt, 2018; Laceulle, Chung, Vollebergh, & Ormel, 2020; Martel et al., 2017).

Some authors suggest the adoption of the general factor 'p' nomenclature for the global factor of psychopathology, in analogy to the 'g' factor of intelligence (Caspi & Moffitt, 2018). In studies on cognitive skills, although it is found the existence of specific factors (e.g., verbal ability, visual ability and processing speed), a single factor (i.e., 'g' factor) is able to summarize the performance of the participants in the different tests used, making it possible to draw a parallel to what has been observed about the global factor of psychopathology (Caspi & Moffitt, 2018).

In clinical practice, the common factor to different symptoms may suggest transdiagnostic processes for the development of emotional disorders (i.e., mechanisms that play an important role in the etiology, maintenance and evolution of different psychopathological states), making a unified treatment approach possible (Barlow et al., 2016; Falcone & Gonçalves, 2019). Standardized protocols focusing on transdiagnostic processes have been pointed out as efficient and effective tools for the treatment of different mental disorders, some even showing greater effectiveness when compared to specific protocols (Egan, Wade, Shafran, &

Antony, 2014). Although they believe that studies in this regard are still recent and that any prescription related to treatment is premature, Caspi and Moffitt (2018) encouraged clinical research on the effectiveness of transdiagnostic interventions – psychotherapeutic and pharmacological –, as the first line of treatment, in which patients who do not show significant improvement are referred to specific treatments.

The existence of a global factor for psychopathology is also of particular relevance in terms of disease prevention. As noted, the ‘p’ factor may suggest the presence of a vulnerability to the development of any and all psychopathological conditions. Therefore, prevention strategies that focus on these common risk factors will tend to be more comprehensive than strategies aimed at preventing specific disorders (Caspi & Moffitt, 2018).

The moderate correlations between Neuroticism and DASS-21 factors, especially the global one, reveal good convergent validity of the instrument. Similar relationships were found by other authors (Barroso, Baptista, & Zanon, 2018; Gurtman, McNicol, & McGillivray, 2014). In relation to reliability, the internal consistency indices of the DASS-21 factors, by means of Cronbach’s alpha and Composite Reliability, were satisfactory and similar to those obtained by other studies (Daza et al., 2002; Osman, 2012; Patias et al., 2016). The reliability represented by the DASS-21 temporal stability showed good indices, suggesting that the constructs assessed did not vary systematically in the studied intervals, as found by other authors (Bottesi et al., 2015). All indicators of reliability of the global factor (negative affectivity) were higher than those of the subscales.

In summary, the current results indicate that the DASS-21 presented evidence of a one-dimensional structure, linked to a correlated variable, internal consistency and temporal stability, with Brazilian participants. It should be noted, however, that the present study has some limitations in relation to non-probabilistic sampling as it is composed exclusively of university students, mostly female, which can make generalizations difficult for the rest of the population. The results, therefore, will have to be considered within these limits. It is suggested that future studies investigate the validity of DASS-21 in broader samples of the Brazilian population and with different characteristics from the ones presented here, such as adults, the elderly and, mainly, with clinical samples. It is also worth noting that, even though it assesses depressive, anxious, and stress symptoms, the DASS-21 is not intended to be a diagnostic tool. Despite these limitations, it is believed that the evidence generated in this study represents a contribution to advancing the investigation of negative affectivity.

Contributors

L. F. D. ROCHA was responsible for the conception, design, and discussion of the results, as well as for the review and approval of the final version of the article. J. A. E. HERNANDEZ contributed with data analysis and interpretation, discussion of the results, and the review and approval of the final version of the article. E. M. O. FALCONE participated in the conception, design, discussion of results, and review and approval of the final version of the article.

References

- American Psychological Association. (2010). *Dicionário de psicologia*. Porto Alegre: Artmed.
- Andrade, J. M. (2008). *Evidências de validade do inventário dos cinco grandes fatores de personalidade para o Brasil* (Tese de Doutorado não-publicada). Universidade de Brasília, Brasília. Recuperado de <http://repositorio.unb.br/handle/10482/1751>

- Apóstolo, J. L. A., Figueiredo, M. H., Mendes, A. C., & Rodrigues, M. A. (2011). Depressão, ansiedade e estresse em usuários de cuidados primários de saúde. *Revista Latino-Americana de Enfermagem*, 19(2), 1-6.
- Arbuckle, J. L. (2014). *Amos 23.0 User's Guide*. Chicago: IBM SPSS.
- Barlow, D. H., Allen, L. B., & Choate, M. L. (2016). Toward a unified treatment for emotional disorders-republished article. *Behavior Therapy*, 47(6), 838-853. <https://doi.org/10.1016/j.beth.2016.11.005>
- Barroso, S. M., Baptista, M. N., & Zanon, C. (2018). Solidão como variável preditora na depressão em adultos. *Estudos Interdisciplinares em Psicologia*, 9(3), 26-37. <https://doi.org/10.5433/2236-6407.2018v9n3supl26>
- Beck, A. T., & Alford, B. A. (2011). *Depressão: causas e tratamento* (2a ed.). Porto Alegre: Artmed.
- Bentler, P. M. (2009). Alpha, dimension-free, and model-based internal consistency reliability. *Psychometrika*, 74(1), 137-143. <https://doi.org/10.1007/S11336-008-9100-1>
- Bentler, P. M., & Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88(1), 588-606. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.88.3.588>
- Bentley, K. H., Franklin, J. C., Ribeiro, J. D., Kleiman, E. M., Fox, K. R., & Nock, M. K. (2016). Anxiety and its disorders as risk factors for suicidal thoughts and behaviors: a meta-analytic review. *Clinical Psychology Review*, 43(1), 30-46. <http://dx.doi.org/10.1016/j.cpr.2015.11.008>
- Bottesi, G., Ghisi, M., Altoè, G., Conforti, E., Melli, G., & Sica, C. (2015). The Italian version of the Depression Anxiety Stress Scales-21: factor structure and psychometric properties on community and clinical samples. *Comprehensive Psychiatry*, 60(1), 170-181. <http://dx.doi.org/10.1016/j.comppsy.2015.04.005>
- Byrne, B. (2016). *Structural equation modeling with AMOS: basic concepts, applications, and programming*. New York: Routledge.
- Caspi, A., & Moffitt, T. E. (2018). All for one and one for all: mental disorders in one dimension. *American Journal of Psychiatry*, 175(9), 831-844. <http://dx.doi.org/10.1176/appi.ajp.2018.17121383>
- Clark, D. A., & Beck, A. T. (2012). *Terapia cognitiva para os transtornos de ansiedade*. Porto Alegre: Artmed.
- Cohen, B. E., Edmondson, D., & Kronish, I. M. (2015). State of the art review: depression, stress, anxiety, and cardiovascular disease. *American Journal of Hypertension*, 28(11), 1295-1302. <https://doi.org/10.1093/ajh/hpv047>
- Daza, P., Novy, D. M., Stanley, M. A., & Averill, P. (2002). The depression anxiety stress scale-21: Spanish translation and validation with a Hispanic sample. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 24(3), 195-205. <https://doi.org/10.1023/A:1016014818163>
- Dominguez-Lara, S. (2016). Evaluación de modelos estructurales, más allá de los índices de ajuste. *Enfermería Intensiva*, 27(2), 84-85. <https://doi.org/10.1016/j.enfi.2016.03.003>
- Dominguez-Lara, S., & Rodriguez, A. (2017). Índices estadísticos de modelos bifactor. *Interacciones*, 3(2), 59-65. <https://doi.org/10.24016/2017.v3n2.51>
- Egan, S. J., Wade, T. D., Shafran, R., & Antony, M. M. (2014). *Cognitive-behavioral treatment of perfectionism*. New York: Guilford Publications.
- Emdin, C. A., Odutayo, A., Wong, C. X., Tran, J., Hsiao, A. J., & Hunn, B. H. (2016). Meta-analysis of anxiety as a risk factor for cardiovascular disease. *The American Journal of Cardiology*, 118(4), 511-519. <https://doi.org/10.1016/j.amjcard.2016.05.041>
- Falcone, E. M. O., Baptista, M. N., Placido, M. G., Krieger, S., Oliveira, E. R., Falcone, J. F., & Vieira, B. F. L. (2016). Construção e validade de conteúdo da escala cognitiva de ansiedade em adultos. *Revista Psicologia em Pesquisa*, 10(1), 85-93. <https://doi.org/10.24879/201600100010050>
- Falcone, E. M. O., & Gonçalves, R. M. (2019). Avaliação psicológica para os transtornos de ansiedade. In M. N. Baptista, M. Muniz, C. T. Reppold, C. H. S. S. Nunes, L. F. Carvalho, R. Primi, ... L. Pasquali (Eds.), *Compêndio de avaliação psicológica*. Petrópolis: Vozes.
- Feist, J., Feist, G. J., & Roberts, T. (2014). *Teorias da personalidade* (8a ed.). Porto Alegre: AMGH.
- 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>
- Gignac, G. E. (2016). The higher-order model imposes a proportionality constraint: that is why the bifactor model tends to fit better. *Intelligence*, 55, 57-68. <https://doi.org/10.1016/j.intell.2016.01.006>
- Gurtman, C. G., McNicol, R., & McGillivray, J. A. (2014). The role of neuroticism in insomnia. *Clinical Psychologist*, 18(3), 116-124. <https://doi.org/10.1111/cp.12029>
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2018). *Multivariate data analysis*. Harlow: Pearson Education Limited.

- Henry, J. D., & Crawford, J. R. (2005). The short-form version of the Depression Anxiety Stress Scales (DASS-21): construct validity and normative data in a large non-clinical sample. *British Journal of Clinical Psychology, 44*(2), 227-239. <http://dx.doi.org/10.1348/014466505X29657>
- Horsch, A., Kang, J. S., Vial, Y., Ehlert, U., Borghini, A., Marques-Vidal, P., ... Puder, J. J. (2016). Stress exposure and psychological stress responses are related to glucose concentrations during pregnancy. *British Journal of Health Psychology, 21*(3), 712-729. <https://doi.org/10.1111/bjhp.12197>
- 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. <http://dx.doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: Guilford Press.
- Laceulle, O. M., Chung, J. M., Vollebergh, W. A., & Ormel, J. (2020). The wide-ranging life outcome correlates of a general psychopathology factor in adolescent psychopathology. *Personality and Mental Health, 14*(1), 9-29. <http://doi.org/10.1002/pmh.1465>
- Lipp, M. E. N. (2015). O que eu tenho é stress? de onde ele vem? In M. E. N. Lipp (Ed.), *O stress está dentro de você*. São Paulo: Contexto.
- Lovibond, P. F., & Lovibond, S. H. (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. [http://doi.org/10.1016/0005-7967\(94\)00075-u](http://doi.org/10.1016/0005-7967(94)00075-u)
- Marôco, J. (2014). *Análise de equações estruturais: fundamentos teóricos, software e aplicações*. Pêro Pinheiro: ReportNumber.
- Martel, M. M., Pan, P. M., Hoffmann, M. S., Gadelha, A., Rosário, M. C., Mari, J. J., ... Rohde, L. A. (2017). A general psychopathology factor (P factor) in children: structural model analysis and external validation through familial risk and child global executive function. *Journal of Abnormal Psychology, 126*(1), 1-12. <http://dx.doi.org/10.1037/abn0000205>
- Martins, B. G., Silva, W. R. D., Maroco, J., & Campos, J. A. D. B. (2019). Escala de depressão, ansiedade e estresse: propriedades psicométricas e prevalência das afetividades. *Jornal Brasileiro de Psiquiatria, 68*(1), 32-41. <http://dx.doi.org/10.1590/0047-2085000000222>
- Mascella, V., Vieira, N., Beda, L. C., & Lipp, M. E. N. (2014). Stress, sintomas de ansiedade e depressão em mulheres com dor de cabeça. *Boletim-Academia Paulista de Psicologia, 34*(87), 407-428. Recuperado de http://pepsic.bvsalud.org/scielo.php?script=sci_arttext&pid=51415-711X2014000200008
- Nanthakumar, S., Bucks, R. S., Skinner, T. C., Starkstein, S., Hillman, D., James, A., & Hunter, M. (2017). Assessment of the depression, anxiety, and stress scale (DASS-21) in untreated obstructive sleep apnea (OSA). *Psychological Assessment, 29*(10), 1201-1209. <http://dx.doi.org/10.1037/pas0000401>
- Osman, A., Wong, J. L., Bagge, C. L., Freudenthal, S., Gutierrez, P. M., & Lozano, G. (2012). The depression anxiety stress Scales-21 (DASS-21): further examination of dimensions, scale reliability, and correlates. *Journal of Clinical Psychology, 68*(12), 1322-1338. <http://dx.doi.org/10.1002/jclp.21908>
- Patias, N. D., Machado, W. L., Bandeira, D. R., & Dell'Aglío, D. D. (2016). Depression anxiety and stress scale (DASS-21) – short form: adaptação e validação para adolescentes brasileiros. *Psico-USF, 21*(3), 459-469. <http://dx.doi.org/10.1590/1413-82712016210302>
- Pinto, J. C., Martins, P., Pinheiro, T. B., & Oliveira, A. C. (2015). Ansiedade, depressão e estresse: um estudo com jovens adultos e adultos portugueses. *Psicologia, Saúde e Doenças, 16*(2), 148-163. <http://dx.doi.org/10.15309/15psd160202>
- Reise, S. P. (2012). The rediscovery of bifactor measurement models. *Multivariate Behavioral Research, 47*(5), 667-696. <http://dx.doi.org/10.1080/00273171.2012.715555>
- Sarafis, P., Rousaki, E., Tsounis, A., Malliarou, M., Lahana, L., Bamidis, P., ... Papastavrou, E. (2016). The impact of occupational stress on nurses' caring behaviors and their health-related quality of life. *BMC Nursing, 15*(1), 1-9. <https://doi.org/10.1186/s12912-016-0178-y>
- Schmid, J., & Leiman, J. M. (1957). The development of hierarchical factor solutions. *Psychometrika, 22*(1), 53-61. <https://doi.org/10.1007/BF02289209>
- Scholten, S., Velten, J., Bieda, A., Zhang, X. C., & Margraf, J. (2017). Testing measurement invariance of the depression, anxiety, and stress scales (DASS-21) across four countries. *Psychological Assessment, 29*(11), 1376-1390. <http://dx.doi.org/10.1037/pas0000440>
- Vignola, R. C. B., & Tucci, A. M. (2014). Adaptation and validation of the depression, anxiety and stress scale (DASS) to Brazilian Portuguese. *Journal of Affective Disorders, 155*(1), 104-109. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jad.2013.10.031>

Zanon, C., Brenner, R. E., Baptista, M. N., Vogel, D. L., Rubin, M., Al-Darmaki, F. R., ... Topkaya, N. (2020). Examining the dimensionality, reliability, and invariance of the Depression, Anxiety, and Stress Scale-21 (DASS-21) across eight countries. *Assessment*, *00*(0), 1-14. <http://dx.doi.org/10.1177/1073191119887449>

Received: September 3, 2019
Final version: July 3, 2020
Approved: September 8, 2020

APÊNDICE B – Cross-cultural adaptation of the Clinical Perfectionism Questionnaire (CPQ) for Brazilians⁶

Resumo

Os objetivos deste artigo são a adaptação transcultural e a avaliação das propriedades psicométricas da versão brasileira do Clinical Perfectionism Questionnaire (CPQ), escala que avalia a tendência da pessoa perseguir elevados padrões de exigência autoimpostos e as consequências subjetivas decorrentes de alcançá-los ou não. O instrumento original foi traduzido para o português e retro-traduzido para o inglês. A versão preliminar foi julgada por um dos autores do instrumento e por especialistas brasileiros, gerando indicadores de validade de conteúdo. A versão final foi aplicada em uma amostra de 250 estudantes universitários brasileiros, com idades entre 18 e 60 anos ($M=24,9$, $DP=8,63$), majoritariamente do sexo feminino (76%). Na Análise Fatorial Exploratória, os dados revelaram uma estrutura bidimensional, e as demais propriedades psicométricas, como consistência interna e validade em relação a outras variáveis, mostraram-se adequadas para o instrumento. Análises adicionais de congruência unidimensional reforçaram a multidimensionalidade da medida.

Palavras-chave: perfeccionismo; traços de personalidade; tradução; validade do teste; psicometria.

Abstract

The goals of this paper are the cross-cultural adaptation and psychometric properties evaluation of the Brazilian version of the Clinical Perfectionism Questionnaire (CPQ), a scale that measures the tendency of a person to pursue self-demanding standards and the subjective consequences provided by achieving them or not. The original instrument was translated to Portuguese and back-translated to English. The preliminary version was judged by one of the authors of the instrument and by Brazilian specialists, producing content validity indicators. The final version was applied to a sample of 250 Brazilian undergraduate students, aged from 18 to 60 years old ($M=24.9$, $SD=8.63$), mostly female (76%). In the Exploratory Factor Analysis, data have revealed a bidimensional structure, and the other psychometric properties, such as internal consistency and validity regarding other variables, have shown adequate to the instrument. Additional analyses of unidimensional congruence reinforced the multidimensionality of the measure.

Keywords: perfectionism; personality traits; translation; test validity; psychometrics.

Resumen

Los objetivos del artículo son la adaptación intercultural y la evaluación de las propiedades psicométricas de la versión brasileña del Clinical Perfectionism Questionnaire (CPQ), una escala que evalúa la tendencia de perseguir altos estándares de demandas autoimpuestas y las consecuencias subjetivas resultantes de alcanzarlas o no. El instrumento original fue traducido al portugués y retro-traducido al inglés. La versión preliminar fue juzgada por uno de los autores del instrumento y por expertos brasileños, generando indicadores de validez de contenido. La versión final se aplicó a una muestra de 250 estudiantes universitarios brasileños, con edades comprendidas entre 18 y 60 años ($M=24.9$, $DE=8.63$), en su mayoría mujeres (76%). En el Análisis Factorial Exploratorio, los datos revelaron una estructura bidimensional, y las demás propiedades psicométricas, como la consistencia interna y validez con respecto a otras variables, se mostraron adecuadas al instrumento. Análisis adicionales de congruencia unidimensional reforzaron la multidimensionalidad de la medida.

Palabras-clave: perfeccionismo; rasgos de personalidad; traducción; validación de test; psicometría.

