

# Propriedades Psicométricas de uma Versão Curta da Child-Adolescent Perfectionism Scale (CAPS): Testando a Invariância da Medida e as Associações com Experiências no Contexto Escolar

## Psychometric Properties of a Short Version of the Child-Adolescent Perfectionism Scale (CAPS): Testing Measurement Invariance and Associations with School Experiences

Marcela Mansur-Alves<sup>1</sup>, Fábio B. Guedes<sup>2</sup>, Ana Cerqueira<sup>3</sup> e Margarida G. de Matos<sup>4</sup>

### Resumo

O estudo objetivou validar a estrutura interna e externa e a confiabilidade de uma versão curta (CAPS-8) da Child-Adolescent Perfectionism Scale (CAPS), investigando também sua invariância por gênero e idade em 835 estudantes portugueses (12 a 20 anos). A CAPS-8 e as medidas de desfechos escolares (relação com os professores, expectativa de futuro) foram aplicadas. Análises fatoriais confirmatórias (unigrupo e multigrupo) e correlações de Pearson indicaram elevada consistência interna ( $\Omega$  de McDonald  $> .90$ ), bom ajuste ao modelo de dois fatores (PAO: perfeccionismo auto-orientado e PSP: perfeccionismo socialmente prescrito) e invariância por gênero e idade. As correlações entre perfeccionismo e desfechos escolares foram pequenas, mas significativas, destacando a associação negativa com a percepção de capacidade escolar e positiva com a satisfação com a escola e a expectativa de futuro. Conclui-se que a CAPS-8 possui propriedades psicométricas adequadas para avaliação rápida do perfeccionismo.

**Palavras-chaves:** perfeccionismo, adolescência, escala, versão curta

### Abstract

This study validated the internal, external, and reliability structures of the short, 8-item Child-Adolescent Perfectionism Scale (CAPS-8) in 835 Portuguese students (aged 12–20, 53% girls). It also examined structural invariance by gender and age. Participants completed the CAPS-8 and measures related to school outcomes (teacher relationships, future expectations). Confirmatory factor analysis supported the two-factor model (self-oriented, PAO; socially prescribed, PSP) with high internal consistency ( $\Omega > .90$ ) and invariant structure across groups. Correlations with school outcomes were small but significant: school ability was negatively associated with both dimensions, and school satisfaction and future expectations were positively associated with both. The CAPS-8 demonstrates adequate psychometric properties for the rapid assessment of perfectionism.

**Keywords:** perfectionism, adolescence, scale, short version

<sup>1</sup>Psicóloga, Doutora em Neurociências, Professora do Programa de Pós-Graduação em Psicologia: Cognição e Comportamento, Departamento de Psicologia - Universidade Federal de Minas Gerais, Brasil. Orcid: <http://orcid.org/0000-0002-3961-3475>. Av. Antônio Carlos, 6627, sala 4010, Pampulha, 31270901 - Belo Horizonte, MG – Brasil. Tel.:+55(31)34096263

<sup>2</sup>Psicólogo, Doutorando em Educação, na especialidade de Educação para a Saúde, Instituto de Saúde Ambiental (ISAMB), Aventura Social, Faculdade de Medicina da Universidade de Lisboa (FMUL), Av. Professor Egas Moniz, 1649-028, Lisboa, Portugal; Católica Research Center for Psychological, Family and Social Wellbeing (CRC-W), Faculdade de Ciências Humanas da Universidade Católica, Lisboa, Portugal. Orcid: <https://orcid.org/0000-0001-8291-1921>. E-mail: [fabioguedes@edu.ulisboa.pt](mailto:fabioguedes@edu.ulisboa.pt).

<sup>3</sup>Psicóloga, Doutora em Educação, na especialidade de Educação para a Saúde, Instituto de Saúde Ambiental (ISAMB), Aventura Social, Faculdade de Medicina da Universidade de Lisboa (FMUL), Av. Professor Egas Moniz, 1649-028, Lisboa, Portugal; Católica Research Center for Psychological, Family and Social Wellbeing (CRC-W), Faculdade de Ciências Humanas da Universidade Católica, Lisboa, Portugal. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-9883-0210>. E-mail: [anacerqueira@edu.ulisboa.pt](mailto:anacerqueira@edu.ulisboa.pt).