⁶ Reprodução do estudo aceito para publicação: Rocha, L. F. D., Hernandez, J. A. E., Falcone, E. M. O., & Peluso, M. L. (in press). Cross-cultural adaptation of the Clinical Perfectionism Questionnaire (CPQ) for Brazilians. *PSICO-USF*.

The attention paid to perfectionism has been growing, especially because this variable has been highlighted as a transdiagnostic process, that is, a set of cognitive or behavioral aspects that perform an important role in the etiology, maintenance and course of several psychopathological states (Egan, Wade, & Shafran, 2011; Egan, Wade, Shafran, & Antony, 2014; Shafran, Cooper, & Fairburn, 2002). Furthermore, the presence of perfectionism has been pointed out as an obstacle for the treatment of several mental disorders, for example, impairing the well-succeeded engagement of the patient (Egan et al., 2011; Shafran et al., 2002).

Perfectionism might be defined as a personality trait characterized by the setting of high self-demanding standards and effort towards perfection achievement (i.e., flawless state), in general, accompanied by self-criticism (Stoeber, 2018). In this context, a perfectionist individual has demanding criteria for defining one's success, strives to achieve high standards and avoid failures – or what is judged as failure – and makes critical evaluations about one's behavior and self-worth.

Although, several times, perfectionism is referred in singular, an increasing number of studies suggests that its components are divided into two correlated dimensions, named, hegemonically, Perfectionistic Strivings (PS) and Perfectionistic Concerns (PC) (Stoeber, 2018). The first covers cognitions and behaviors related to setting high self-demanding standards and pursuing them, while the second includes cognitions and behaviors concerning imperfections and their negative consequences (Stoeber, 2018, 2020). In other words, the PS dimension is based on the perfection expectation and motivation to do as best, whereas the PC dimension is connected to the fear of failing and to the motivations to avoid the error (Slade & Owens, 1998; Stoeber, 2020). Even though it may seem, initially, that one dimension is positive and another negative, this must be an empirical question, that is, whether and to what degree the dimensions of perfectionism are adaptive or maladaptive depends on researches that relate it to other variables.

In this sense, one of the main contributions of the bi-dimensional perspective of perfectionism is the finding that each dimension presents distinct relationships with the psychopathological symptoms and conditions (Stoeber, 2020). A meta-analysis performed with 284 empirical studies – mostly cross-sectional – revealed that both perfectionistic dimensions were positively correlated to psychopathological outcomes (i.e., mental disorders, symptoms of mental disorders and outcomes related to psychopathology, as suicidal ideation and general psychological distress) (Limburg, Watson, Hagger, & Egan, 2016). It means, the higher the levels of PS and PC, the higher the levels of psychological maladjustment indicators. Nevertheless, single effect values of PC have shown to be superior to those of PS, after these dimensions' overlap control ($\beta \leq 0.70$ and $\beta \leq 0.25$, respectively). The authors concluded,

therefore, that PS are less related to psychopathology when compared to PC, and both perfectionistic dimensions are positively correlated between each other, what tends to inflate the relation of PS with psychopathology indicators. This way, it is necessary that studies addressing the analysis of the relationship between perfectionism and psychopathology verify the single effect of each one of the dimensions (Limburg et al., 2016; Stoeber, 2020).

Similar results have been found by another meta-analysis that investigated the longitudinal relation between perfectionism and depression symptoms in 10 studies with different samples (Smith et al., 2016). After the depression symptoms control at the baseline, both PS and PC revealed a little effect over depression symptoms throughout time. However, after the PC control at the baseline, PS no longer predicted depression symptoms, indicating that PS granted vulnerability to depression symptoms through PC's overlap.

Another meta-analysis verified the relationship between perfectionism and anxiety symptoms in 11 longitudinal studies with different samples (Smith, Vidovic, Sherry, Stewart, & Saklofske, 2018). The PC dimension and, to a minor extent, PS predicted an increase in anxiety symptoms throughout time. Notwithstanding, observed effects were of marginal-small magnitude after the anxiety symptoms control at the baseline.

Since perfectionism has been associated with a range of psychopathological indicators, besides being able to create obstacles in the psychotherapeutic treatment and holds two dimension with distinct relations with psychopathological outcomes, assessing it accurately is essential to the advance of scientific knowledge concerning this field and the development of an Evidence-Based Practice in Psychology. Among the available instruments to evaluate perfectionism, the Clinical Perfectionism Questionnaire (CPQ) (Fairburn, Cooper, & Shafran, 2003) is detached.

The CPQ was developed aiming at the measurement of perfectionism through a cognitive-behavioral conceptualization, in which this construct is defined as a subordination of self-worth to the capacity of achieving self-imposed and high levels of demands (Shafran et al., 2002). Thus, according to the cognitive processing of clinical perfectionism, reaching high self-demanding standards grants self-worth, whereas not reaching them evokes thoughts about being a failure as a person (Fairburn et al., 2003; Shafran et al., 2002). Based on this, the 12 items of CPQ measure the tendency of a person to pursue self-demanding standards and the subjective consequences provided by achieving them or not (Egan et al., 2014).

The main differential of CPQ is that it seeks to measure core characteristics of perfectionism (Shafran et al., 2002). For Shafran et al. (2002), many items from other scales do not evaluate integral elements of perfectionism, but assess related constructs, as beliefs about other people's standards and the perception that others pressure the individual to be perfect. In

addition, CPQ was built on the basis of a clinically-based construct of perfectionism, that is, it captures the core psychopathological aspects of perfectionism, as morbid fear of failure, dichotomous thinking (i.e., operationalization of standards in the form of rules that are either met or not), and selective abstraction (i.e., paying more attention to negative perfectionism-relevant information than to positive information).

Although clinical perfectionism has been theoretically conceptualized as unidimensional by Shafran et al. (2002), validity studies that investigated the latent structure of CPQ are not consensual regarding the number of factors. The majority of studies with different samples found the presence of two similar factors to PS and PC dimensions (Dickie, Surgenor, Wilson, & McDowall, 2012; Egan et al., 2016; Moloodi, Pourshahbaz, Mohammadkhani, Fata, & Ghaderi, 2017; Stoeber & Damian, 2014). It is, one factor comprises the items related to demanding standards, while the other embraces the items regarding failure and its consequences. However, more recent studies have found a global factor for the instrument in addition to specific factors through bifactor approach (Howell, Anderson, Egan, & McEvoy, 2020; Prior et al., 2018).

Dickie et al. (2012), through principal components analysis (PCA) and varimax rotation, found the two mentioned factors. Nevertheless, items 8 (“to do just enough to get by”) and 7 (“to judge oneself on the basis of the ability to achieve high standards”) were removed due to low item-total correlation and crossloading, respectively. PCA from Stoeber and Damian (2014) found similar results, but with four out of the 12 items presenting crossloading. These researchers performed an Exploratory Factor Analysis (EFA) and the results also revealed two factors, but the crossloadings on items 7 and 8 persisted.

Egan et al. (2016), through EFA, carried out two studies: one with a non-clinical sample and the other with a sample of individuals with Eating Disorders. Solutions of two factors for CPQ were extracted in both studies, but items 1, 7 and 8 presented crossloading. Internal Consistency of the measure was adequate, as well as the discriminative capacity between the clinical and non-clinical samples. Moloodi et al. (2017), through Confirmatory Factor Analysis (CFA), have found similar results regarding CPQ psychometric properties.

In another sample composed by patients with Eating Disorders, Prior et al. (2018) tested, through CFA, three models of CPQ: unidimensional, two oblique factors and bifactor. Fit was revealed as poor for the first two models, and the bifactor model was not able to converge. After the exclusion of items 2 and 8, a bifactor model presented good fit to data: a global factor with 10 items and a specific factor (PS) with seven items.

Similarly, Howell et al. (2020) compared the unique factor, two factors and bifactor models with scores from the 10-item version of CPQ (i.e., without items 2 and 8). The results

also provided bigger support to the bifactor model, with a global and two specific factors. Additional analyses were performed in order to verify whether the instrument is predominantly unidimensional. Out of the four indicators generated to that end, two (i.e., Omega and H Coefficient) indicated a predominance of the global factor, while the other two (i.e., Percent uncontaminated correlations and explained common variance) did not confirm the unidimensionality of the instrument.

In summary, the factorial structure of CPQ is not consensual. Most studies found two dimensions, as well as from other instruments that measure perfectionism. According to the results of these studies, PS and PC measured by the CPQ are two different factors, however related to one another — correlations between 0.23 and 0.48 (Dickie et al., 2012; Egan et al., 2016; Stoeber & Damian, 2014). Some items presented substantial factor loading in both factors (i.e., 1 ‘pushing oneself really hard to meet goals’, 7 ‘judging oneself on the basis of the ability to achieve high standards’ and 8 ‘doing just enough to get by’), indicating a non-discriminative capacity (Dickie et al., 2012; Egan et al., 2016; Stoeber & Damian, 2014).

In another direction, two recent studies found that the bifactor model has indicated good fit to data based on CFA in some cases, which suggests the coexistence of specific and global factors (Howell et al., 2020; Prior et al., 2018). In this sense, the two specific factors of the CPC (i.e., PS and PC) could be combined into a general factor that holds all items.

Besides factorial structure analysis, reverse items (i.e., 2 ‘tendency to focus on what one has achieved, rather than on what one have not achieved’ and 8) demonstrated little impact on the global score through the CITC calculation, suggesting that they do not contribute significantly to the CPQ global score (Dickie et al., 2012; Moloodi et al., 2017; Stoeber & Damian, 2014). The factors’ internal consistency has shown to be acceptable through Cronbach’s alpha in all validity studies ($0.69 \leq \alpha \leq 0.80$). A study investigated the temporal stability of the instrument, finding moderate rates of reliability (Dickie et al., 2012).

As proposed by Shafran et al. (2002), CPQ aims to capture the most central and pathological elements of the perfectionism, through a cognitive-behavioral conceptualization. In this sense and considering that perfectionism (or at least one of its factors) is transdiagnostic, this instrument can be used as an important clinical indicator for the prevention and treatment of several mental disorders. However, as it was observed, some questions remain open regarding its psychometric properties, especially its factorial structure. Thus, in order to contribute to the fulfillment of gaps previously mentioned, the goals of this paper are the cross-cultural adaptation (Study 1) and psychometric properties evaluation (Study 2) of the Brazilian version of the CPQ.

Study 1

The present study aims at the cross-cultural adaptation of the CPQ with 12 items for Brazilians, which consists in its translation to Portuguese and its content validity verification.

Methods

In consonance with scientific literature about instruments cross-cultural adaptation (Pacico, 2015; Pasquali, 2013), the following stages have been pursued:

Stage 1 - Forward Translation: the translation from the original language (i.e., English) to Portuguese was performed by two English proficient translators, whose maternal language is Brazilian Portuguese. The first translator is a psychologist with clinical expertise and was informed about the scale's purpose. The second was neither informed about the construct measured by the instrument, nor is a professional from Psychology or Health Science. This translator is called a 'naïve translator' and is employed in order to offer a language that is closer to the general population, since there is no influence from the knowledge area. The translations were performed independently.

Stage 2 - Synthesis: both versions of the scale, produced in the previous stage, were compared by a committee composed of the first author, his doctoral advisor and the doctoral students from his research group aiming at a consensus version. This preliminary version was, then, compared item by item with the original version of the scale, minding the original meaning.

Stage 3 - Back-translation: the consensual version was back-translated to the original language by a Portuguese proficient translator, whose maternal language is English, completely unfamiliar with the original scale and without previous knowledge of Psychology or Health Science. The back-translated version was, then, sent to the original scale authors, towards checking whether the items were reflecting the same content than the originals.

Stage 4 - Committee Approach: the preliminary version of the instrument in Portuguese was submitted to five qualified judges' evaluation (psychologists, doctors in Psychology and with theoretical and practical Clinical Psychology expertise). These judges classified each item through a Likert-type scale from 1 ("very little") to 5 ("very much), regarding language clarity, theoretical relevance, and practical pertinence. From these scores, the Content Validity Coefficient (Hernández Nieto, 2002) for each item (CVC_{item}) and the instrument as a whole (CVC_{total}) was calculated. The error calculation for each item was also performed in order to eliminate possible biases from the judges. Hernández Nieto (2002) recommended that acceptable CVC's must present values equal or superior than 0.80, which indicates 80% of concordance among the judges.

Stage 5 – Discussion Groups: three discussion groups were organized with undergraduate students in order to evaluate the items' semantics. Each item was presented and

the participants described, with their own words, what they understood. The items that showed consensus related to the comprehension were maintained.

Results and Discussion

Concerning the CVC_{total} , the language clarity was 0.94, the theoretical relevance was 0.98 and the practical pertinence was 0.98, indicating satisfactory content validity. Basically, all items in portuguese reached CVC_{item} superior to 0.80 on the three rated dimensions, suggesting high concordance among the evaluators. The only exception was item 8, regarding language clarity dimension ($CVC_{item} = 0.76$). In this case, the item was reformulated according to the judges' suggestions. In the next step, all items presented good and consensual comprehension among the participants of the discussion groups, not requiring, therefore, alterations.

Study 2

After the stage of content validity, the CPQ was responded by a university sample and the scores were submitted to the statistical analysis, in order to examine the instrument's psychometric properties, such as factor structure, internal consistency and validity in relation to other variables. Once the present research is part of a larger range of studies, the same database of Autores (in press) has been analyzed applying different research questions and different analytical approaches, as suggested by Fine and Kurdek (1994) and by Kirkman and Chen (2011).

Methods

Participants

Thus, 250 Brazilian undergraduate students participated of this study, with ages from 18 to 60 years old ($M = 24.9$, $SD = 8.63$), being 76% of female sex ($n = 190$), 23.2% of male sex ($n = 58$), 0.4% trans woman ($n = 1$) and 0.4% neutral ($n = 1$). Regarding marital status, 84.8% declared to be single ($n = 212$), 13.6% married ($n = 34$), 1.2% divorced or separated ($n = 3$) and 0.4% widowed ($n = 1$). Related to the original region of the respondents, 88.8% are from the southeast region of the country ($n = 222$), 9.2% from the south ($n = 23$), 1.6% from northeast ($n = 4$) and 0.4% from Midwest ($n = 1$). From the total of participants, 77 responded to the instrument again between 25 and 39 days from the first collection day ($M = 30.64$, $SD = 2.71$).

Instruments

The CPQ adapted in the Study 1 was applied. The instrument is composed of 12 items that examine the frequency of some behaviors and cognitions related to perfectionism in the last 30 days (e.g., In the last 30 days, did anyone tell you that your standards were too high?).

The respondent must indicate the answer through a Likert-type scale from 1 (Not one time) to 4 (All the time). Items 2 and 8 are reversed.

It was also applied the Marlowe-Crowne Social Desirability Scale – short version. The scale proposes to measure the participants' propensity to respond biased to the questions presented, according to which is more socially acceptable or approved. It is composed of 13 items that portray culturally desirable behaviors, but, unlikely, in which the person must indicate whether the item describes her/him (true or false). The answer given in each sentence is analyzed and turned into a "0" or "1" score, according to a provided sieve. The total score of the scale is obtained by the simple addition of individual scores. The higher the score, the higher the tendency of the participant to respond to questions biased. At the cross-cultural adaptation to Brazilian samples (Ribas, Seidl-de-Moura, & Hutz, 2004), the short version exhibited a KR20 = 0.70 and a very strong correlation with the entire scale ($r = 0.90, p < 0.001$).

Lastly, the Depression, Anxiety and Stress Scales – Short Form (DASS-21) by Lovibond and Lovibond (1995), adapted to the Brazilian population by Vignola and Tucci (2004), was employed. It is a self-report instrument composed of 21 items equally divided among the Depression, Anxiety and Stress subscales. The respondent must indicate how much each one was related to his/her reality during the last week. The answers are given in a Likert-type scale, from "Did not apply to me at all" (0) and "Applied to me very much, or most of the time" (3). The analyses of the psychometric properties performed by Autores (in press) revealed good convergent validity, internal consistency and temporal reliability indicators for the scale in the employed sample. It is possible to identify three specific factors (i.e., depression, anxiety and stress) and a general factor (i.e., negative affectivity) for the DASS-21 latent structure, although the measure is predominantly unidimensional (Autores, in press).

Procedures

After approval of the project by the Ethics in Research Committee of the institution to which this study is attached, an online questionnaire was created through Google Forms, containing the Written Informed Consent Form (WICF) and the research instruments. The invitation to participate in the project was made through social media (e.g., Facebook) and e-mails to university professors, requesting the forwarding of the form link to their students. The form was available for completion between December 2018 and June 2019. Respondents took an average of 12 minutes and 44 seconds to complete the form. The resource of mandatory responses was used for all items, which prevented the form from being returned with missing values.

After agreeing with the WICF and fulfilling the instruments, the participant was asked about the interest in taking part in the second stage of the research posteriorly. If yes, the email

should be given to future contact. For those participants who informed the e-mail address, the same form was sent again to be answered a second time with an average of 30 days after the first reply.

Data Analysis

Data collected from the CPQ were inserted at the statistical software SPSS (version 23). Initially, the scores multivariate and univariate distribution analyses were performed, in order to verify data distribution. In the next stage, the Corrected Item-Total Correlation (CITC) of each item was investigated (i.e., the correlation of each item with the sum of the remaining items), replicating Dickie et al. (2012) and Stoeber and Damian (2014). The CITC corresponds to an indicator applied to verify if each item contributes significantly to the global score of the scale, recommending values above 0.30 (Streiner, Norman, & Cairney, 2015).

Furthermore, it was employed the Factor software (version 10.10.01) in order to perform Exploratory Factor Analysis (EFA). Polychoric Correlation Matrix and Robust Diagonally Weighted Least Squares (RDWLS) extraction method with Promax rotation were applied. The decision about the number of factors to be retained was made through Parallel Analysis, with a random permutation of observed data (Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011). In addition, the unidimensionality of data was tested, as originally proposed by Shafran et al. (2002), through the calculation of Unidimensional Congruence (UniCo), Explained Common Variance (ECV) and Mean of Item Residual Absolute Loadings (MIREAL) indicators. For the instrument's conception as essentially unidimensional, UniCo and ECV values must be superior to 0.95 and 0.85, respectively, and the MIREAL value must be inferior to 0.30 (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2018).