<sup>4</sup>Psicóloga, Doutora em Educação Especial, Instituto de Saúde Ambiental (ISAMB), Aventura Social, Faculdade de Medicina da Universidade de Lisboa (FMUL), Av. Professor Egas Moniz, 1649-028, Lisboa, Portugal; Católica Research Center for Psychological, Family and Social Wellbeing (CRC-W), Faculdade de Ciências Humanas da Universidade Católica, Lisboa, Portugal. Orcid: <https://orcid.org/0000-0003-2114-2350>. E-mail: [margaridagasparmatos@medicina.ulisboa.pt](mailto:margaridagasparmatos@medicina.ulisboa.pt).

## Introdução

O perfeccionismo é uma característica de personalidade multicomponente que é caracterizada pelo estabelecimento de padrões pessoais elevados e inflexíveis, geralmente acompanhados pelas preocupações intensas e frequentes sobre erros e fracassos (Hewitt & Flett, 1991; Smith et al., 2022). Embora existam diferentes modelos conceituais para a compreensão da estrutura do perfeccionismo como traço, um dos mais bem-estabelecidos é o modelo tripartite de Hewitt e Flett (1991). O modelo propõe que aspectos intrapessoais e interpessoais devem ser considerados para compreensão do perfeccionismo. Os autores diferenciam, portanto, três componentes centrais. O perfeccionismo auto-orientado (PAO) diz das crenças voltadas para o *self* relacionadas à necessidade de ser perfeito e de se evitar fracassos. O perfeccionismo socialmente prescrito (PSP) envolve a percepção de que os demais esperam perfeição do *self* e que a aceitação pessoal está atrelada ao alcance destas expectativas. E, por fim, o perfeccionismo orientado ao outro (POO) refere-se à tendência a estabelecer padrões pessoais irrealistas e críticas intensas às outras pessoas.

Embora o modelo em adultos seja composto por três componentes, em crianças e adolescentes o perfeccionismo orientado ao outro foi retirado inicialmente da proposta de Flett et al. (2016), uma vez que os autores consideraram que aspectos mais voltados ao outro implicariam um desenvolvimento mais avançado de processos cognitivos e, portanto, apareceriam mais tarde na composição do traço. Entende-se que a adolescência seria um momento crucial para a consolidação do perfeccionismo com aparecimento de níveis mais intensos e prejudiciais do traço. A adolescência é um período de profundas transformações biopsicossociais e identitárias, que é também marcada pela necessidade maior de aceitação e pertencimento pelos pares e aumento das demandas escolares (Flett et al., 2002; Herman et al., 2013; Morris & Lomax, 2014). Nesse sentido, existe um interesse cada vez maior em investigar as manifestações do perfeccionismo na infância e adolescência, inclusive considerando o aumento progressivo nos níveis deste traço observados nos últimos anos (Curran & Hill, 2019;

Flett et al., 2002; Stornelli et al., 2009).

Numerosos estudos têm investigado o efeito diferencial destas dimensões do perfeccionismo em diferentes desfechos de vida (Leone & Wade, 2018; Levine et al., 2019; Limburg et al., 2017). O perfeccionismo socialmente prescrito (PSP) tem sido associado a maior vulnerabilidade psicológica e a problemas de saúde, em crianças e adolescentes (Leone & Wade, 2018; Levine et al., 2019; Limburg et al., 2017). Além disso, o perfeccionismo socialmente prescrito costuma estar positivamente associado a desfechos mais negativos no ambiente escolar, tais como ansiedade de desempenho, procrastinação acadêmica, propensão a trapacear, estresse nas relações sociais, expressão de raiva e outras emoções negativas, tais como pessimismo, medo e reações negativas ao fracasso. Ainda, o perfeccionismo socialmente prescrito tende a se associar negativamente com aspectos motivacionais intrínsecos no ambiente escolar, como a motivação por autodeterminação (Bong et al., 2014; Damian et al., 2014; Einstein et al., 2000; Hewitt et al., 2002; Pinheiro et al., 2024; Rice et al., 2016; Stoeber & Rambow, 2007). Por outro lado, a relação do perfeccionismo auto-orientado (PAO) com desfechos de vida é mais ambivalente. Alguns estudos apontam para associações positivas do perfeccionismo auto-orientado com a autoeficácia, a motivação para aprender, o desempenho acadêmico, a expectativa de sucesso no futuro e as estratégias de enfrentamento mais voltadas para solução de problemas. De forma semelhante, o perfeccionismo autoorientado parece se associar negativamente à procrastinação acadêmica, ao fracasso e o abandono escolar (Bong et al., 2014; Damian et al., 2014; Einstein et al., 2000; Hewitt et al., 2002; Rice et al., 2016; Stoeber & Rambow, 2007). Não obstante, outros estudos apontam que altos níveis de PAO se associam positivamente ao estresse, à ansiedade e à depressão (Leone & Wade, 2018; Levine et al., 2019; Limburg et al., 2017).