The internal consistency was calculated through Composite Reliability and Cronbach's alpha coefficients. It is suggested 0.70 as cutoff for these indicators (Hair, Black, Babin, Anderson, & Tatham, 2009; Streiner et al., 2015). The instrument's temporal stability was checked through test-retest method, calculating the Intraclass Correlation Coefficient (ICC) and its Confidence Intervals (CI 95%). ICC values inferior to 0.50 indicate poor reliability, between 0.50 and 0.75, moderate, and between 0.75 and 0.90, good reliability (Koo & Li, 2016).

In order to seek validity evidence based on relation to other variables, bivariate correlations of the CPQ scores and Social Desirability scores were performed. Moderate-high correlations of CPQ with Social Desirability measure would indicate that respondents are not answering with complete honesty, but according to what is socially desirable (i.e., response bias) (Costa & Hauck Filho, 2017; Kwak, Holtkamp, & Kim, 2019). In contrast, low correlations between them indicate that Social Desirability is not a primary factor explaining the CPQ answers.

Bivariate and partial correlations of the CPQ scores with DASS-21 scores were also performed in the first and second application waves for the purpose of generating more indicators of validity evidence in relation to other variables. Partial correlations collaborate to verify the relation between two variables, removing the influence from a third one (Dancey & Reidy, 2018). The use of DASS-21 as validity criteria was opted for two reasons: (1) other instruments validated to measure perfectionism in Brazilians were not found, and (2) the literature about the relationship between perfectionism and negative affectivity is enormous (e.g., Limburg et al., 2016; Smith et al., 2016; Smith, Saklofske, Yan, & Sherry, 2017), allowing comparisons.

Results

The scores' multivariate distribution analysis showed a non-normal distribution, once Mardia's Coefficient was 3.21 (standardized = 1.14). Nevertheless, variables' univariate distribution analysis revealed asymmetry values $< \pm 0.70$ and kurtosis $< \pm 1.1$, which does not represent an extreme normality violation (Tabachnick & Fidell, 2018).

When analyzing CITC, item 8 presented a correlation coefficient near zero with total corrected ($r = 0.02$) and item 2 presented low correlation ($r = -0.15$). All other items presented CITC coefficients between 0.31 (item 12) and 0.54 (item 5). It suggests that only items 2 and 8, both reversed, do not contribute significantly to the CPQ total score.

Regarding the factor analysis, Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) measure exhibited an index of 0.75 and Bartlett's sphericity test of $\chi^2(66) = 571$, $p < 0.001$, both indicating data adequacy of this sample for factorialization. Parallel Analysis recommended an extraction of two factors (Table 1). All items loaded substantially in one of the two dimensions (loading ≥ 0.42), except item 8, that did not present significant loadings in any factors (Table 2). The solution of two factors was responsible for 66.56% of ECV. The factors presented moderate and positive correlation between each other ($r = 0.37$). Testing the factor structure designed by Shafran et al. (2002) and found by Howell et al. (2020), UniCo and ECV values were 0.75 and 0.66, respectively, while the MIREAL value was 0.33, recommending the instrument should not be treated as a predominantly unidimensional measure.

Table 1 - Parallel Analysis Results

Factors	Percentage of variance explained of	Percentage of variance explained of
	real data	random data (CI95%)
1	35.8191*	19.6082
2	19.6510*	17.0101
3	9.5389	14.9861

Note. *The number of factors to be retained is two, since two factors of real data present % of variance explained greater than random data.

Concerning reliability indicators, Composite Reliability and Cronbach's alpha values for both factors were superior to the cutoff (Table 2), indicating acceptable internal consistency. Test-retest temporal stability revealed ICC values of 0.70 (CI 95% between 0.56 – 0.80) to Factor 1 (i.e., PS dimension) and 0.59 (CI 95% between 0.42 – 0.72) to Factor 2 (i.e., PC dimension), suggesting moderate reliability for both factors.

Table 2 - Factor structure of the Clinical Perfectionism Questionnaire (CPQ)

Items	F 1	F 2
3. <i>Alguém lhe disse que seus padrões de exigência são muitos elevados?</i>	0.70	-0.08
10. <i>Você acha que as pessoas te consideraram perfeccionista?</i>	0.68	-0.16
11. <i>Você continuou tentando alcançar seus padrões de exigência, mesmo que para isso tenha que ter aberto mão de algumas coisas?</i>	0.63	-0.05
6. <i>Você aumentou seus padrões de exigência por achá-los fáceis demais?</i>	0.45	0.16
9. <i>Você checou repetidamente o quão bom você é em atingir seus padrões de exigência (por exemplo, comparando seu desempenho ao dos outros)?</i>	0.44	0.15
7. <i>Você avaliou seu valor com base em sua habilidade de atingir seus elevados padrões de exigência?</i>	0.44	0.23
1. <i>Você se pressionou muito para atingir seus objetivos?</i>	0.42	0.19
4. <i>Você se sentiu um fracasso como pessoa por não ter conseguido atingir seus objetivos?</i>	-0.03	0.87
5. <i>Você teve medo da possibilidade de não alcançar seus padrões de exigência?</i>	0.15	0.75
12. <i>Você evitou pôr sua capacidade à prova por medo de falhar?</i>	-0.1	0.62
2. <i>Você focou no que alcançou, ao invés de focar no que você não conseguiu alcançar?</i>	0.28	-0.54
8. <i>Você fez estritamente o que era necessário?</i>	0.19	-0.15
Explained Common Variance	4.85 (66.6%)	
	2.45	2.40
Cronbach's Alpha	0.73	0.71
Composite Reliability	0.74	0.79

Bivariate Correlations

Social Desirability	-0.03	-0.30*
Depression	0.20*	0.65*
Anxiety	0.35*	0.45*
Stress	0.43*	0.53*
Negative Affectivity	0.36*	0.62*

Partial Correlations

Depression	0.01	0.63*
Anxiety	0.26*	0.38*
Stress	0.34*	0.47*
Negative Affectivity	0.24*	0.57*

Note. Factor loadings > 0,32 in bold. Extraction Method: RDWLS. Promax Rotation. * $p < 0.01$. F1 = Perfectionistic Strivings. F2 = Perfectionistic Concerns.

Correlations with the Social Desirability variable were near zero and not significant to Factor 1 and weak and significant to Factor 2 (Table 2), demonstrating good validity evidence based on relation to other variables. Bivariate correlations of the CPQ factors with DASS-21 scores collected at the first wave were superior to Factor 2 in comparison to Factor 1 (Table 2). The correlation value between Factor 1 and DASS-21 scores considerably decreased after Factor 2 overlap control, through partial correlations (Table 2). Similarly, both CPQ factors at the first wave correlated significantly to DASS-21 scores at the second wave (Table 3), being Factor 2 coefficients superior to Factor 1. When controlling negative affectivity symptoms at the first wave through partial correlations, the coefficients considerably decreased (Table 3), however, Factor 2 continued presenting weak correlations.

Table 3 - Correlations between the CPQ first wave and DASS-21 second wave

	Bivariate Correlations		Partial Correlations	
	Factor 1	Factor 2	Factor 1	Factor 2
Depression	0.17	0.58**	0.07	0.20
Anxiety	0.32**	0.50**	0.15	0.25*
Stress	0.29*	0.44**	0.01	0.22*
Negative Affectivity	0.29*	0.58**	0.07	0.23*

Note. * $p < 0.05$. ** $p < 0.01$. F1 = Perfectionistic Strivings. F2 = Perfectionistic Concerns.

Discussion

The present study analyzed the CPQ's psychometric properties with a sample of Brazilian undergraduate students. Generally, item analysis, factorial structure, internal

consistency, temporal stability and construct validity in relation to other variables were investigated.

Similarly to what was found by Dickie et al. (2012) and Stoeber and Damian (2014), reversed items (i.e., 2 and 8) demonstrated low contribution to total score through CITC calculation. Although some authors include positive and negative items attempting to reduce the acquiescence bias, doing so in an unbalanced manner, as in the case of CPQ, might reduce the quality of the instrument (Roszkowski & Soven, 2010).

A possible explanation for this occurrence is that the inclusion of only some negative items in a mostly positive questionnaire seems to stimulate the tendency of a misinterpretation by the respondents, because he/she is being requested to shift gears in the cognitive processing a few times, what tends to create a response bias (Roszkowski & Soven, 2010). Thereby, the homogeneity of the measure will be impaired, decreasing the internal consistency indicators.

Although some authors, as Dickie et al. (2012) and Shu et al. (2019), have removed items 2 and 8 based on the low CITC coefficient, we decided to keep them in subsequent analysis for two main reasons: to investigate, in a Brazilian sample, the factorial structure of the CPQ including all 12 items and to avoid losing potentially relevant information — especially in the case of item 2 that measures selective abstraction, a core characteristic in the conceptualization of clinical perfectionism. In order to increase participation of items 2 and 8 on CPQ total score, future studies might turn them into direct items from its content's alteration.

Related to CPQ latent structure, EFA suggested a two factors solution with the exclusion of item 8 due to the non-saturation in any of the two factors. Items that are similar to the PS dimension (i.e., setting high standards and pursuing them) loaded in the first factor, while items that are similar to the PC dimension (i.e., regarding mistakes and their consequences) loaded in the second one. In international studies, similar results were found with university, adults and clinical samples (Dickie et al., 2012; Egan et al., 2016; Moloodiet al., 2017; Stoeber & Damian, 2014). Nevertheless, differently from these studies, no item presented significant loadings in both factors, what may have happened due to the Polychoric Correlation Matrix and the extraction method used in the present study.

The unidimensional predominance of the scale was not corroborated. There is evidence that traditional general fit indices tend to favor bifactor models over other models (Gignac, 2016), as found by Howell et al. (2020) and Prior et al. (2018) in the case of CPQ. Thus, it is necessary to assess the robustness of the global factor using additional statistical indices. The results found by the present study reinforce the bi-dimensional structure of perfectionism measured by CPQ.

Reliability indexes of CPQ factors, through Composite Reliability and Cronbach's alpha coefficients, were satisfactory and similar to the ones obtained by other studies (Dickie et al., 2012; Egan et al., 2016; Moloodiet al., 2017; Stoeber & Damian, 2014). The reliability represented by the temporal stability of two CPQ factors presented moderate indexes, suggesting that the assessed constructs did not vary considerably in the studied intervals, as found by Dickie et al. (2012).

Near zero and weak values of the correlations between CPQ and social desirability grant good construct validity evidence based on relation to other variables of the instrument. Low correlations with social desirability indicate that the participants' responses to the instrument are little subject to what is socially desirable, demonstrating a less biased and more accurate assessment of the variable of interest (Costa & Hauck Filho, 2017; Kwak et al., 2019). Thus, what is expected is that social desirability does not substantially influence the responses that participants indicate in the instruments used, as it did not occur in the present study for responses to the CPQ.

The CPQ factors also showed validity evidence based on relation to other variables when analyzing its correlations with psychopathological indicators, cross-sectionally and longitudinally. Just as found by other studies (Limburg et al., 2016; Smith et al., 2016; Smith et al., 2018), PS are less related to psychopathology in comparison with PC, especially when the overlap between these factors is under control. It suggests that, regarding depression, anxiety and stress symptoms, having high self-demanding standards, pushing oneself to reach them and evaluating the self-worth according to the ability to achieve them are less harmful perfectionistic traits than being afraid of not reaching demanding standards, feeling a failure as a person for not achieving them and avoiding being tested.

As suggested by Shafran et al. (2002), reaching high self-demanding standards grants self-worth (i.e., PS dimension), whereas not reaching them evokes thoughts about being a failure as a person (i.e., PC dimension), and, in the last case, it generates, consequently, more psychopathological indicators. PS dimension can be seen as goal-oriented mindset that motivates a person to search for resources and rewards, as achieving high standards. On the other hand, PC dimension can be seen as a threat-oriented mindset that motivates fight, flight or avoidance behaviors in face of dangerous situations (real or imagined), as avoiding being a failure. The second one has been shown to be more associated with depression, anxiety, and stress symptoms.

However, both dimensions can interact with each other and the PS traits might be used as a strategy to try to avoid negative consequences of PC, what tend to inflate the relation of PS

with psychopathology indicators (see Stoeber, Madigan, & Gonidis, 2020). In this regard, an individual may pursue high standards (concerning PS dimension) in order to feel safe and avoid the feeling of inferiority (concerning to PC dimension), for example. Thereby, it is necessary to measure both dimensions and control their overlap when comparing with other variables for the purpose of finding the single effect of each of them, as indicated by Limburg et al. (2016) and Stoeber (2020).

Final Considerations

In summary, current results indicate that the CPQ presented content validity, factorial validity, internal consistency, temporal stability, and construct validity in relation to other variables with Brazilian participants. EFA found the presence of two correlated factors, being these similar to those the literature denominates as Perfectionistic Strivings and Perfectionistic Concerns. It is important to emphasize that unidimensionality indicators did not bear the instrument unidimensionality. As well as in international studies using different scales, the Perfectionistic Strivings dimension was less associated with negative affectivity symptoms in comparison with the Perfectionistic Concerns dimension, especially when the overlap between them was under control.

It is noteworthy, however, that the present study shows some limitations with respect to the non-probabilistic sample, exclusively composed of undergraduate and mostly female, which might hinder generalizations to the population. It is suggested for future researches to investigate the CPQ validity with a wider sample and with different characteristics from the one presented, such as with adults, elderly and, mainly, clinical samples. Another limitation is the large age range of the sample used, taking different phases and different social pressures that could have a different impact on perfectionist cognitions and behaviors. Moreover, the scale applied to assess psychopathology indicators is a symptoms screening questionnaire and not a mental disorders diagnostic instrument. The results, therefore, must be conceived within these limits.

References

- Costa, A. R. L., & Hauck Filho, N. (2017). Menos desejabilidade social é mais desejável: neutralização de instrumentos avaliativos de personalidade. *Interação em Psicologia*, 21(3), 239-249. doi: 10.5380/psi.v21i3.53054
- Dancey, C. P., & Reidy, J. (2018). *Estatística sem matemática para Psicologia* (5th ed.). Porto Alegre: Penso.

- Dickie, L., Surgenor, L. J., Wilson, M., & McDowall, J. (2012). The structure and reliability of the Clinical Perfectionism Questionnaire. *Personality and Individual Differences*, *52*(8), 865-869. doi: 10.1016/j.paid.2012.02.003
- Egan, S. J., Shafran, R., Lee, M., Fairburn, C. G., Cooper, Z., Doll, H. A., ... Watson, H. J. (2016). The reliability and validity of the clinical perfectionism questionnaire in eating disorder and community samples. *Behavioural and Cognitive Psychotherapy*, *44*(1), 79-91. doi: 10.1017/S1352465814000629
- Egan, S. J., Wade, T. D., & Shafran, R. (2011). Perfectionism as a transdiagnostic process: A clinical review. *Clinical psychology review*, *31*(2), 203-212. doi: 10.1016/j.cpr.2010.04.009
- Egan, S. J., Wade, T. D., Shafran, R., & Antony, M. M. (2014). *Cognitive-behavioral treatment of perfectionism*. New York: Guilford Publications.
- Fairburn, C. G., Cooper, Z., & Shafran, R. (2003). *The Clinical Perfectionism Questionnaire*. Unpublished manuscript, Department of Psychiatry, University of Oxford, UK.
- Ferrando, P. J., & Lorenzo-Seva, U. (2018). Assessing the quality and appropriateness of factor solutions and factor score estimates in exploratory item factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, *78*, 762-780. doi: 10.1177/0013164417719308
- Fine, M. A., & Kurdek, L. A. (1994). Publishing multiple journal articles from a single data set: Issues and recommendations. *Journal of Family Psychology*, *8*(4), 371-379. doi: 10.1037/0893-3200.8.4.371
- Gignac, G. E. (2016). The higher-order model imposes a proportionality constraint: That is why the bifactor model tends to fit better. *Intelligence*, *55*, 57-68. doi: 10.1016/j.intell.2016.01.006
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Tatham, R. L. (2009). *Análise multivariada de dados* (6th ed.). Porto Alegre: Bookman
- Hernández Nieto, R. A. (2002). *Contributions to statistical analysis*. Mérida: Universidad de Los Andes.
- Howell, J., Anderson, R., Egan, S., & McEvoy, P. (2020). One factor? Two factor? Bi-factor? A psychometric evaluation of the Frost Multidimensional Scale and the Clinical Perfectionism Questionnaire. *Cognitive Behaviour Therapy*, *49*, 1-13. doi: 10.1080/16506073.2020.1790645
- Kirkman, B. L., & Chen, G. (2011). Maximizing your data or data slicing? Recommendations for managing multiple submissions from the same dataset. *Management and Organization Review*, *7*(3), 433-446. doi: 10.1111/j.1740-8784.2011.00228.x
- Koo, T. K., & Li, M. Y. (2016). A guideline of selecting and reporting intraclass correlation coefficients for reliability research. *Journal of chiropractic medicine*, *15*(2), 155-163. doi: 10.1016/j.jcm.2016.02.012