Uma das medidas mais amplamente utilizadas para mensuração do perfeccionismo em crianças e adolescentes é a *Child-Adolescent Perfectionism Scale* (CAPS; Flett et al., 2016). A CAPS, em sua versão original, possui 22 itens, sendo 10 itens destinados à avaliação do PSP e 12 itens para avaliação do PAO. A CAPS já foi adaptada e validada para uso em diversas culturas, tais como

Escócia (O'Connor et al., 2009), português de Portugal (Bento et al., 2014) e do Brasil (Araujo et al., 2023), Espanha (Castro et al., 2004), Equador (Vicent et al., 2020), França (Douilliez & Hénot, 2013), Estados Unidos (McCreary et al., 2004), China (Yang et al., 2015; Zhou et al., 2024), Turquia (Baş & Siyez, 2010), Egito (Kader & Eissa, 2016), Chile (Ossa-Cornejo et al., 2019) e Itália (Vecchione & Vacca, 2021). No geral, a escala possui boas propriedades psicométricas (para revisão ver Vicent et al., 2019), embora nem todos com a mesma estrutura fatorial proposta por Flett et al. (2016) e o mesmo número de itens. Por exemplo, o estudo de McCreary et al. (2004) realizado com crianças afro-americanas chega a uma solução de três fatores e à sugestão de uso do instrumento com 14 itens e não os 22 itens originais. O'Connor et al. (2009) também propuseram uma versão da CAPS com 14 itens apenas, removendo os itens com pontuação reversa (escritos na forma negativa). Donachie et al. (2018) chegaram a uma versão da CAPS com 10 itens (04 de PAO e 06 para PSP) para uso em adolescentes no contexto do esporte.

Mais recentemente, Bento et al. (2020) propuseram uma versão curta da CAPS, a CAPS-SF (*short version*), para a população portuguesa, composta por 4 itens para avaliação do PAO e cinco itens para avaliação do PSP. Os autores retiraram do instrumento os itens com pontuação reversa, além de terem adotado um critério rigoroso para escolha dos itens que comporiam a versão curta baseado na carga fatorial dos itens advinda do estudo anteriormente realizado em amostra portuguesa (Bento et al., 2014). O estudo foi realizado com uma amostra de 756 adolescentes de escolas públicas e privadas de Portugal, com idades entre os 9 e os 18 anos. A CAPS-SF apresentou uma boa confiabilidade e uma estrutura interna composta por dois fatores (PAO e PSP) com itens carregando adequadamente em cada um deles. Neste mesmo estudo, a CAPS-SF foi considerada como tendo estrutura invariante para o grupo etário mais jovem e mais velho (Bento et al., 2020). A CAPS-SF, desenvolvida por Bento et al. (2020), foi adaptada por Marcellina e Lubis (2022) em uma amostra de adolescentes indonésios. Os resultados do estudo apontaram adequação da solução de dois fatores para a versão curta da CAPS, com bons índices de ajuste e níveis satisfatórios de

confiabilidade para ambas as dimensões. Vecchione e Vacca (2021) também chegaram a uma versão curta da CAPS para amostras italianas. O estudo envolveu 830 estudantes de escolas públicas da Itália, com idades entre os 10 e os 18 anos. A versão de 14 itens proposta pelos autores foi considerada invariante entre as séries escolares (ensinos fundamental e médio). Por fim, Zhou et al. (2024) apresentaram uma versão com 15 itens para jovens chineses. O estudo envolveu 3510 estudantes chineses, entre os 11 e os 18 anos. Esta versão apresentou bons índices de consistência interna e permaneceu invariante quando se considerou o gênero e a série escolar.

Como apresentado anteriormente, diferentes versões curtas para a CAPS têm emergido especialmente nos últimos 5 anos. As versões curtas da CAPS têm em comum a eliminação dos itens escritos na negativa que costumam gerar problemas para a estrutura fatorial do instrumento (ver Vicent et al., 2019). Bento et al. (2020) defendem que versões mais curtas de instrumentos destinados a crianças e adolescentes são benéficas, uma vez que aumentam a probabilidade de respostas com menos vieses por dificuldades na compreensão do item e estruturas fatoriais mais comparáveis entre os mais novos e os mais velhos. Ademais, entende-se que instrumentos mais curtos e de rápida aplicação poderiam ser úteis em contextos em que as limitações de tempo poderiam impossibilitar o uso de determinadas medidas (pesquisas de levantamento com protocolos extensos, monitoramento de eficácia de tratamentos na clínica ou mesmo para alguns contextos hospitalares e de saúde) (Bento et al., 2020).

Assim, o presente estudo se insere no cenário atual de desenvolvimento de versões curtas da CAPS, explorando as propriedades psicométricas de uma nova versão curta da CAPS para jovens portugueses. O estudo pretende investigar a estrutura interna desta versão curta da CAPS, levantar os seus índices de confiabilidade e verificar a validade externa da escala com importantes desfechos presentes no contexto escolar. Ademais, e acrescentando informações ao estudo de Bento et al. (2020) pretende-se investigar a invariância desta versão da CAPS considerando o gênero e a faixa etária. Espera-se que esta versão curta da CAPS apresente estrutura fatorial

compatível com as demais versões da escala em língua portuguesa (Araújo et al., 2023; Bento et al., 2014 e 2020), bons índices de consistência interna e seja invariante por gênero e idade.

## Método

O presente trabalho faz parte de um conjunto de investigações adicionais que fazem parte do estudo *Health Behaviour in School-aged Children* (HBSC) que se realiza em Portugal desde 1998, de 4 em 4 anos incluindo participantes de todo o país, do 6º, 8º e 10º anos de escolaridade (Gaspar et al., 2022; Matos et al., 2000-2018). O estudo HBSC está integrado numa rede internacional colaborativa da Organização Mundial de Saúde ([www.hbsc.org](http://www.hbsc.org)). O projeto foi aprovado pelo Comitê de Ética da Secretaria Municipal de Educação do Município de Loures (Portugal).

## Participantes

De acordo com o protocolo de aplicação do questionário *Health Behaviour in School-aged Children* (HBSC) (Currie et al., 2011), a técnica de escolha da amostra foi o *cluster sampling*, onde o “cluster”, ou unidade de análise, foi a turma. Foram selecionados 9 agrupamentos de escolas do ensino regular e profissional do município de Loures (Portugal), perfazendo um total de 77 turmas. Responderam ao protocolo completo do estudo 1074 adolescentes, do 6º (22.3%), do 8º (22.3%), do 10º (24.4%) e do 12º (31.0%) ano de escolaridade, com uma média de idades de 14.61 anos (DP=2.46), compreendidas entre os 10 e os 20 anos. A maioria do gênero feminino (51.0%). No entanto, a amostra final do presente estudo foi de 835 estudantes, 28.7% do 8º, 31.4% do 10º e 39.9% do 12º ano de escolaridade, sendo 53% do gênero feminino e com uma média de idade de 15.58 anos (DP=1.81). Duzentos e trinta e sete participantes da amostra inicial foram excluídos por não terem completado a CAPS, principal instrumento do presente estudo, e 2 participantes foram excluídos porque tinham menos de 12 anos de idade e foram considerados outliers. A composição demográfica da amostra final foi, contudo, bastante semelhante àquela da amostra inicial. A amostra final do estudo foi dividida em dois grupos etários: adolescentes mais novos, que inclui os participantes com idades entre os 12 e os 15 anos (n=411), e os adolescentes

mais velhos, que inclui os participantes com idades entre os 16 e os 20 anos (n=424). Esta divisão foi feita para se testar a hipótese de invariância da CAPS em grupos etários distintos.