- Kwak, D. H., Holtkamp, P., & Kim, S. S. (2019). Measuring and controlling social desirability bias: Applications in information systems research. *Journal of the Association for Information Systems*, 20(4), 317-345. doi: 10.17005/1.jais.00537
- Limburg, K., Watson, H. J., Hagger, M. S., & Egan, S. J. (2016). The relationship between perfectionism and psychopathology: A meta-analysis. *Journal of Clinical Psychology*, 73(10), 1301-1326. doi: 10.1002/jclp.22435
- Lovibond, P. F., & Lovibond, S. H. (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. doi: 10.1016/0005-7967(94)00075-u
- Moloodi, R., Pourshahbaz, A., Mohammadkhani, P., Fata, L., & Ghaderi, A. (2017). Psychometric properties of the Persian version of Clinical Perfectionism Questionnaire: Findings from a clinical and non-clinical sample in Iran. *Personality and Individual Differences*, 119, 141-146. doi: 10.1016/j.paid.2017.07.003
- Pacico, J. C. (2015) Como é feito um teste? Produção de itens. In C. S. Hutz, D. R. Bandeira, & C. M. Trentini (Eds.). *Psicometria* (pp. 55-69). Porto Alegre: Artmed.
- Pasquali, L. (2013). *Psicometria: teoria dos testes na psicologia e na educação* (4th ed.). Petrópolis: Vozes.
- Prior, K. L., Erceg-Hurn, D. M., Raykos, B. C., Egan, S. J., Byrne, S., & McEvoy, P. M. (2018). Validation of the clinical perfectionism questionnaire in an eating disorder sample: A bifactor approach. *International Journal of Eating Disorders*, 51(10), 1176-1184. doi: 10.1002/eat.22892
- Ribas, R. de C., Seidl-de-Moura, M. L., & Hutz, C. S. (2004). Adaptação brasileira da escala de deseabilidade social de Marlowe-Crowne. *Avaliação Psicológica*, 3(2), 83-92. Retrieved from <http://pepsic.bvsalud.org/pdf/avp/v3n2/v3n2a03.pdf>
- Roszkowski, M. J., & Soven, M. (2010). Shifting gears: Consequences of including two negatively worded items in the middle of a positively worded questionnaire. *Assessment & Evaluation in Higher Education*, 35(1), 113-130. doi:10.1080/02602930802618344
- Autores (in press). *Latent structure evidence of Depression, Anxiety and Stress Scales - Short Form (DASS-21)*. *Estudos de Psicologia (Campinas)*.
- Shafran, R., Cooper, Z., & Fairburn, C. G. (2002). Clinical perfectionism: A cognitive-behavioural analysis. *Behaviour research and therapy*, 40(7), 773-791. doi: 10.1016/S0005-7967(01)00059-6
- Shu, C. Y., O'Brien, A., Watson, H. J., Anderson, R. A., Wade, T. D., Kane, R. T., ... Egan, S. J. (2019). Structure and validity of the Clinical Perfectionism Questionnaire in female adolescents. *Behavioural and Cognitive Psychotherapy*, 48(3), 1-12. doi: 10.1017/s1352465819000729
- Slade, P. D., & Owens, R. G. (1998). A dual process model of perfectionism based on reinforcement theory. *Behavior modification*, 22(3), 372-390. doi: 10.1177/01454455980223010

- Smith, M. M., Saklofske, D. H., Yan, G., & Sherry, S. B. (2017). Does perfectionism predict depression, anxiety, stress, and life satisfaction after controlling for neuroticism?. *Journal of Individual Differences*, 38, 63-67. doi: 10.1027/1614-0001/a000223
- Smith, M. M., Sherry, S. B., Rnic, K., Saklofske, D. H., Enns, M., & Gralnick, T. (2016). Are perfectionism dimensions vulnerability factors for depressive symptoms after controlling for neuroticism? A meta-analysis of 10 longitudinal studies. *European Journal of Personality*, 30(2), 201-212. doi: 10.1002/per.2053
- Smith, M. M., Vidovic, V., Sherry, S. B., Stewart, S. H., & Saklofske, D. H. (2018). Are perfectionism dimensions risk factors for anxiety symptoms? A meta-analysis of 11 longitudinal studies. *Anxiety, Stress, & Coping*, 31(1), 4-20. doi: 10.1080/10615806.2017.1384466
- Stoeber, J. (2018). The psychology of perfectionism: an introduction. In J. Stoeber (Ed.), *The psychology of perfectionism: theory, research, applications* (pp. 3-16). London: Routledge.
- Stoeber, J. (2020). Perfectionism. In V. Zeigler-Hill & T. K. Shackelford (Eds.), *Encyclopedia of personality and individual differences*. New York: Springer.
- Stoeber, J., & Damian, L. E. (2014). The Clinical Perfectionism Questionnaire: Further evidence for two factors capturing perfectionistic strivings and concerns. *Personality and Individual Differences*, 61(62), 38-42. doi: 10.1016/j.paid.2014.01.003
- Stoeber, J., Madigan, D. J., & Gonidis, L. (2020). Perfectionism is adaptive and maladaptive, but what's the combined effect?. *Personality and Individual Differences*, 161, 1-9. doi: 10.1016/j.paid.2020.109846
- Streiner, D. L., Norman, G. L., & Cairney, J. (2015). *Health measurement scales: a practical guide to their development and use* (5th ed.). New York: Oxford University Press.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2018). *Using Multivariate Statistics* (6th ed.). Boston: Pearson.
- Timmerman, M. E., & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality Assessment of Ordered Polytomous Items with Parallel Analysis. *Psychological Methods*, 16, 209-220. doi: 10.1037/a0023353
- Vignola, R. C. B., & Tucci, A. M. (2014). Adaptation and validation of the depression, anxiety and stress scale (DASS) to Brazilian Portuguese. *Journal of affective disorders*, 155(1), 104-109. doi: 10.1016/j.jad.2013.10.031

APÊNDICE C - Psychometric properties of the Brazilian version of Clinical Perfectionism Questionnaire after rewording negatively keyed items⁷

Abstract

The present study aims to verify the psychometric properties of the Brazilian version of Clinical Perfectionism Questionnaire after rewording negatively keyed items into positive (CPQ+). It was used a convenience sample of 168 Brazilian university students ($M=25.37$, $SD=7.40$), being 76.8% women. After rewording the negatively keyed items into positive, the CPQ+ was applied. The Depression, Anxiety and Stress Scales – Short Form (DASS-21) were also applied. The Corrected Item-Total Correlation values of CPQ+ items were close to or higher than the cutoff point. After exclusion of item 8, due to crossloading, and correlation between errors of items 3 and 10, the correlated two-factor model presented the best fit of latent structure to CPQ+, through Confirmatory Factor Analysis. The Perfectionistic Concerns dimension of CPQ+ was greater related to global score of DASS-21 in comparison to the Perfectionistic Striving dimension, indicating good validity regarding other variables. In summary, results recommend the use of CPQ+ presented in this study, it is, a version with 11 positive items.

Keywords: Personality; Perfectionism; Measurement; Psychometrics; Psychopathology.

Resumo

O presente estudo tem como objetivo verificar as propriedades psicométricas da versão brasileira do Questionário de Perfeccionismo Clínico após a reformulação de itens negativos em positivos (CPQ+). Foi utilizada uma amostra de conveniência de 168 universitários brasileiros ($M=25,37$, $DP=7,40$), sendo 76,8% mulheres. Após reformular os itens negativos para positivos, o CPQ+ foi aplicado. A Depression, Anxiety and Stress Scales – Short Form (DASS-21) também foi aplicada. Os valores de Correlação Item-Total Corrigido dos itens do CPQ+ foram limítrofes ou superiores ao ponto de corte. Após a exclusão do item 8, devido ao crossloading, e a inclusão da correlação entre os erros dos itens 3 e 10, o modelo de dois fatores correlacionados foi o de melhor ajuste para o CPQ+ através da Análise Fatorial Confirmatória. A dimensão Preocupações Perfeccionistas do CPQ+ esteve mais relacionada ao escore global da DASS-21 em comparação à dimensão Esforço Perfeccionista, indicando boa validade em relação a outras variáveis. Em síntese, os resultados encontrados recomendam a utilização do CPQ+ apresentado neste estudo, ou seja, uma versão com 11 itens positivos.

Palavras-chave: Personalidade; Perfeccionismo; Medidas; Psicometria; Psicopatologia.

Perfectionism might be defined as a personality trait characterized by setting high personal demanding standards and striving for flawlessness (Stoeber, 2016). Although initial conceptualizations considered perfectionism as unidimensional, studies that investigated the latent structure of different self-report measures have indicated the hegemonic presence of two-correlated dimensions.

The two dimensions of perfectionism received different nomenclatures over time, however, they are usually called Perfectionistic Strivings (PS) and Perfectionistic Concerns (PC) (Stoeber, 2018). These last nomenclatures seem to be more appropriate since they indicate

⁷ Reprodução do estudo aceito para publicação: Rocha, L. F. D., Hernandez, J. A. E., & Falcone, E. M. O. (in press). Psychometric properties of the Brazilian version of Clinical Perfectionism Questionnaire after rewording negatively keyed items. *Análise Psicológica*.

that the two factors of perfectionism are two dimensions of the same construct, instead of two types of perfectionism, and for leaving the question of whether the dimensions are adaptive or maladaptive to empirical studies in this regard (Stoeber, 2016).

Regardless of the name they receive, the dimensions tend to encompass the same components. That is, PS embrace cognitions and behaviors of setting high personal demanding standards and pursuing them, whereas PC include cognitions and behaviors related to imperfections and their frightened consequences (Stoeber, 2016, 2018).

One of the main contributions of the two-dimensional model of perfectionism is the finding that each dimension presents distinct relationships with the psychopathological symptoms and conditions (Stoeber, 2016). Generally, PS are less related to psychopathology when compared to PC (Limburg, Watson, Hagger, & Egan, 2016). A meta-analysis performed with 284 empirical studies — mostly cross sectional — revealed that both perfectionistic dimensions were positively related to psychological impairment indicators, it means, the higher the levels of PS and PC, the higher the level of psychopathological symptoms (e.g., depression, anxiety, and stress symptoms) (Limburg et al., 2016). Notwithstanding, PC's single effect values have shown to be very superior to PS's, after the control of these dimensions' overlap ($\beta \leq 0.70$ and $\beta \leq 0.25$, respectively).

Once perfectionism holds two dimensions with distinct relationships with psychopathological indicators, evaluating it accurately is essential to the advance of scientific knowledge regarding this field and to the development of an Evidence-Based Practice in Psychology. Measuring perfectionism (and its dimensions) precisely makes it possible to test theories and can be useful to suggest adding, subtracting, or prioritizing elements to an intervention method, making it more effective and efficient (see Suh, Sohn, Kim, & Lee, 2019). Among the available instruments to measure perfectionism, it lies the Clinical Perfectionism Questionnaire (CPQ) (Fairburn, Cooper, & Shafran, 2003).

CPQ was developed aiming the evaluation of perfectionism from a cognitive-behavioral conceptualization, in which this construct is defined as the subordination of self-worth to the capacity of reaching high self-imposed standards (Shafran, Cooper, & Fairburn, 2002). Thereby, according to the perfectionistic cognitive processing, achieving high self-demanding standards guarantees personal value — despite temporarily, whereas not reaching them evokes thought about being a failure as a person (Fairburn et al., 2003; Shafran et al., 2002). Based on this, CPQ measures the tendency of a person to pursue self-demanding standards, as well as the cognitive and behavioral processes involved in this search and the subjective consequences from reaching standards or not.

CPQ is distinctive because it measures only the core characteristics of perfectionism, while many items from other scales do not evaluate integral elements of perfectionism, but assess related constructs, as beliefs about other people's standards and the perception that others pressure the individual to be perfect (Shafran et al., 2002). In addition, CPQ was developed according to a clinically based construct of perfectionism, that is, it captures the core psychopathological aspects of perfectionism, as morbid fear of failure, dichotomous thinking (i.e., operationalization of standards in the form of rules that are either met or not), and selective abstraction (i.e., paying more attention to negative perfectionism-relevant information than to positive information).

CPQ has 12 items, being two negatively keyed items (i.e., items 2 and 8). Negatively keyed items are those whose endorsement indicates a low level of the psychological variable being measured and, therefore, it must be reversed in the scoring process (Furr, 2011). In validation studies, the two negatively keyed items of CPQ demonstrated little impact on the global score through Corrected Item-Total Correlation (CITC), that is, the correlation of the individual item with the scale total omitting that item (Dickie, Surgenor, Wilson, & McDowall, 2012; Howell et al., 2020; Moloodi, Pourshahbaz, Mohammadkhani, Fata, & Ghaderi, 2017; Authors, in press; Shu et al., 2019; Stoeber & Damian, 2014). It suggests that the negatively keyed items do not contribute significantly to the CPQ global score. Based on that, some authors (e.g., Dickie et al., 2012; Howell, Anderson, Egan, & McEvoy, 2020; Prior et al., 2018; Shu et al., 2019) have chosen to remove items 2 and 8.

Despite increasing the internal consistency of the instrument, excluding items exclusively based on CITC can provoke loss of potentially relevant information. High cohesion on a scale is important, but it is also important to consider that each item makes a different contribution to the scale. Therefore, internal consistency should not be the only indicator considered, but the variety in the item's contribution is also relevant. For example, item 2 of CPQ measures selective abstraction, a core characteristic in the conceptualization of clinical perfectionism. Thus, other resources can be used to increase the homogeneity of the scale without the need to discard items and risk losing potential data, such as rewording negatively keyed items into positively keyed items (Roszkowski & Soven, 2010).

Although some researchers include both positively and negatively keyed items attempting to reduce the acquiescence bias, doing so in an unbalanced manner might reduce the quality of the instrument (Furr, 2011; Roszkowski & Soven, 2010). A possible explanation for this occurrence is that the inclusion of some negatively keyed items in a mostly positive questionnaire seems to stimulate the tendency of a misinterpretation by the respondents, because they are being requested to shift gears in the cognitive processing a few times, what

tends to create a response bias (Roszkowski & Soven, 2010). Furthermore, balancing the valence of the items do not achieve the goal of controlling the acquiescence bias, since respondents do not seem to process the information more deeply when there is the presence of negatively keyed items than when the instrument presents all items positively or negatively associated with the underlying concept (Menold, 2020).

Regarding latent structure, most studies with different samples found the presence of two factors, similar to PS and PC dimensions (Dickie et al., 2012; Egan et al., 2016; Moloodi et al., 2017; Authors, in press; Stoeber & Damian, 2014). It is, one factor comprises the items related to demanding standards, while the other embraces the items regarding failure and its consequences.

Dickie et al. (2012), through principal components analysis (PCA) and varimax rotation, found the two mentioned factors. Nevertheless, items 8 (*Over the past month, have you done just enough to get by?* — negatively keyed items) and 7 (*Over the past month, have you judged yourself on the basis of your ability to achieve high standards?*) were removed due to low item-total correlation and substantial crossloading (i.e., $>.30$), respectively. PCA from Stoeber and Damian (2014) found similar results, but with four out of the 12 items presenting substantial crossloading. These researchers performed an Exploratory Factor Analysis (EFA) and the results also revealed two factors, but the substantial crossloadings on items 7 and 8 persisted.

Egan et al. (2016), through EFA, carried out two studies: one with a non-clinical sample and the other with a sample of individuals with Eating Disorders. Solutions of two factors for CPQ were extracted in both studies, but items 1, 7 and 8 presented substantial crossloading. Moloodi et al. (2017), through Confirmatory Factor Analysis (CFA), have found similar results regarding CPQ psychometric properties, but without substantial crossloadings.

In the only study with a Brazilian sample (Authors, in press), EFA with promax rotation also indicated a two-factor solution, but item 8 was problematic regarding the factor analysis, because it did not present substantial factor loading in any of the two factors, being excluded in the subsequent analyzes. In addition, the unidimensionality of data was tested, and the results recommended that the instrument should not be treated as a predominantly unidimensional measure.

Despite the two-dimensional model, some studies have found a global factor for the instrument in addition to specific factors through bifactor approach (Howell et al., 2020; Prior et al., 2018). In a sample composed of patients with Eating Disorders, Prior et al. (2018) tested, through CFA, three models of CPQ: unidimensional, correlated two-factor and bifactor. Fit was revealed as poor for the first two models, and the bifactor model was not able to converge. After the exclusion of items 2 (*Over the past month, have you tended to focus on what you have*

achieved, rather than on what you have not achieved? — negatively keyed items) and 8, due to low item-total correlation, a bifactor model presented a good fit to data: a global factor, with 10 items, and a specific factor (PS) with seven items.

Similarly, Howell et al. (2020) compared the unidimensional, correlated two-factor and bifactor models with scores from the 10-item version of CPQ (i.e., without items 2 and 8). The results also provided bigger support to the bifactor model, with a global and two specific factors. Additional analyses were performed in order to verify whether the instrument is predominantly unidimensional. Out of the four indicators generated to that end, two (i.e., Omega and H Coefficient) indicated a predominance of the global factor, while the other two (i.e., Percent uncontaminated correlations and explained common variance) did not confirm the unidimensionality of the instrument.

In summary, the factor structure of CPQ is not consensual. Most studies found two dimensions, as well as from other instruments that measure perfectionism. According to the results of these studies, PS and PC measured by the CPQ are two different factors, however related to one another — correlations between 0.23 and 0.48 (Dickie et al., 2012; Egan et al., 2016; Authors, in press; Stoeber & Damian, 2014). In another direction, two recent studies found that the bifactor model has indicated good fit to data based on CFA, which suggests the coexistence of specific and global factors (Howell et al., 2020; Prior et al., 2018). Thus, the two specific factors of the CPQ (i.e., PS and PC) could be combined into a general factor that holds all items.

Some studies have also investigated the validity of the CPQ regarding other variables, while comparing its scores with other instruments that measure maladjustment indicators, such as negative affects (Egan et al., 2016), depression, anxiety, and stress symptoms (Moloodi et al., 2017; Authors, in press; Shu et al., 2019) and eating disorders symptoms (Shu et al., 2019). In general, the PC dimension has shown a bigger relation with these indicators when compared to the PS dimension, as it occurred with other instruments that measure perfectionism (Limburg et al., 2016). The PC dimension of the CPQ also accounted for an additional variance in depression, anxiety and eating disorders symptoms, above and beyond another measure of perfectionism (Shu et al., 2019), showing good incremental validity.

Gilbert (2009, 2016), inspired in the affective neuroscience of evolution, describes two types of primary systems of emotional regulation (also called motivational systems) that operate in the humankind and might collaborate to understand the relationship between perfectionism factors and psychopathological indicators, they are: drive, seeking and acquisition focused system (or just drive system) and threat and self-protection focused system (or just threat system). The first one has as its function to motivate the pursuit of resources and rewards,

guiding the development of desires and goals. The second one enables the individual to be alert and to quickly respond to threats, motivating security response in face of real or imaginary danger stimuli.

Even though the threat system has a primordially adaptive function, a lot of problems connected to mental health are related to it, especially if overdeveloped, sensitive, biased or confused (Gilbert, 2009). In general, the threat system is more related to psychopathology in comparison to the drive system due to the processes involved in its activation, such as neurohormonal mechanisms (e.g., cortisol response), negative emotions or negative emotional states (e.g., stress, fear, anxiety, and anger), biased cognitive processing (e.g., hypervigilance and worry) and often dysfunctional safety strategies (e.g., avoidance) (Gilbert, 2016; Irons & Beaumont, 2017). Nevertheless, the drive and threat systems interact in a way that the seek for resources might be connected to the attempt to fight against threats or to avoid them, designing a safety-seeking strategy to negative events (e.g., pursuing high standards to avoid inferiority feelings) (Gilbert, 2016).

Drawing a parallel with research on perfectionism, it is possible to observe similarities between the drive system and the PS dimension, once it could be seen as a mindset oriented to objectives that motivates people to pursue their high standards. On the other side, PC is similar to the threat system, since this dimension may be seen as a mindset that tries to avoid failures/imperfections and their negative consequences. Thereby, it would be possible to hypothesize that the PS dimension is related to the activation of the drive system, while the PC dimension is related to the activation of the threat system (Gilbert, 2009).

Considering that only one validation study with Brazilian samples was performed until the moment, that a version of CPQ with 12 positive items has not been tested yet and that the CPQ was able to explain variance in psychopathology, the present study aims at the verification of the psychometric properties of the Clinical Perfectionism Questionnaire (CPQ) in a Brazilian sample after rewording negative items into positive. The participation of the reworded items in the global score was investigated, in addition to test the latent structure through CFA and the correlation of CPQ with a psychopathological indicator.

Methods

Participants

It was used a convenience sample of 168 Brazilian university students, aged between 18 and 56 years old ($M=25.37$, $SD=7.40$), being 76.8% women ($n=129$) and 22.6% men ($n=38$). One participant (0.6%) did not indicate sex. Regarding marital status, 81% declared to be single ($n=136$), 13.7% married ($n=23$), 4.7% divorced or separated ($n=8$) and 0.6% widow ($n=1$).

Instruments

The CPQ, cross culturally adapted by Authors (in press), was applied after rewording the two negatively keyed items into positive. In this study, it will be entitled CPQ+ (i.e., Clinical Perfectionism Questionnaire with 12 positive items). The wording of item 2 became ‘*Nos últimos 30 dias, você focou no que não conseguiu alcançar, ao invés de focar no que conseguiu alcançar?*’. Item 8 was rewritten as ‘*Nos últimos 30 dias, você deu o máximo de si em tudo o que fez?*’. Just like the original CPQ, the CPQ+ is composed of 12 items that examine the frequency of some behaviors and cognitions related to perfectionism in the last 30 days. The respondent must indicate the answer through a Likert-type scale from 1 (Not at all) to 4 (All of the time).

The Depression, Anxiety and Stress Scales – Short Form (DASS-21) by Lovibond and Lovibond (1995), adapted to Brazilian population by Vignola and Tucci (2004), were also applied. This self-report instrument is composed of 21 items that measure depression, anxiety and stress symptoms. The respondents must indicate how much each item was related to their reality in the last week. Answers are given in Likert-type scale, from “Did not apply at all” (0) to “Applied a lot or most of the time” (3). Although the presence of specific factors (i.e., depression, anxiety, and stress), the measure is predominantly unidimensional (i.e., negative affectivity) (Rocha, Hernandez, & Falcone, 2021).

Proceedings

After approval of the project by the Ethics in Research Committee of the institution to which this study is attached, an online questionnaire was created through Google Forms, containing the Written Informed Consent Form (WICF) and the research instruments. The invitation to participate in the project was made through social media ads (e.g., Facebook) and e-mails to university professors, requesting the forwarding of the form link to their students. The resource of mandatory responses was used for all items, which prevented the form from being returned with missing values. Respondents took an average of 12 minutes and 44 seconds to complete the form.

Data Analysis

The obtained data were typed in the SPSS (version 23) and, firstly, a descriptive statistical analysis was performed. In the next stage, the CITC of each item of the CPQ+ was investigated, it means, the correlation between each item and a sum of the others (excluding that item). The CITC corresponds to an indicator applied to verify whether each item contributes substantially to the global score of the scale, being recommended values above .30 (Streiner, Norman, & Cairney, 2015).

In the Analysis of Moment Structures (Arbuckle, 2017) software, through CFA, the unidimensional, correlated two-factor and bifactor models were tested with the Maximum

Likelihood estimate method, which is shown to be robust, even in the presence of a non-normal distribution of data (Marôco, 2014). In order to evaluate the current fit of the examined models, the same indexes reported by other studies were taken into consideration (i.e., Howell et al., 2020; Moloodi et al., 2017, Prior et al., 2018; Shu et al., 2019).

The chi square (χ^2) evaluates the discrepancy magnitude between the population covariance matrix and the sample covariance matrix. It is a conservative estimate of the model fit when the size of the sample is smaller than 200 (Byrne, 2016). In this case, the χ^2/df ratio must be applied and the results inferior to 2 or 3 are considered good ones. Comparative Fit Index (CFI) compares the evaluated model fit with the basal model and values bigger than .90 indicate a good fit (Bentler, 1990; Marôco, 2014). Goodness-of-Fit Index (GFI) and Adjusted Goodness-of-Fit Index (AGFI) are adjustment measures between the hypothetical model and the observed covariance matrix, and values bigger than .90 are considered good and bigger than .95 are very good. Incremental Fit Index (IFI) is a relative adjustment index that compares the χ^2 to the tested model with the so-called null model, and values bigger than .90 are considered good and bigger than .95 are very good. Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) measures the discrepancy through degrees of freedom between sample and population estimates, and values smaller than .05 are considered very good (Hair, Black, Babin, & Anderson, 2018).

Furthermore, the Akaike Information Criterion (AIC) was added, which is an index based on the χ^2 statistics and penalized the model according to its complexity. The best fit will present the lowest values (Arbuckle, 2017). Internal consistency was calculated through Composite Reliability (CR) and Cronbach's alpha (α).

In the classical statistics area, in order to seek validity in relation to other variables, zero-order correlations of CPQ+ scores with DASS-21 global score were performed, once these instruments measure related variables. The literature on the relation between perfectionism and negative affectivity is extensive, permitting comparison. Moreover, no other validated instruments to measure perfectionism in Brazilians were found. The Meng, Rosenthal, and Rubin's (1992) method of comparing sets of non-independent correlations was used to compare the correlations between CPQ+ factors and DASS-21 global score.

Results

Analysis of multivariate distribution of scores revealed its non-normality: Mardia's Coefficient was 3.21 (normalized=1.14). The observation of Mahalanobis distance did not identify the presence of multivariate outliers in data. Furthermore, at the univariate distribution,

the asymmetry values were $<\pm 0.8$ and kurtosis $<\pm 1.1$, which is not an extreme normality violation (Tabachnick & Fidell, 2018).

The results of the descriptive analyzes are shown in Table 1, as well as the CITC of the CPQ. As can be seen, items presented coefficients between 0.29 (item 08) and 0.62 (item 5). These results suggest that all items substantially contribute to the global score of CPQ+ (i.e., $CITC \geq .30$), although item 8 has been slightly below expected.

CFA of unidimensional and correlated two-factor models of CPQ+ with 12 items revealed inappropriate general fit to empirical data (Table 2). Due to the simultaneous saturation in both factors of CPQ+, Modification Indexes suggested the elimination of item 8. It was also indicated the correlation between errors of items 3 and 10. After these re-specifications, the correlated two-factor model of CPQ+ with 11 items (Figure 1) showed a good general fit (Marôco, 2014) to empirical data (Table 2).

Table 1 - *Descriptive analyzes of the variables and CITC*

	CITC	Mean	SD	95% CI
Item 1. Nos últimos 30 dias, você se pressionou muito para atingir seus objetivos?	.49	2.70	.80	2.57, 2.82
Item 2. Nos últimos 30 dias, você focou no que não conseguiu alcançar, ao invés de focar no que conseguiu alcançar?	.40	2.53	.86	2.40, 2.66
Item 3. Nos últimos 30 dias, alguém lhe disse que seus padrões de exigência são muito elevados?	.55	2.20	1.05	2.04, 2.36
Item 4. Nos últimos 30 dias, você se sentiu um fracasso como pessoa por não ter conseguido atingir seus objetivos?	.51	2.70	.94	2.56, 2.85
Item 5. Nos últimos 30 dias, você teve medo da possibilidade de não alcançar seus padrões de exigência?	.62	3.08	.89	2.94, 3.21
Item 6. Nos últimos 30 dias, você aumentou seus padrões de exigência por achá-los fáceis demais?	.49	1.96	.88	1.82, 2.09
Item 7. Nos últimos 30 dias, você avaliou seu valor com base em sua habilidade de atingir elevados padrões de exigência?	.61	2.52	.91	2.38, 2.66
Item 8. Nos últimos 30 dias, você deu o máximo de si em tudo o que fez?	.29	2.60	.81	2.48, 2.72
Item 9. Nos últimos 30 dias, você checkou repetidamente o quão bom você é em atingir seus padrões de exigência (por exemplo, comparando seu desempenho ao dos outros)?	.60	2.62	.96	2.47, 2.77
Item 10. Nos últimos 30 dias, você acha que as pessoas te consideraram perfeccionista?	.51	2.11	.89	1.97, 2.24

Item 11. Nos últimos 30 dias, você continuou tentando alcançar seus padrões de exigência, mesmo que para isso tenha que ter aberto mão de algumas coisas?	.46	2.40	.86	2.27, 2.54
Item 12. Nos últimos 30 dias, você evitou pôr sua capacidade à prova por medo de falhar?	.32	2.37	.94	2.23, 2.51
CPQ+ total	-	29.78	6.39	28.80, 30.75
CPQ+ PS	-	16.50	4.27	15.85, 17.15
CPQ+ PC	-	10.68	2.73	10.26, 11.09
DASS-21 total	-	24.51	14.12	22.36, 26.66

Note. CITC = corrected item-total correlation. SD = Standard derivation. 95% CI = 95% confidence interval. CPQ+ total = sum of the 12 items. CPQ+ PS = sum of items 1, 3, 6, 7, 9, 10 and 11. CPQ+ PC = sum of items 2, 4, 5 and 12. DASS-21 total = sum of the 21 items.

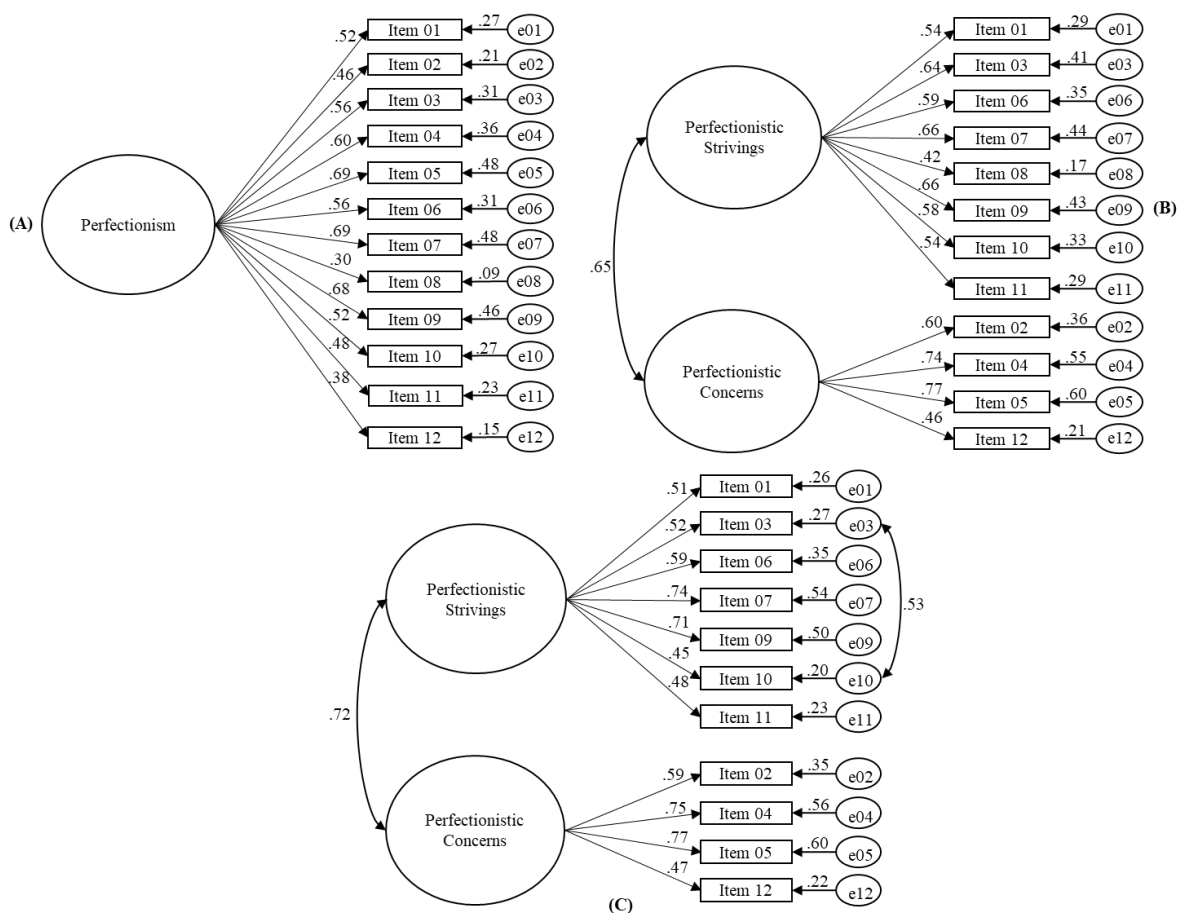
Table 2 - General fit indexes of CFA of different CPQ models previously and currently tested

Study	Model	χ^2/df	CFI	GFI	AGFI	IFI	RMSEA (90% CI)	AIC
Current study	12 items							
	Unidimensional	4.29	.70	.78	.69	.71	.14 (.12, .16)	279
	Correlated two-factor	3.3	.80	.84	.76	.80	.12 (.10, .14)	225
	Bifactor*	1.5	.97	.95	.90	.97	.05 (.02, .08)	131
Howell et al. (2020)	11 items							
	Correlated two-factor	1.8	.94	.92	.88	.94	.07 (.04, .09)	123
	Bifactor	2.86	.97				.068 (.050, .087)	
Shu et al. (2019)	10 items							
	Unidimensional	7.36	.88				.127 (.112, .141)	
	Correlated two-factor	5.44	.91				.108 (.093, .123)	
Prior et al. (2018)	12 items							
	Unidimensional	5.3	.70	.81	.72		.126 (.112, .141)	331
	Correlated two-factor	3.5	.83	.89	.84		.097 (.082, .112)	235
Moloodi et al. (2017)	10 items							
	Unidimensional	2.4	.94	.94	.91		.072 (.052, .093)	123
	Correlated two-factor	6.25	.91				.151 (.132, .171)	
Prior et al. (2018)	11 items							
	Unidimensional	6.36	.85				.153 (.138, .169)	
	Correlated two-factor	4.76	.90				.128 (.113, .144)	
Moloodi et al. (2017)	10 items							
	Unidimensional	6.25	.91				.151 (.132, .171)	
	Correlated two-factor	3.8	.95				.111 (.091, .131)	
Moloodi et al. (2017)	11 items							
	2 F oblíquos	2.73	.97				.090 (.067, .113)	
Moloodi et al. (2017)	11 items							
	2 F oblíquos	1.8	.91	.97	.95	.92	.04 (.02, .06)	

Note. *Indexes before the exclusion of non-significant items ($p > .05$). Eliminating these non-significant loadings, the bifactor model fit has become unfeasible.

Nevertheless, the observation of the correlated two-factor model of CPQ+ identified that items 10 and 11, from PS, and item 12, from PC, remained with factor weights (λ) $< 0,50$ (Figure 1). This reflected an insufficient individual reliability of these items. Hair et al. (2018) considered that $\lambda^2 \geq 0.25$ is an appropriate individual reliability indicator and would represent a minimal explanation of the item's variance through latent factor.

Figure 1 - Path diagrams of the different CPQ+ factorial models analyzed through CFA: (A) Unidimensional with 12 items, (B) Correlated two-factor with 12 items, (C) re-specified correlated two-factor with 11 items.



The convergent validity in the Structural Equation Modeling (SEM) field is represented by strong saturation (≥ 0.50) of items on its factors and, consequently, it is expected that the average variance extracted (AVE) of each factor is ≥ 0.50 (Hair et al., 2018). In the current research, the AVE calculated for the PS and PC factors were 0.34 and 0.43, respectively, that represent insufficient convergent validities. On the other side, CR were 0.78 and 0.75, and α s were 0.79 and 0.74, respectively, which is an adequate reliability for both factors.

The comparison of the correlation square of factors with AVE values of each factor is a discriminative validity indicative in the SEM field. It was obtained a correlation of 0.73 between CPQ+ factors, that squared, $R^2=0.53$. As the values calculated for the AVE of factors were less than its correlation square, it was not sufficiently investigated the discriminative validity between the two dimensions of the instrument (Hair et al., 2018; Marôco, 2014).

Considering these restrictive preliminary results, the bifactor model testing was proceeded to investigate the factor structure of the CPQ+. Although item 8 has presented difficulties in previous tests and was excluded from subsequent analysis, it was included again. The bifactor model was tested with 12 items. Although, apparently, indexes have shown a very good general fit to data, the observation of item's estimate revealed that a great part was not significant ($p > 0.05$). Eliminating these non-significant loadings, the bifactor model adjustment has become unfeasible. Moreover, the AIC value of the correlated two-factor model was inferior to the one of the bifactor model before the non-significant loadings, indicating the first's best fit.

In the classical statistics area, zero-order correlations showed a bigger relationship between PC and DASS-21 total score ($r=.574, p<.01$), in comparison to PS and DASS-21 total score ($r=.448, p<.01$). As can be seen, the numerical difference between the two correlations was equal to $\Delta r=.119$. The 95% confidence intervals associated with the difference in the correlation was estimated at $r=.007$ and $r=.320$. The null hypothesis of equal zero-order correlations was rejected based on one-tailed p -value testing ($z=1.877, p<.05$).

Discussion

The present study aimed at the verification of the psychometric properties of the Clinical Perfectionism Questionnaire (CPQ) in a Brazilian sample after rewording negatively keyed items into positively keyed items. For that, the participation of the reworded items in the global score was investigated through the CITC calculation, in addition to the analysis of the latent structure of this new version of the instrument through CFA and the correlation of its scores with psychopathological indicators.

The CITC values of the reworded items (i.e., items 2 and 8) were better than those found by other studies that used items in its original form (i.e., negatively keyed items) (Dickie et al., 2012; Moloodi et al., 2017; Authors, in press; Shu et al., 2019; Stoeber & Damian, 2014), although the coefficient of item 8 has been slightly beneath .30. As suggested by Roszkowski and Soven (2010), using items written only in the same direction (i.e., only positively keyed items) might make the instrument more homogeneous, tending to improve its internal consistency. Moreover, higher CITC values might demonstrate a better comprehension of items by the respondents (Cohen, Swerdlik, & Sturman, 2014), which is expected to reduce a possible effect of response bias.