## Instrumentos

- *The Child-Adolescent Perfectionism Scale - Short Form* (CAPS-SF): foi utilizada uma versão reduzida da CAPS, baseada na versão completa do instrumento adaptada ao português brasileiro (Araújo et al., 2023). Em sua versão longa, a CAPS é um instrumento de autorrelato que possui 22 itens, respondidos através de uma escala de *Likert* de 5 pontos, e avaliam as duas dimensões do perfeccionismo, conforme proposto por Flett et al. (2016), o auto-orientado (12 itens; ex.: “Tento ser perfeito em tudo o que faço”) e o socialmente prescrito (10 itens; ex.: “Minha família espera que eu seja perfeito”). Em sua versão completa para o português brasileiro, a solução de duas dimensões apresentou bons índices de ajuste e foi invariante comparando meninos e meninas. Ademais, o padrão de correlações encontrado entre a CAPS e uma medida de sintomas psicológicos aponta para a validade externa do instrumento. A consistência interna, avaliada por meio do alfa de Cronbach, foi de .87 para o perfeccionismo auto-orientado e de .86 para o perfeccionismo socialmente prescrito, índices considerados adequados para ambas as dimensões (Araújo et al., 2023).

Para se chegar à versão curta da CAPS usada no presente estudo, seguiu-se as recomendações de Stöber e Joormann (2001), usadas por Bento et al. (2020) no desenvolvimento de uma versão curta do mesmo instrumento, a CAPS, com amostra portuguesa, a saber: 1) seleção dos itens da versão completa da escala com cargas fatoriais maiores do que .65, o que ajudaria a assegurar correlações mais elevadas entre a versão longa e a versão curta da escala; 2) selecionar os itens do instrumento original que mais capturem a essência das dimensões no que se refere à sua representatividade teórica; e 3) evitar o uso dos itens com pontuação reversa na escala a fim de facilitar a compreensão e a leitura por parte de crianças e jovens. O estudo de Araújo et al. (2023), com adolescentes brasileiros, foi usado como base para a seleção dos itens para a versão curta do presente estudo. Dos nove itens da versão curta proposta por Bento et al. (2020), apenas o item 21 (“Sinto que as pessoas

esperam muito de mim”) não foi incluído por ter carga fatorial abaixo de .60 na versão brasileira de Araujo et al. (2023). Nesse sentido, a versão curta da CAPS, cujas propriedades psicométricas foram verificadas no presente estudo, ficou com 8 itens, sendo 4 itens relativos ao perfeccionismo auto-orientado (itens 1, 14, 16 e 22 da versão completa) e 4 itens referentes ao perfeccionismo socialmente prescrito (itens 5, 8.13 e 15). Esta versão será chamada a partir de agora de CAPS-8.

- Satisfação com a escola: foi avaliada pela Cantril Ladder – uma escala que se apresenta como uma escada adaptada de Cantril (1965) e que é constituída por onze degraus, onde o degrau mais baixo corresponde a muita insatisfação com a escola e o degrau 10 a muita satisfação com a escola. Os resultados obtidos podem variar entre 0 e 10 pontos.

- Percepção dos professores sobre a capacidade acadêmica dos estudantes: foi avaliada através de uma escala do tipo *Likert* de 4 pontos: 1 – Muito boa; 2 – Boa; 3 – Média; 4 – Inferior à média (Protocolo HBSC 2018, Matos et al, 2018).

- Expectativa de futuro: foi avaliada pela Cantril Ladder – uma escala que se apresenta como uma escada adaptada de Cantril (1965) e que é constituída por onze degraus, onde o degrau mais baixo corresponde a muito má expectativa e o degrau 10 a muito boa expectativa de futuro. Os resultados obtidos podem variar entre 0 e 10 pontos.

- Relação com os professores: foi avaliada por uma escala constituída por três itens (Protocolo HBSC 2022, Gaspar et al., 2022). Os resultados obtidos podem variar entre 3 e 15 pontos, com o valor mais alto como indicador de muito boa relação.