It is true that some researchers include negatively keyed items in scales to guard against problems, such as participants' acquiescing. However, empirical evidence indicates that negatively keyed items may be creating validity and reliability problems, in addition to not achieve the goal of controlling the acquiescence bias (Menold, 2020).

Although some authors (e.g., Dickie et al., 2012; Howell, Anderson, Egan, & McEvoy, 2020; Prior et al., 2018; Shu et al., 2019) have removed items 2 and 8 from CPQ based on the low CITC, excluding items based on that coefficient can provoke loss of potentially relevant information. For example, item 2 measures selective abstraction, a core characteristic in the conceptualization of clinical perfectionism. So, rewording items is a better option than excluding them.

Regarding the CPQ+ factor structure, the current results revealed that the test of the correlated two-factor model with 11 items presented a good fit to data, according to Marôco's classification (Marôco, 2014), overcoming the fit of other models tested through the AIC calculation. After the removal of item 8, with low CITC, Moloodi et al. (2017) also found a good fit to this same model with 11 items through CFA. Similarly, Shu et al. (2019) eliminated items 2 and 8 and found the same result, but with 10 items. The results obtained in the present study through CFA also corroborated the two-dimensional model of perfectionism indicated by previous studies that performed EFA (Dickie et al., 2012; Egan et al., 2016; Authors, in press; Stoeber & Damian, 2014), and by other instruments that measure perfectionism (see Stoeber, 2016, 2018).

The path representing the covariance (correlation) among error terms of items 3 and 10 was inserted according to modification indexes. Within-construct error variance covariance (i.e., covariance among error terms of items indicating the same construct) might suggest the existence of another factor, not directly measured by the instrument, explaining the relationship between the items (Hair et al., 2018). In the case of items 3 and 10, both make references to

attitudes that the respondents assign to others regarding themselves (i.e., meta-perception). Meta-perception is commonly used as a methodological approach to contextualize personality assessment, once it aggregates relevant information about how the respondent perceives the manifestations of the personality trait in interpersonal contexts — rather than taking a purely self-evaluative approach (see Woods, 2004).

The correlated two-factor model, in the present study, still did not present enough convergent and discriminative validity. The convergence of items might be expressed by the amount of common variance shared by items, that ideally should overcome the amount of variance of error. However, the measures of internal consistency, CC and α , that also represent convergence, presented proper indexes. The discriminative validity in CFA is the degree to which a factor is different from the others (Hair et al., 2018).

These limitations, found in the correlated two-factor model, introduced the testing of the bifactor model, that, although has reached a very good general fit to data, became unfeasible after the elimination of the non-significant loadings. Even before this elimination in the bifactor model, the correlated two-factor model presented a superior fit when the AIC value of both were compared.

It is important to highlight that the correlation value between factors in this study was substantially higher to those found in other studies (Dickie et al., 2012; Egan et al., 2016; Authors, in press; Shu et al., 2019; Stoeber & Damian, 2014), which might be caused due to the characteristics of the sample employed, and that this might have influenced the indicators of convergent and discriminative validity.

It is a fact that the CPQ was designed according to a unidimensional conceptualization as from the critics of the multidimensional approach to perfectionism (see Shafran et al., 2002). Nevertheless, empirical studies have shown that the factor structure of this measure has correlated two-factor, being one regarding the PS dimension and the other concerning the PC dimension, reinforcing the two-dimensional model of perfectionism (Stoeber, 2016, 2018). Authors (in press) tested, based on the conceptualization of Clinical Perfectionism, if the CPQ scores could be treated as predominantly unidimensional, but the results did not support this hypothesis.

An important contribution from the two-dimensional model of perfectionism is the findings that the dimensions have a distinct relation with psychopathological indicators (Limburg et al., 2016). In this field, CPQ holds important relevance, once it has accounted for an additional variance in psychopathology above and beyond other measures of perfectionism (Shu et al., 2019), maybe because their authors have taken into consideration the clinically

relevant components of perfectionism during the construction of the instrument (Shafran et al., 2002).

In this study, the PC dimension was more related to negative affectivity measured by DASS-21 in comparison to the PS dimension, indicating good validity in relation to other variables. This result was already expected, based on similar studies (Egan et al., 2016; Limburg et al., 2016; Moloodi et al., 2017; Authors, in press; Shu et al., 2019) and on the primary systems of emotional regulation model proposed by Gilbert (2009).

High levels of PS revealed a tendency of the individual to pursue high demanding standards through the activation of the drive system, which tends to generate more pleasant than unpleasant emotions, as feeling energized to achieve and satisfied when achieved (Gilbert, 2009; Irons & Beaumont, 2017). On the other hand, high levels of PC make the individuals interpret errors as threats to the self-worth and this type of information processing activates the threat system, which generates negative affectivity symptoms (Gilbert, 2009; Irons & Beaumont, 2017). Thus, although both dimensions can be correlated, the affectivity outcomes from each one are not the same.

Nevertheless, the drive and threat systems interact in a way that the pursuit of resources might be connected to the attempt to fight against threats or to avoid them, designing a safety strategy to negative events (Gilbert, 2016). In practical terms, interventions that seek to regulate perfectionism, in order to reduce negative affectivity, should focus on reducing PC dimension levels, not losing sight of the use of the PS dimension as safety strategies, that is, behaviors that are performed to avoid a frightened result or minimize its adverse consequences.

One of the problems with safety strategies is that they prevent the individual from an accurate perception of threats and from developing more functional strategies to deal with them (see Gray, Beierl, & Clark, 2019). In the case of PC, the failure tends to awaken negative thoughts about oneself, as believing to be a failure as a person, that, on its turn, will lead to the experience of negative emotions. Naturally, the person will be afraid of failing and will try to avoid the failure, actively (e.g., trying to reach perfection) or passively (e.g., procrastinating or avoiding testing one's capacity) (Shafran et al., 2002).

Despite the relevance of the results presented, some limitations of the present study must be considered. It is evident that the small, non-probabilistic, and by convenience sample employed does not represent the Brazilian population, hindering the extrapolation of results. Moreover, studies with clinical Brazilian samples will also be important to the classification of the factor structure of CPQ+ and its relationship with psychopathological indicators. The relations between CPQ scores and positive indicators, such as subjective wellbeing, lack

investigation and were neither encompassed here. At last, experimental studies with native samples will be able to indicate whether CPQ scores are sensitive to the effects of treatment and which interventions are more efficient at the reduction of perfectionism and its outcomes within this context. The continuation of investigations will be able to project light to these questions.

Conclusions

Generally, in the present study, rewording the negatively keyed items seemed to be a good strategy to increase the homogeneity of the instrument without deleting items. In the testing of multiple models of CPQ+, the best fit to data remained with the correlated two-factor model with 11 items. This result is coherent with the two-dimensional model of perfectionism and with previous empirical tests. Furthermore, the PC factor has shown to be more related to psychopathological symptoms in comparison to the PS factor, which is also coherent with the theoretical model proposed by Gilbert (2009), and with previous studies employing CPQ and other instruments to measure perfectionism.

References

- Arbuckle, J. L. (2017). *IBM SPSS AMOS 25.0: User's Guide*. Crawfordville, FL.
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, *107*(2), 238–246. doi:10.1037/0033-2909.107.2.238
- Byrne, B. (2016). *Structural Equation Modeling With AMOS: Basic Concepts, Applications, and Programming*. New York: Routledge. doi:10.4324/9781315757421
- Cohen, R. J. Swerdlik, M. E. & Sturman, E. D. (2014). *Testagem e Avaliação Psicológica: Introdução a Testes e Medidas*. Porto Alegre: AMGH.
- Dickie, L., Surgenor, L. J., Wilson, M., & McDowall, J. (2012). The structure and reliability of the Clinical Perfectionism Questionnaire. *Personality and Individual Differences*, *52*(8), 865-869. doi:10.1016/j.paid.2012.02.003
- Egan, S. J., Shafran, R., Lee, M., Fairburn, C. G., Cooper, Z., Doll, H. A., ... Watson, H. J. (2016). The reliability and validity of the clinical perfectionism questionnaire in eating disorder and community samples. *Behavioural and Cognitive Psychotherapy*, *44*(1), 79-91. doi:10.1017/S1352465814000629
- Fairburn, C. G., Cooper, Z., & Shafran, R. (2003). *The Clinical Perfectionism Questionnaire*. Unpublished manuscript, Department of Psychiatry, University of Oxford, UK.
- Furr, M. (2011). *Scale construction and psychometrics for social and personality psychology*. Sage publications.

- Gilbert, P. (2009). *The compassionate mind: a new approach to life's challenges*. London: Robinson.
- Gilbert, P. (2016). *Human nature and suffering*. London: Routledge.
- Gray, E., Beierl, E. T., & Clark, D. M. (2019). Sub-types of safety behaviours and their effects on social anxiety disorder. *Plos one*, *14*(10), 1-18. doi:10.1371/journal.pone.0223165
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2018). *Multivariate data analysis* (8th ed.). London: Cengage Learning EMEA.
- Howell, J., Anderson, R., Egan, S., & McEvoy, P. (2020). One factor? Two factor? Bi-factor? A psychometric evaluation of the Frost Multidimensional Scale and the Clinical Perfectionism Questionnaire. *Cognitive Behaviour Therapy*, *49*(6), 518-530. doi:10.1080/16506073.2020.1790645
- Irons, C., & Beaumont, E. (2017). *The compassionate mind workbook: a step-by-step guide to developing your compassionate self*. London: Robinson.
- Limburg, K., Watson, H. J., Hagger, M. S., & Egan, S. J. (2016). The relationship between perfectionism and psychopathology: A meta-analysis. *Journal of Clinical Psychology*, *73*(10), 1301-1326. doi:10.1002/jclp.22435
- Lovibond, P. F., & Lovibond, S. H. (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. doi:10.1016/0005-7967(94)00075-u
- Marôco, J. (2014). *Análise de equações estruturais: fundamentos teóricos, software & aplicações* (2a ed.). Pêro Pinheiro: ReportNumber.
- Meng, X. L., Rosenthal, R., & Rubin, D. B. (1992). Comparing correlated correlation coefficients. *Psychological bulletin*, *111*(1), 172-175. doi:10.1037/0033-2909.111.1.172
- Menold, N. (2020). How Do Reverse-keyed Items in Inventories Affect Measurement Quality and Information Processing?. *Field Methods*, *32*(2), 140-158. doi:10.1177/1525822X19890827
- Moloodi, R., Pourshahbaz, A, Mohammadkhani, P., Fata, L., & Ghaderi, A. (2017). Psychometric properties of the persian version of clinical perfectionism questionnaire: findings from a clinical and non-clinical sample in iran. *Personality and Individual Differences*, *119*, 141–146. doi:10.1016/j.paid.2017.07.003
- Prior, K. L., Erceg-Hurn, D. M., Raykos, B. C., Egan, S. J., Byrne, S., & McEvoy, P. M. (2018). Validation of the clinical perfectionism questionnaire in an eating disorder sample: A bifactor approach. *International Journal of Eating Disorders*, *51*(10), 1176-1184. doi:10.1002/eat.22892
- Rocha, L. F. D., Hernandez, J. A. E., & Falcone, E. M. O. (2021). Latent structure evidence of the Depression, Anxiety and Stress Scales - Short Form. *Estudos de Psicologia (Campinas)*, *38*, 1-13. doi:10.1590/1982-0275202138e190103

- Authors (in press). Cross-cultural adaptation of the Clinical Perfectionism Questionnaire (CPQ) for Brazilians. *Psico-USF*.
- Roszkowski, M. J., & Soven, M. (2010). Shifting gears: Consequences of including two negatively worded items in the middle of a positively worded questionnaire. *Assessment & Evaluation in Higher Education*, *35*(1), 113-130. doi:10.1080/02602930802618344
- Shafran, R., Cooper, Z., & Fairburn, C. G. (2002). Clinical perfectionism: A cognitive-behavioural analysis. *Behaviour research and therapy*, *40*(7), 773-791. doi:10.1016/S0005-7967(01)00059-6
- Shu, C. Y., O'Brien, A., Watson, H. J., Anderson, R. A., Wade, T. D., Kane, R. T., ... Egan, S. J. (2019). Structure and validity of the Clinical Perfectionism Questionnaire in female adolescents. *Behavioural and Cognitive Psychotherapy*, *48*(3), 1-12. doi:10.1017/s1352465819000729
- Stoeber, J. (2016). Perfectionism. In V. Zeigler-Hill & T. K. Shackelford (Eds.), *Encyclopedia of personality and individual differences*. New York: Springer. doi:10.1007/978-3-319-28099-8_2027-1
- Stoeber, J. (2018). The psychology of perfectionism: an introduction. In J. Stoeber (Ed.), *The psychology of perfectionism: theory, research, applications* (pp. 3-16). London: Routledge.
- Stoeber, J., & Damian, L. E. (2014). The Clinical Perfectionism Questionnaire: Further evidence for two factors capturing perfectionistic strivings and concerns. *Personality and Individual Differences*, *61*(62), 38-42. doi:10.1016/j.paid.2014.01.0037
- Streiner, D. L., Norman G. L., & Cairney, J. (2015). *Health measurement scales: a practical guide to their development and use* (5th ed.). New York: Oxford University Press.
- Suh, H., Sohn, H., Kim, T., & Lee, D. G. (2019). A review and meta-analysis of perfectionism interventions: Comparing face-to-face with online modalities. *Journal of Counseling Psychology*, *66*(4), 473-486. doi:10.1037/cou0000355
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2018). *Using Multivariate Statistics* (7th ed.). New York: Pearson.
- Woods, S. A. (2004). *Contextualising Personality Assessment: Using Meta-perceptions of the Big Five to Improve the Prediction of Work Performance* (Doctoral thesis, University of Surrey). Retrieved from <http://epubs.surrey.ac.uk/id/eprint/771525>

APÊNDICE D - Does self-compassion mediate the relation between perfectionism and psychopathological outcomes?⁸

Abstract

The present research aims to investigate the mediating role of self-compassion in the relationship between perfectionism and psychopathological outcomes. The sample was composed of 175 Brazilian undergraduate students, with ages from 18 to 59 years old ($M = 25.97$, $SD = 8.2$). The participants filled out three self-report psychometric instruments: Clinical Perfectionism Questionnaire with only positive items, Self-Compassion Scale – Short Form (SCS–SF), and Depression, Anxiety and Stress Scales – Short Form (DASS–21). Preliminary correlations confirmed that the investigated variables were significantly correlated with one another. Subsequently, two simple mediation model analyses were run, and results supported a partial mediation of self-compassion between the two dimensions of perfectionism (i.e., perfectionistic strivings and perfectionistic concerns) and the global factor of DASS–21 (i.e., negative affectivity), separately. A serial multiple mediator model was also performed, and results demonstrated that, together, self-compassion and perfectionistic concerns fully mediated the relationship between perfectionistic strivings and negative affectivity. These findings are consistent with the possibility that self-compassion and perfectionistic concerns are underlying processes through which perfectionistic strivings may result in psychopathological outcomes. Keywords: perfectionism; self-compassion; psychopathology; path analysis; multiple regression.

Resumo

A presente pesquisa tem como objetivo investigar o papel mediador da autocompaixão na relação entre perfeccionismo e desfechos psicopatológicos. A amostra foi composta por 175 estudantes brasileiros de graduação, com idades entre 18 e 59 anos ($M = 25,97$; $DP = 8,2$). Os participantes preencheram três instrumentos psicométricos de autorrelato: Clinical Perfectionism Questionnaire apenas com itens positivos, Self-Compassion Scale–Short Form (SCS–SF), e Depression, Anxiety and Stress Scales–Short Form (DASS–21). Correlações preliminares confirmaram que as variáveis investigadas estavam significativamente correlacionadas entre si. Posteriormente, duas análises de modelo de mediação simples foram executadas e os resultados apoiaram uma mediação parcial da autocompaixão entre as duas dimensões do perfeccionismo (i.e., esforços perfeccionistas e preocupações perfeccionistas) e o fator global de DASS–21 (i.e., afetividade negativa), separadamente. Um modelo serial de mediadores múltiplos também foi realizado e os resultados demonstraram que, juntas, a autocompaixão e as preocupações perfeccionistas mediaram totalmente a relação entre os esforços perfeccionistas e a afetividade negativa. Essas descobertas são consistentes com a possibilidade de que a autocompaixão e as preocupações perfeccionistas sejam processos por meio dos quais os esforços perfeccionistas resultam em desfechos psicopatológicos.

Palavras-chave: perfeccionismo; autocompaixão; psicopatologia, análise de caminhos, regressão múltipla.

Resumen

Esta investigación tiene como objetivo investigar el papel mediador de la autocompasión en la relación entre el perfeccionismo y los resultados psicopatológicos. La muestra estuvo

⁸ Reprodução do estudo aceito para publicação: Rocha, L. F. D., Falcone, E. M. O., & Hernandez, J. A. E. (in press). Does self-compassion mediate the relation between perfectionism and psychopathological outcomes?. *Psicologia Clínica*.

constituida por 175 estudiantes brasileños de pregrado, con edades entre 18 y 59 años ($M = 25,97$; $DE = 8,2$). Los participantes completaron tres instrumentos psicométricos de autoinforme: Clinical Perfectionism Questionnaire solo con elementos positivos, Self-Compassion Scale–Short Form (SCS–SF), y Depression, Anxiety and Stress Scales–Short Form (DASS–21). Las correlaciones preliminares confirmaron que las variables investigadas se correlacionaron significativamente entre sí. Posteriormente, se realizaron dos análisis de modelos de mediación simple y los resultados apoyaron una mediación parcial de la autocompasión entre las dos dimensiones del perfeccionismo (i.e., esfuerzos perfeccionistas y preocupaciones perfeccionistas) y el factor global de DASS-21 (i.e., afectividad negativa), por separado. También se realizó un modelo serial de múltiples mediadores y los resultados mostraron que, en conjunto, la autocompasión y las preocupaciones perfeccionistas mediaron por completo la relación entre los esfuerzos perfeccionistas y la afectividad negativa. Estos hallazgos son consistentes con la posibilidad de que la autocompasión y las preocupaciones perfeccionistas sean procesos a través de los cuales los esfuerzos perfeccionistas dan como resultado resultados psicopatológicos.

Palabras clave: perfeccionismo; autocompasión; psicopatología; análisis de ruta; regresión múltiple.

Perfectionism might be defined as a personality trait characterized by setting high personal demanding standards and striving for flawlessness (Stoeber, 2020). So, perfectionists have rigorous criteria to define their success, and strive to reach their high standards and to avoid failures — or what they deem to be failures.

Although initial conceptualizations considered perfectionism as unidimensional, studies that investigated the latent structure of different self-report measures have indicated the hegemonic presence of two correlated dimensions, frequently called Perfectionistic Strivings (PS) and Perfectionistic Concerns (PC) (see Stoeber, 2018a for a review). PS dimension embraces cognitions and behaviors of setting high personal demanding standards and pursuing them, whereas PC dimension includes cognitions and behaviors related to imperfections and their feared consequences (Stoeber, 2018a, 2020).

From a behavioral perspective, the two dimensions of perfectionism can be differentiated, based on their functions: PS would include perfectionist components due to positive reinforcement, while PC would include perfectionist components due to negative reinforcement (Terry-Short, Owens, Slade, & Dewey, 1995). In other words, the PS dimension is related to positive control (i.e., it involves cognitions and behaviors that aim to achieve positive consequences) and the PC dimension is more related to aversive control (i.e., it involves cognitions and behaviors that aim to avoid or to escape from an aversive consequence). Therefore, it could be said that PS are driven by motivation for perfection and PC are driven by fear of failure (Slade & Owens, 1998).

The number of publications about perfectionism increased significantly in the last three decades (see Smith et al., in press). The interest in perfectionism has grown mainly because this

variable has been highlighted as a transdiagnostic process, that is, a set of cognitive or behavioral aspects that perform an important role in the etiology, maintenance, and course of several psychopathological states (Egan, Wade, & Shafran, 2011; Egan, Wade, Shafran, & Antony, 2014; Shafran, Cooper, & Fairburn, 2002). Generally, the two dimensions of perfectionism are positively associated with psychopathological indicators, although the PC dimension has a higher association compared to the PS dimension, especially when the overlap between them is under control (Limburg, Watson, Hagger, & Egan, 2016; Smith et al., 2016).

A meta-analysis performed with 284 empirical studies — mostly cross-sectional — revealed that both perfectionistic dimensions were positively correlated to psychopathological outcomes (i.e., mental disorders, symptoms of mental disorders and outcomes related to psychopathology, as suicidal ideation and general psychological distress) (Limburg et al., 2016). It means, the higher the levels of PS and PC, the higher the levels of psychological maladjustment indicators. Nevertheless, single effect values of PC have shown to be superior to those of PS, after these dimensions' overlap control ($b \leq 0.70$ and $b \leq 0.25$, respectively).

Similar results have been found by another meta-analysis that investigated the longitudinal relation between perfectionism and depression symptoms in 10 studies with different samples (Smith et al., 2016). After the depression symptoms control at the baseline, both PS and PC revealed a little effect over depression symptoms throughout time. However, after the PC control at the baseline, PS dimension no longer predicted depression symptoms longitudinally.

Aiming for a better understanding of this relationship, research has been conducted in order to verify mediators between perfectionism and psychopathological indicators. Research on mediators examines “how” or “why” a variable predicts an outcome variable (Frazier, Tix, and Barron, 2004). So, mediator variables could partially or totally explain the relation between perfectionism and psychopathological outcomes, indicating the ways in which one predicts the other (Stoeber, 2018b).

As can be seen, the identification of mediators can provide a better understanding of the underlying processes between perfectionism and psychopathology. This information can enable the construction and testing of theories about the causal mechanisms responsible for change, as well as indicate the core components of treatment (Frazier et al., 2004).

Among the variables found as mediators of the relationship between perfectionism and psychopathology, self-compassion is highlighted. Self-compassion can be defined as a sensitivity to one's own pain, along with a commitment to relieve or prevent it (Irons & Beaumont, 2017). According to Neff (2003), self-compassion involves a kind and tender way

to relate to oneself, especially under suffering and tough circumstances, involving the acceptance of hurtful emotional experiences, along with the comprehension that they are part of a bigger human experience.

As it can be observed, there are three components involved in the conceptualization of self-compassion: self-kindness (versus self-judgment), mindfulness (versus over-identification), and common humanity (versus isolation) (Neff & Germer, 2019; Souza & Hutz, 2016). Self-kindness refers to love, support, acceptance, and encouragement actions towards oneself, instead of judging or blaming, mainly when faced with feelings of personal inadequacy, failures, and painful life situations. Mindfulness, in self-compassion, involves awareness of one's own suffering, mistakes, flaws, or inadequacies, without being absorbed by it, exaggerating it, or dedicating the whole self to it. Common humanity refers to the sense of interconnectivity, perceiving problems and struggles as difficulties that occur in everyone's life, instead of being an isolated situation, as if the person was apart from the rest of the world. In a nutshell, self-compassion means a loving (self-kindness) and connected (common humanity) presence (mindfulness).

In general, perfectionism tends to be negatively associated with self-compassion, that is, the higher the level of perfectionist dimensions — especially PC, the lower the level of self-compassion (Barnett & Sharp, 2016; Mehr & Adams, 2016; Neff, 2003; Stoeber, Lalova, & Lumley, 2020). Once the Self-Compassion Scale (Neff, 2003), used in these research, measures both positive and negative components of self-compassion, it could be said that perfectionists are self-critical, feel isolated and easily become over-identified with negative emotions and thoughts, instead of being self-compassionate.

In turn, self-compassion showed a negative correlation with psychopathology outcomes, in other words, the lower the level of self-compassion, the higher the level of mental health symptoms (see MacBeth & Gumley, 2012 for a review). Thus, the criteria for investigating the mediating role are established, that is, all variables involved must be significantly correlated (Frazier et al., 2004). In case, perfectionism (predictor or antecedent) is positively associated with psychopathology (outcome or consequent) and self-compassion (mediator), while self-compassion is inversely associated with psychopathology. Lastly, to affirm that self-compassion is a mediating variable, it is necessary to show that, when it is added to the model, the strength of the relation between the perfectionism and psychopathology is significantly reduced. Some studies have investigated it.

In a sample of 358 undergraduate students from the United States, the association between PC, measured by Almost Perfect Scale — Revised (APS-R), and depressive symptom

reduced from $b = .423$ ($p < .001$) to $b = .324$ ($p < .001$) after controlling for the mediator of self-compassion (Mehr & Adams, 2016). Since the strength of the association between predictor and outcome was reduced after the introduction of self-compassion, but was not zero or non-significant, there was support for the hypothesis that self-compassion partially mediated the effect of PC dimension on depressive symptoms. In a different study, using a sample composed by 77 undergraduate students from Ireland, the association between PC measured by APS-R and anxiety symptoms was no longer significant after controlling for self-compassion, indicating a full mediation effect (Murtagh, 2018).

A third study, with a sample of the general population, mostly undergraduate students from Canada and the USA, the scores of self-compassion was merged with the scores of other variables (e.g., rumination and mindfulness) through principal components analysis, and a global factor emerged; it was called self-criticism by the authors (James, Verplanken, & Rimes, 2015). Self-criticism partially mediated the association between PC dimension, measured by Frost multidimensional perfectionism (FMPS), and the global factor of Depression, Anxiety and Stress Scales (DASS-21). After controlling for the mediator of self-compassion, the association between PC and the global factor of DASS-21 was $b = .38$ ($p < .01$).

Gilbert (2009, 2016), inspired in the affective neuroscience of evolution, describes three types of primary systems of emotional regulation (also called motivational systems) that operate in the humankind and might collaborate to understand the relation between perfectionism, self-compassion and psychopathological outcomes. The drive, seeking and acquisition focused system (or just drive system) has as its function to motivate the pursuit of resources and rewards, guiding the development of desires and goals. The threat and self-protection focused system (or just threat system) enables the individual to be alert and to quickly respond to threats, motivating security response in face of real or imaginary danger stimuli. The contentment, soothing focused system (or just soothing system) enables a state of contentment, peacefulness, and safeness when the individual is not seeking resources or threat focused.

It is possible to observe similarities between the drive system and the PS dimension, once it could be a mindset oriented to objectives that motivates people to pursue their high standards. On the other side, PC is similar to the threat system, since this dimension may be seen as a mindset that tries to avoid failures/imperfections and their negative consequences. Thereby, it would be possible to hypothesize that the PS dimension is related to the activation of the drive system, while the PC dimension is related to the activation of the threat system.

Even though the threat system has a primordially adaptive function, a lot of problems connected to mental health are related to it, especially if overdeveloped, sensitive, biased, or

confused (Gilbert, 2009). In general, the threat system is more related to psychopathology due to the processes involved in its activation, such as neurohormonal mechanisms (e.g., cortisol response), negative emotions or emotional states (e.g., stress, fear, anxiety, and anger), biased cognitive processing (e.g., hypervigilance and worry) and often dysfunctional security strategies (e.g., avoidance) (Gilbert, 2016; Irons & Beaumont, 2017). This can explain why the PC dimension has a higher association with psychopathological indicators compared to the PS dimension.

Nevertheless, the drive and threat systems interact in a way that they seek for resources might be connected to the attempt to fight against threats or to avoid them, designing a safety-seeking strategy to negative events (e.g., pursuing high standards to avoid inferiority feelings) (Gilbert, 2016). At the same time, the thwarting of the drive system (e.g., when the goals are not reached) tends to provoke the activation of the threat system, creating a negative emotional response (Gilbert, 2009). This can partially explain why the association between PS and psychopathological outcomes is reduced when PC is under control.

The soothing system, in its turn, helps to balance the other two systems through the activation of the parasympathetic system, being a source of well-being, peacefulness and contentment. This system was shaped by evolution to be activated by attachment behaviors (e.g., nutrition, validation, empathy, and compassion), once it brought benefits for the species, such as offspring survival and developing helpful alliances and friendships (Gilbert, 2009). One of the ways to increase the activation of the soothing system is through self-compassion, a way of caring directed at oneself.

As can be seen, (low) self-compassion may be one of the mechanisms through which perfectionism affects psychopathology (James et al., 2015; Mehr & Adams, 2016; Murtagh, 2018), and this is coherent from a theoretical point of view on primary systems of emotional regulation (Gilbert, 2009; 2016). However, empirical mediational studies tend to focus on the PC dimension and neglect the PS dimension. Moreover, no studies for that purpose were found with Brazilian samples. Therefore, the present research aims to investigate the mediating role of self-compassion in the relationship between perfectionism, including its two dimensions, and psychopathological outcomes among Brazilians.

The hypothesis to be tested is that self-compassion will be a significant mediator of this relationship, at least partially explaining the negative effect of perfectionism. If this is corroborated, the results will indicate that individuals with high levels of perfectionism (specially PC) tend to treat themselves with little (or no) self-compassion and this partially explains the level of psychopathological symptoms experienced by them. Thus, interventions

aimed at reducing perfectionism, in order to reduce psychopathology, must take into account the promotion of self-compassion.

Another hypothesis to be tested is that PC also mediates the relations between PS and psychopathology, since the individual can pursue high personal demanding standards, trying to prevent/stop the feared consequences related to imperfections and that not reaching high standards can evoke the threat system. In other words, PS predicts psychopathological outcomes due to high levels of PC (combined with low levels of self-compassion). If this is corroborated, PS cognitions and behaviors may, in some cases, configure safety-seeking strategies and must be faced by interventions within that context. Besides that, interventions could also help the perfectionists to develop more functional forms to manage fails and mistakes (i.e., with the thwarting of the PS).

Method

Participants

In this study, 175 Brazilian undergraduate students participated, with ages from 18 to 59 years old ($M = 25.97$, $SD = 8.2$), being 86.3% of female sex ($n = 151$) and 13.4% of male sex ($n = 23$). One participant did not report sex, but gender (i.e., non-binary). Regarding marital status, 76% declared to be single ($n = 133$), 20.57% married/in common-law marriage ($n = 36$), and 3.4% divorced/separated ($n = 6$).

Instruments

Clinical Perfectionism Questionnaire with only positive items (CPQ+), adapted by Authors (2019), based on CPQ of Fairburn, Cooper, and Shafran (2003), was applied. CPQ+ is composed of 12 items that examine the frequency of some behaviors and cognitions related to perfectionism in the last 30 days. The respondent must indicate the answer through a Likert-type scale from 1 (Not at all) to 4 (All of the time). Items 1, 3, 6, 7, 9, 10, and 11 measure PS, and Items 2, 4, 5, and 12 measure PC. Item 8 is removed due to simultaneous saturation in both factors of CPQ+. PS's composite reliability was .78 and PC's composite reliability, .75; cronbach's alpha were .79 and .74, respectively (Authors, 2019).

To measure self-compassion, the Self-Compassion Scale – Short Form (SCS–SF), constructed by Raes, Pommier, and Neff (2011), was applied. SCS–SF is made up of 12 items out of 26 in the long form SCS (i.e., items 6*, 26, 14, 13*, 15, 12, 9, 25*, 2*, 10, 1*, and 11* – items followed by * are reversed), in which the participants are instructed to indicate, in a scale from 1 (almost never) to 5 (almost always), how often they act in the given manner. In this study, SCS–SF was applied based on the items writing of the long form SCS adapted for

Brazilian samples by Souza and Hutz (2016). The items measure the six components of self-compassion construct (i.e., self-kindness, mindfulness, common humanity, self-judgment, over-identification, and isolation), however, the global factor is predominant. In the validity study, SCS–SF demonstrated adequate internal consistency (Cronbach's alpha ≥ 0.86) and a near-perfect correlation with the long form SCS ($r \geq 0.97$).

To measure psychopathological outcomes, the Depression, Anxiety and Stress Scales – Short Form (DASS–21) by Lovibond and Lovibond (1995), adapted to Brazilian population by Vignola and Tucci (2004), were applied. This self-report instrument is composed of 21 items that measure depression, anxiety, and stress symptoms. The respondents must indicate how much each item was related to their reality in the last week. Answers are given in Likert-type scale, from “Did not apply at all” (0) to “Applied a lot or most of the time” (3). Although the presence of specific factors (i.e., depression, anxiety, and stress), the measure is predominantly unidimensional (Zanon et al., 2020). In a Brazilian sample, cronbach’s alpha of the global factor was .94, and composite reliability was .96 (Authors, in press). The global factor of DASS–21 will be titled negative affectivity here, but it is also called general distress, general affective distress, negative affective distress, and general negative affectivity in other studies.

Procedures

After approval of the project by the Ethics in Research Committee of the institution to which this study is attached, an online questionnaire was created through Google Forms, containing the Written Informed Consent Form (WICF) and the research instruments. The invitation to participate in the project was made through social media (e.g., Facebook) and e-mails to university professors, requesting the forwarding of the form link to their students. The form was available for completion between August 2020 and September 2020. The resource of mandatory responses was used for all items, which prevented the form from being returned with missing values.

Data analysis

All data collected in this study were recorded on a computer and processed using the statistical software SPSS (version 23). Firstly, descriptive statistical analysis was performed to understand how the collected data is distributed. Internal consistency indicators for the instruments were also generated.

Since studies investigating the factorial structure of SCS-SF with Brazilian samples were not found, the Factor software (version 10.10.03) was employed, in order to perform an Exploratory Factor Analysis (EFA). It was applied a Robust Diagonally Weighted Least Squares (RDWLS) extraction method with Robust Promin rotation over a polychoric

correlation matrix. The decision about the number of factors to be retained was made through Parallel Analysis, with a random permutation of observed data (Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011).

The relationship between all variables was examined by computing the Pearson's product moment correlation coefficient. To meet the assumptions necessary for mediation analysis, it is necessary that antecedent (i.e., PS and PC) is associated with consequente (i.e., negative affectivity) and mediator (i.e., self-compassion), while the mediator is associated with the consequent (Frazier et al., 2004).

To test our hypothesis concerning the mediating role of self-compassion in the relationship between perfectionism and negative affectivity, mediator models were used. For this, multiple regression analysis was applied through the PROCESS macro for SPSS, according to procedures described by Hayes (2018). Standardized coefficients were used. The Bias-Corrected and Accelerated confidence interval (BCa) was estimated using the Bootstrapping technique (5000 resampling), and a 95% bias-corrected bootstrap confidence interval (CI) for the indirect effect was also reported.

Results

Results related to data distribution, as well as internal reliability indicators, can be found in Table 1. Regarding the factor analysis of SCS-SF, Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) measure exhibited an index of .87 and Bartlett's sphericity test of $\chi^2(66) = 1035.7$, $p < .001$, both indicating the suitability of the data for structure detection. Parallel Analysis recommended an extraction of one factor, in which all 12 items loaded substantially (loading $\geq .53$).