### Procedimento para a coleta de dados

A coleta realizou-se entre os meses de outubro e dezembro de 2023. A participação das escolas e dos estudantes esteve atrelada à concordância com um termo de consentimento, em que se garantia aos estudantes que a sua adesão seja voluntária e anônima. Os questionários foram ministrados *online*, com utilização do *Google Forms*. Foi enviado, via e-mail, para a direção de todas as escolas participantes uma carta dirigida ao Diretor, apresentando o estudo bem como os procedimentos com os links correspondentes a cada ano de

escolaridade, uma senha para cada uma das turmas participantes (sem a senha não seria possível o preenchimento do questionário), e o formulário do pedido de consentimento informado para entregar aos pais/encarregados de educação.

Antes do preenchimento dos questionários informava-se que a resposta era voluntária, confidencial e anônima. O questionário de autopreenchimento foi realizado em sala de aula, sob supervisão do professor, que não deveria interferir, e deveria ser preenchido entre 60-90 minutos.

### Procedimentos para análise dos dados

A validade de estrutura interna da CAPS-8 foi testada usando a Análise Fatorial Confirmatória (AFC). Foi testada uma solução de dois fatores, conforme encontrada na versão completa da escala para adolescentes brasileiros (Araújo et al., 2023) e para a versão curta de nove itens para adolescentes portuguesas (Bento et al., 2020). A análise foi implementada utilizando o método de estimação *Robust Diagonally Weighted Least Squares* (RDWLS), adequado para dados categóricos (DiStefano & Morgan, 2014; Li, 2016). Os índices de ajuste utilizados foram:  $\chi^2$ ;  $\chi^2/\text{gl}$ ; *Comparative Fit Index* (CFI); *Tucker-Lewis Index* (TLI); *Standardized Root Mean Residual* (SRMR) e *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA). Valores de  $\chi^2$  não devem ser significativos; a razão  $\chi^2/\text{gl}$  deve ser  $\leq$  que 5 ou, preferencialmente,  $\leq$  que 3; Valores de CFI e TLI devem ser  $\geq$  que .90 e, preferencialmente  $\geq$  de .95; Valores de RMSEA devem ser  $\leq$  que .08 ou, preferencialmente  $\leq$  que .06, com intervalo de confiança (limite superior)  $\leq$  .10 (Brown, 2015). Para estimar a consistência interna da CAPS-8 foram calculados o Alfa de Cronbach e o Ômega de McDonald.

Foi realizada uma análise fatorial confirmatória multigrupo (AFCMG) com o objetivo de investigar a invariância da CAPS-8 para meninos e meninas e para os dois grupos etários do estudo (adolescentes mais novos e mais velhos). A análise foi implementada utilizando o método de estimação *Robust Diagonally Weighted Least Squares* (RDWLS), adequado para dados categóricos (DiStefano & Morgan, 2014; Li, 2016). A AFCMG avaliou a invariância da medida em três modelos, a saber: configural, métrico e escalar. O modelo 1 (invariância configural) avaliou se

Tabela 1. Índices de ajuste do modelo de dois fatores da CAPS-8

	$\chi^2$ (gl)	$\chi^2$ /gl	CFI	TLI	SRMR	RMSEA (90% IC)
Modelo 1	109.9** (19)	5.78	.999	.999	.023	.076 (.062 – .090)

Nota.  $\chi^2$ =qui-quadrado; gl=graus de liberdade; CFI=Comparative Fit Index; TLI=Tucker-Lewis Index; SRMR=Standardized Root Mean Square Residual; RMSEA=Root Mean Square Error of Approximation; \*\*  $p < .001$ .

a configuração da escala (número de fatores e itens por fator) era aceitável para os grupos utilizados. O modelo 2 (invariância métrica) analisou se as cargas fatoriais dos itens poderiam ser consideradas equivalentes entre os grupos. O modelo 3 (invariância escalar) investigou se o nível de traço latente necessário para endossar as categorias dos itens (*thresholds*) eram equivalentes entre os grupos (Cheung & Rensvold, 2002). Para avaliação do modelo configural, os índices de ajuste utilizados foram: *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA), *Standardized Root Mean Square Residual* (SRMR), *Comparative Fit Index* (CFI) e *Tucker-Lewis Index* (TLI). Valores de CFI e TLI devem ser  $\geq$  que .90 e, preferencialmente  $\geq$  de .95; Valores de RMSEA devem ser  $\leq$  que .08 ou, preferencialmente  $\leq$  que .06, com intervalo de confiança (limite superior)  $\leq$  .10 (Brown, 2015). A invariância da medida foi avaliada utilizando o teste de diferença do CFI ( $\Delta$ CFI, Cheung & Rensvold, 2002). Se, ao fixar um parâmetro, for encontrada redução significativa nos índices de CFI ( $\Delta$ CFI > .01), a invariância da medida não pode ser acatada (Cheung & Rensvold, 2002).

A normalidade dos escores de perfeccionismo foi avaliada por meio do teste Shapiro-Wilk. Os resultados demonstraram que a distribuição de ambas as dimensões de perfeccionismo não foi normal [S-W(834)=.949,  $p < .001$  para PAO; S-W(834)=.939,  $p < .001$  para PSP]. A fim de comparar os níveis de perfeccionismo entre meninos e meninas e entre os adolescentes mais velhos e os mais novos, o teste não paramétrico de Mann-Whitney foi utilizado considerando os desvios de normalidade encontrados. Diferenças estatisticamente significativas entre os grupos foram consideradas quando  $p < .05$ . O tamanho do efeito foi estimado pelo  $d$  de Cohen. Tamanhos de efeito menores do que .20 são considerados irrisórios, entre .21 e .39 são tidos como pequenos; entre .40 e .79 são moderados e acima de .80 são elevados (Field, 2024).

O coeficiente de correlação zero-ordem de Pearson foi utilizado para verificar as associações

entre as duas dimensões de perfeccionismo e as demais variáveis de percepção do contexto escolar incluídas no estudo. Foi utilizado o *bootstrapping*, com intervalos de confiança baseados em 1000 reaplicações, a fim de corrigir para os desvios de normalidade encontrados (Haukoos & Lewis, 2005). Todas as análises foram realizadas no software estatístico JASP (versão 0.18.3) (JASP Team, 2024).

## Resultados

### Análise Fatorial Confirmatória da CAPS-8

A estrutura de duas dimensões (perfeccionismo auto-orientado, PAO; e perfeccionismo socialmente prescrito, PSP) apresentou adequados índices de ajuste em seu conjunto. Embora, conforme pode ser visto na Tabela 1, os valores de qui-quadrado tenham sido significativos e a razão qui-quadrado por graus de liberdade tenha sido limítrofe (5.78), considerando o limite de <5, indicado por Brown (2015), os índices de CFI, TLI, SRMR e RMSEA suportaram o modelo de duas dimensões (Brown, 2015). A correlação entre os dois fatores foi de .830 (IC 95%=.807-.852) ( $p < .001$ ), indicando que os dois fatores não são tão diferenciados. A Tabela 2 apresenta as cargas fatoriais para a solução de dois fatores, bem como os coeficientes de consistência interna para cada uma das dimensões.

Tabela 2. Cargas fatoriais e índices de consistência interna do modelo de duas dimensões

CAPS	Itens*	Cargas fatoriais
Fator 1.	1	.877
Perfeccionismo auto-orientado	14	.887
$\alpha = .923$	16	.940
$\omega = .915$	22	.895
Fator 2.	5	.925
Perfeccionismo socialmente prescrito	8	.885
$\alpha = .944$	13	.955
$\omega = .937$	15	.939

Nota.  $\alpha$ =Alfa de Cronbach;  $\omega$ =Ômega de McDonald; \*numeração dos itens conforme se encontram na versão completa de Araujo et al. (2023).

Tabela 3. Equivalência da CAPS-8 entre gênero e grupo etário

Modelos	RMSEA (90% IC)	SRMR	TLI	CFI	$\Delta$ CFI
Gênero					
Invariância configural	.091 (.077-.105)	.029	.999	.999	-
Invariância métrica	.085 (.072-.099)	.030	.999	.999	.000
Invariância escalar	.067 (.056-.079)	.029	.999	.999	.000
Grupo etário					
Invariância configural	.080 (.066-.095)	.027	.999	.999	-
Invariância métrica	.082 (.069-.095)	.028	.999	.999	.000
Invariância escalar	.057 (.045-.069)	.027	.999	.999	.000

Nota.  $\Delta$ =diferenças entre o modelo atual e o anterior.