Table 1. Descriptive statistics and internal reliability

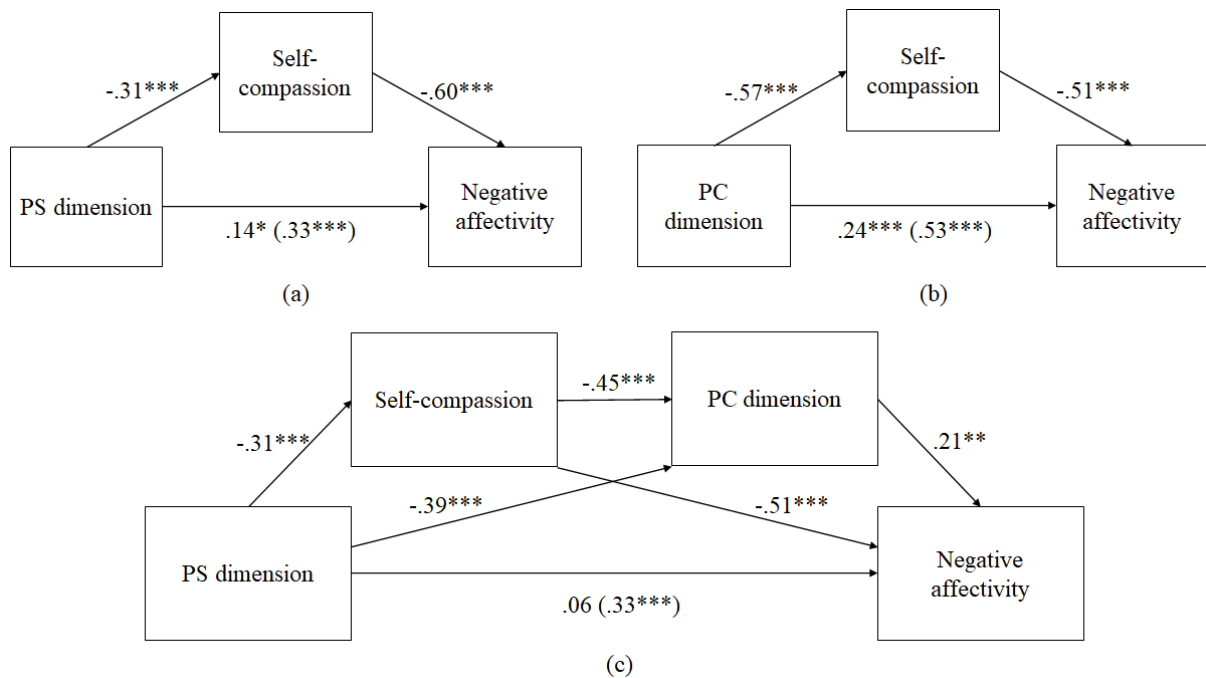
	Mean	SD	95% CI	Skewness (Std. Error)	Kurtosis (Std. Error)	α	ω
PS	16.54	4.33	15.89, 17.18	.129 (.184)	-.366 (.365)	.80	.80
PC	10.70	2.80	10.28, 11.11	-.286 (.184)	-.360 (.365)	.79	.80
DASS-21	43.93	13.75	41.88, 45.98	.677 (.184)	-.034 (.365)	.94	.94
SCS	32.93	9.58	31.50, 34.35	.199 (.184)	-.815 (.365)	.88	.88

Nota. SD = Standard deviation. 95% CI = 95% confidence interval. α = Cronbach's alpha. ω = McDonald's omega

About the correlations, all variables presented a statically significant association with each other. According to Evans (1996) guide for interpreting the strength of correlation coefficients, PS dimension presented a weak positive correlation with negative affectivity ($r = .33$) and a weak negative correlation with self-compassion ($r = -.31$). PC dimension presented a moderate positive correlation with negative affectivity ($r = .53$) and a moderate negative correlation with self-compassion ($r = -.57$). Self-compassion, in its turn, presented a strong negative correlation with negative affectivity ($r = -.65$). Lastly, PS dimension presented a moderate positive correlation with PC dimension ($r = .53$). All the correlations were significant at the .01 level. Therefore, the assumptions for mediation analysis were met.

Regarding mediation analyzes, firstly, we sought to investigate the extent to which self-compassion (M) mediated the relationship between PS (X) and negative affectivity (Y), through a simple mediation model. As can be seen in Figure 1(a), the impact of PS was significant for self-compassion ($b = -.31$, $t = -4.3345$, $SE = .1597$, $p < .0001$, $R^2 = .098$). Self-compassion (mediating variable) had a statistically significant effect on negative affectivity ($b = -.60$, $t = -9.9769$, $SE = .0865$, $p < .001$). PS impacted negative affectivity, controlled by self-compassion ($b = .14$, $t = 2.3972$, $SE = .1914$, $p < .05$). The total effect of the model (PS impacting negative affectivity, without the mediating variable) was $b = .33$, $t = 4.6390$, $SE = .2277$, $p < .001$, $R^2 = .11$ (11%). The mediation effect (i.e., indirect effect) was significant ($b = .19$ [95% BCa CI = .10, .27]). Self-compassion mediated approximately 57.6% of the relationship between PS and negative affectivity. Therefore, it can be said that self-compassion partially mediates the relationship between PS and negative affectivity.

Figure 1. Perfectionism model as a predictor of psychopathological outcomes, mediated by the level of self-compassion. The Bias-Corrected and Accelerated confidence interval (BCa) was estimated using the Bootstrapping technique (5000 resampling). The total effect of the model (predictor impacting outcome, without the mediating variable) is in parentheses.



Then, we sought to investigate the extent to which self-compassion (M) mediated the relationship between PC (X) and negative affectivity (Y), through another simple mediation model. As can be seen in Figure 1(b), the impact of PC was significant for self-compassion ($b = -.57$, $t = -9.1629$, $SE = .2139$, $p < .0001$, $R^2 = .33$). Self-compassion had a statistically significant effect on negative affectivity ($b = -.51$, $t = -7.4281$, $SE = .0983$, $p < .001$). PC impacted negative affectivity, controlled by self-compassion ($b = .24$, $t = 3.5176$, $SE = .3372$, $p < .001$). The total effect of the model (PC impacting negative affectivity, without the mediating variable) was $b = .53$, $t = 8.2567$, $SE = .3171$, $p < .001$, $R^2 = .28$ (28%). The mediation effect (i.e., indirect effect) was significant ($b = .29$ [95% BCa CI = .21, .38]). Self-compassion mediated approximately 54.7% of the relationship between PC and negative affectivity. Therefore, it can be said that self-compassion partially mediates the relationship between PC and negative affectivity.

Whereas self-compassion partially mediates the relations between PS and negative affectivity, and the strength of the association between PS and psychopathological outcomes tend to reduce after the control of PC, a serial multiple mediator model was performed, with PS (X) as a predictor, and self-compassion (M_1) and PC (M_2) as mediating variables (Table 2). As can be seen in Figure 1(c), PS ceased to significantly impact negative affectivity, after controlling for self-compassion and PC ($b = .06$, $t = 9.564$, $SE = .2103$, $p > .05$). The mediation effect (i.e., indirect effect) was significant ($b = .27$ [95% BCa CI = .16, .37]). Therefore, it can be said that, together, self-compassion and PC fully mediate the relationship between PS and negative affectivity.

Self-compassion also partially mediated the relationship between PC and negative affectivity, which explained approximately 54.7% of the relationship.

Other studies had already indicated that self-compassion may be one mechanism through PC affect psychopathological outcomes (James et al., 2015; Mehr & Adams, 2016; Murtagh, 2018). The present study adds evidence in this regard using a Brazilian sample, in addition to demonstrating that self-compassion is also one of the mechanisms through which PS predicts psychopathological outcomes. That is, it could be said that individuals with high levels of perfectionist dimensions tend to treat themselves with little self-compassion and this partially explains the level of psychopathological symptoms experienced by them.

As proposed by Gilbert (2009), seeking resources and rewards (e.g., high standards) and responding to threats (e.g., fear of failures) generate psychopathological symptoms partially due to low activation of the soothing system (e.g., low levels of self-compassion). Distress arises when drive and threat systems get out of balance with the soothing system and it is not working or accessible. So, the soothing system could help to regulate the excessive need/want feelings and the threat-based emotions (Gilbert, 2009).

In practical terms, these results may indicate that interventions aimed at reducing perfectionism, in order to reduce psychopathology, must consider the promotion of self-compassion, in addition to helping the subject to establish more flexible goals, and to have a more realistic view of the consequences of failures (Egan et al., 2014; Shafran, Egan, & Wade, 2018). In other words, it is important that interventions help perfectionists to increase a loving (self-kindness) and connected (common humanity) presence (mindfulness), instead of being self-critical, feeling isolated and becoming over-identified with negative emotions and thoughts.

Besides to performing the two simple mediation models (i.e., self-compassion mediating the effect of PS and PC on psychopathological outcomes, separately), this study also checked if self-compassion and PC together mediate the relationship between PS and negative affectivity, through a serial multiple mediator model. The results of this analysis indicated that after controlling the levels of self-compassion and PC, PS no longer predicted the level of negative affectivity.

Theoretically, it could be said that the drive system, when balanced with threat and soothing systems, does not present a risk for the development of psychopathological symptoms (Gilbert, 2009; Irons & Beaumont, 2017). So, pursuing high standards (i.e., PS) is dangerous when individuals do that to prevent/stop the feared consequences related to imperfections, as a

safety-seeking strategy, and because thwarting the search for high standards can provoke the activation of the threat system (e.g., through PC).

Additionally, perfectionists may become obsessed with pursuing their high standards, blocking the activation of the soothing system (e.g., through self-compassion). That is, an over-stimulated drive system makes it difficult to reduce the rhythm a little, through the parasympathetic system activation, to be present in the moment (i.e., mindfulness), to offer unconditional acceptance to oneself (i.e., self-kindness) and to be connected with other people (i.e., common humanity). In summary, “[...] what desires we have, the purpose of them, how we set about trying to satisfy them and how we feel and treat ourselves if we don’t get what we want or think we need — are all important to our well-being” (Gilbert, 2009, p. 159).

These results may have some practical implications. Firstly, interventions should investigate whether cognitions and behaviors related to pursuing high personal demanding standards are being used as a form of protection against feared consequences (i.e., as safety-seeking strategies). Cognitive models have pointed to the trap of safety-seeking strategy, since, although it reduces fear or anxiety in the short term, it also prevents longer-term cognitive change and an accurate perception of the threat (Irons & Beaumont, 2017; Thwaites & Freeston, 2005). In the case of PS as a safety strategy, perfectionists will continue to believe, for example, that they are not a failure as a person just because they reached extremely high standards. Therefore, treatments should focus on gradually dismantling these strategies and helping perfectionists to create opportunities to test their beliefs.

Furthermore, it is important that interventions help perfectionists to develop functional strategies to use when things do not go according to plan, once the thwarting of the drive system tends to provoke the activation of the threat system, generally focused on the self, creating a negative emotional response (Gilbert, 2009). For example, not reaching high standards tends to awaken negative beliefs, such as ‘I am inadequate’, that, on its turn, will lead to the experience of negative affectivity (Neff & Germer, 2020). So, it is important that perfectionists learn to identify and correct cognitive distortions as one of the possible strategies to cope with life's setbacks (Shafran et al., 2018).

Finally, another practical implication is the possibility of helping the perfectionist to slow down, offering self-compassion to themselves and providing moments of relaxation, so that they can continue the search for high standards in a healthy way. Pursing high standards can become somewhat addictive, and self-compassion can help perfectionists to find a more balanced life regarding the search of pleasures through the activation of the drive system versus experiencing contentment through the activation of the soothing system (Gilbert, 2009).

Although the present study may contribute to a better understanding of the underlying processes between perfectionism and psychopathology, it has limitations regarding to representativeness and generalizability. The sample for convenience employed does not represent the Brazilian population, making it difficult to extrapolate results. Moreover, this study used an undergraduate sample, as most related studies. Therefore, it is important future research with clinical samples. At last, the cross-sectional design prevents cause inference as it fails to address directionality or temporal precedence. Future studies may adopt multi-wave longitudinal design, with, at least, three measurement point (i.e., predictor in the time one, mediators in the time two and outcomes in the time three), and experimental design, comparing the effectiveness of interventions that include the promotion of self-compassion, interventions that do not include the promotion of self-compassion and no intervention (i.e., a control group) on the reduction of perfectionism and psychopathological outcomes.

References

- Barnett, M. D., & Sharp, K. J. (2016). Maladaptive perfectionism, body image satisfaction, and disordered eating behaviors among US college women: The mediating role of self-compassion. *Personality and Individual Differences*, *99*, 225-234. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2016.05.004>
- Egan, S. J., Wade, T. D., & Shafran, R. (2011). Perfectionism as a transdiagnostic process: A clinical review. *Clinical psychology review*, *31*(2), 203-212. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2010.04.009>
- Egan, S. J., Wade, T. D., Shafran, R., & Antony, M. M. (2014). *Cognitive-behavioral treatment of perfectionism*. New York: Guilford Publications.
- Evans, J. D. (1996). *Straightforward statistics for the behavioral sciences*. Pacific Grove: Brooks/Cole Publishing.
- Fairburn, C. G., Cooper, Z., & Shafran, R. (2003). *The Clinical Perfectionism Questionnaire*. Unpublished manuscript, Department of Psychiatry, University of Oxford, UK.
- Frazier, P. A., Tix, A. P., & Barron, K. E. (2004). Testing moderator and mediator effects in counseling psychology research. *Journal of counseling psychology*, *51*(1), 115-134. <https://doi.org/10.1037/0022-0167.51.1.115>
- Gilbert, P. (2009). *The compassionate mind: a new approach to life's challenges*. London: Robinson.
- Gilbert, P. (2016). *Human nature and suffering*. London: Routledge.
- Hayes, A. F. (2018). *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach*. New York: Guilford publications.

- Irons, C., & Beaumont, E. (2017). *The compassionate mind workbook: A step-by-step guide to developing your compassionate self*. London: Robinson.
- James, K., Verplanken, B., & Rimes, K. A. (2015). Self-criticism as a mediator in the relationship between unhealthy perfectionism and distress. *Personality and Individual Differences*, 79, 123-128. <http://dx.doi.org/10.1016/j.paid.2015.01.030>
- Limburg, K., Watson, H. J., Hagger, M. S., & Egan, S. J. (2016). The relationship between perfectionism and psychopathology: A meta-analysis. *Journal of Clinical Psychology*, 73(10), 1301-1326. <https://doi.org/10.1002/jclp.22435>
- Lovibond, P. F., & Lovibond, S. H. (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)
- MacBeth, A., & Gumley, A. (2012). Exploring compassion: A meta-analysis of the association between self-compassion and psychopathology. *Clinical psychology review*, 32(6), 545-552. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2012.06.003>
- Mehr, K. E., & Adams, A. C. (2016). Self-compassion as a mediator of maladaptive perfectionism and depressive symptoms in college students. *Journal of College Student Psychotherapy*, 30(2), 132-145. <https://doi.org/10.1080/87568225.2016.1140991>
- Murtagh, S. (2018). *Self-Compassion as a Mediator between Maladaptive Perfectionism and Anxiety in College Students* (Undergraduate thesis). The National College of Ireland. Dublin, Irlanda. Retrieved from <http://norma.ncirl.ie/3282/>
- 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>
- Neff, K. D., & Germer, C. K. (2019). *Manual de mindfulness e autocompaixão: um guia prático para construir forças internas e prosperar na arte de ser seu melhor amigo*. Porto Alegre: Artmed.
- Raes, F., Pommier, E., Neff, K. D., & Van Gucht, D. (2011). Construction and factorial validation of a short form of the self-compassion scale. *Clinical psychology & psychotherapy*, 18(3), 250-255. <https://doi.org/10.1002/cpp.702>
- Authors (in press). Latent structure evidence of Depression, Anxiety and Stress Scales - Short Form (DASS-21). *Estudos de Psicologia (Campinas)*.
- Authors (2019). *Psychometric properties of the Clinical Perfectionism Questionnaire (CPQ) after rewording negative items into positive*. Manuscript submitted for publication.
- Shafran, R., Cooper, Z., & Fairburn, C. G. (2002). Clinical perfectionism: A cognitive-behavioural analysis. *Behaviour research and therapy*, 40(7), 773-791. [https://doi.org/10.1016/S0005-7967\(01\)00059-6](https://doi.org/10.1016/S0005-7967(01)00059-6)
- Shafran, R., Egan, S., & Wade, T. (2018). *Overcoming Perfectionism: A self-help guide using scientifically supported cognitive behavioural techniques* (2nd ed.). London: Robinson.

- Slade, P. D., & Owens, R. G. (1998). A dual process model of perfectionism based on reinforcement theory. *Behavior modification*, 22(3), 372-390. <https://doi.org/10.1177/01454455980223010>
- Smith, M. M., Sherry, S. B., Ge, S. Y., Hewitt, P. L., Flett, G. L., & Lee-Baggley, D. (in press). Multidimensional perfectionism turns 30: A review of known knowns and known unknowns. *Canadian Psychology*.
- Smith, M. M., Sherry, S. B., Rnic, K., Saklofske, D. H., Enns, M., & Gralnick, T. (2016). Are perfectionism dimensions vulnerability factors for depressive symptoms after controlling for neuroticism? A meta-analysis of 10 longitudinal studies. *European Journal of Personality*, 30(2), 201-212. <https://doi.org/10.1002/per.2053>
- Souza, L. K., & Hutz, C. S. (2016). Adaptation of the self-compassion scale for use in Brazil: evidences of construct validity. *Temas em Psicologia*, 24(1), 159-172. <https://doi.org/10.9788/TP2016.1-11>
- Stoeber, J. (2018a). The psychology of perfectionism: an introduction. In J. Stoeber (Ed.), *The psychology of perfectionism: theory, research, applications* (pp. 3-16). London: Routledge.
- Stoeber, J. (2018b). The psychology of perfectionism: Critical issues, open questions, and future directions. In: J. Stoeber (Ed.). *The psychology of perfectionism: Theory, research, applications* (pp. 333-352). London: Routledge.
- Stoeber, J. (2020). Perfectionism. In V. Zeigler-Hill & T. K. Shackelford (Eds.), *Encyclopedia of personality and individual differences*. New York: Springer.
- Stoeber, J., Lalova, A. V., & Lumley, E. J. (2020). Perfectionism, (self-) compassion, and subjective well-being: A mediation model. *Personality and Individual Differences*, 154, 1-4. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2019.109708>
- Terry-Short, L. A., Glynn Owens, R., Slade, P. D., & Dewey, M. E. (1995). Positive and negative perfectionism. *Personality and Individual Differences*, 18(5), 663-668. [https://doi.org/10.1016/0191-8869\(94\)00192-U](https://doi.org/10.1016/0191-8869(94)00192-U)
- Thwaites, R., & Freeston, M. H. (2005). Safety-seeking behaviours: fact or function? How can we clinically differentiate between safety behaviours and adaptive coping strategies across anxiety disorders?. *Behavioural and Cognitive Psychotherapy*, 33(2), 177-188. <https://doi.org/10.1017/S1352465804001985>
- Timmerman, M. E., & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality Assessment of Ordered Polytomous Items with Parallel Analysis. *Psychological Methods*, 16, 209-220. <https://doi.org/10.1037/a0023353>
- Vignola, R. C. B., & Tucci, A. M. (2014). Adaptation and validation of the depression, anxiety and stress scale (DASS) to Brazilian Portuguese. *Journal of affective disorders*, 155(1), 104-109. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2013.10.031>
- Zanon, C., Brenner, R. E., Baptista, M. N., Vogel, D. L., Rubin, M., Al-Darmaki, F. R., ... & Topkaya, N. (2020). Examining the dimensionality, reliability, and invariance of the Depression, Anxiety, and Stress Scale-21 (DASS-21) across eight countries. *Assessment*, 1-14. <https://doi.org/1073191119887449>.