As cargas fatoriais foram elevadas para todos os itens (acima de .80), assim como os coeficientes alfa de Cronbach e Ômega de McDonald que alcançaram estimativas superiores a .90 para ambas as dimensões. A correlação entre as duas dimensões de perfeccionismo foi de .759 ( $p < .001$ ).

### Análise Fatorial Confirmatória Multigrupo da CAPS-8 e comparação entre os grupos

A Tabela 3 apresenta os resultados da análise de invariância da CAPS-8 considerando o gênero (meninos e meninas) e o grupo etário (adolescentes mais novos e mais velhos). Com relação à invariância configural do instrumento entre meninos e meninas, os resultados dos índices de ajuste foram um pouco contraditórios. Enquanto, o valor do teste de qui-quadrado [ $\chi^2(38)=163.14$ ,  $p < .001$ ;  $\chi^2/gf=4.3$ ] foi significativo, o que indicaria, a nível de ajuste absoluto, um modelo não invariante, o valor da razão qui-quadrado por grau de liberdade ficou dentro do limite de  $< 5$ , indicado por Brown (2015).

O uso do teste do qui-quadrado como indicador de ajuste de um modelo tem sido questionado por diferentes autores porque ele tende a superestimar a discrepância entre os índices de ajuste de modelos aninhados em amostras grandes (Cheung & Rensvold 2002; Davidov et al., 2014). Os demais índices de ajustes para a invariância configural, conforme pode ser visto na Tabela 3, ficaram dentro dos critérios propostos por Rutkowski e Svetina (2014) para avaliação do ajuste geral e relativo de análises fatoriais confirmatórias multigrupos para dados ordinais categóricos, ou seja, CFI e TLI  $> .95$  como razoáveis, e ponto de corte do RMSEA em torno de .10. Com relação à invariância dos modelos mais restritivos (métrica e escalar), os valores do  $\Delta$ CFI foram menores tanto do que o limite sugerido por Cheung e Rensvold (2002), que é de uma mudança

não maior do que .01 no CFI, quanto por Rutkowski e Svetina (2014), que é de uma mudança no CFI que não ultrapasse .02 entre os modelos menos restritivos e mais restritivos. Assim, pode-se considerar que a invariância da medida entre meninos e meninas foi encontrada.

No que se refere à invariância configural entre os adolescentes mais novos e mais velhos, o valor do teste de qui-quadrado [ $\chi^2(38)=139.67$ ,  $p < .001$ ;  $\chi^2/gf=3.67$ ] foi significativo, o que indicaria, a nível de ajuste absoluto, um modelo não invariante, embora o valor da razão qui-quadrado por grau de liberdade tenha ficado dentro do limite de  $< 5$ , indicado por Brown (2015). Os demais índices de ajuste para o modelo menos restritivo (configural), ficaram todos dentro dos limites considerados adequados (Rutkowski & Svetina, 2014). A comparação entre modelos mais restritivos (invariância escalar e métrica) e menos restritivos apontou para uma mudança no CFI menor do que .02 e também .01 (Cheung & Rensvold, 2002; Rutkowski & Svetina, 2014), o que nos permite concluir pela invariância da CAPS-8 entre os adolescentes mais novos (12 a 15 anos) e os mais velhos (16 a 20 anos).

Considerando que os resultados apontam para a invariância da CAPS-8 entre meninos e meninas e entre adolescentes mais velhos e mais novos, procedeu-se a uma análise de comparação entre esses grupos a fim de investigar a existência de diferenças nos níveis de perfeccionismo entre eles. A Tabela 4 apresenta as estatísticas descritivas das duas dimensões de perfeccionismo por grupos.

Foi realizado um teste de Mann-Whitney com o objetivo de investigar em que medida os níveis de PAO e o PSP eram equivalentes entre meninos e meninas e entre os adolescentes mais velhos e mais novos. Os resultados demonstraram que para o PAO as meninas apresentam pontuações significativamente mais elevadas do que os

Tabela 4. Estatísticas descritivas das duas dimensões do perfeccionismo por grupo etário e gênero

	Grupo	N	M	DP	EP
PAO	Meninas	429	13.11	4.38	.21
	Meninos	373	12.21	4.66	.42
	+ Novos	411	12.63	4.65	.22
	+ Velhos	424	12.66	4.46	.21
PSP	Meninas	429	12.38	4.41	.21
	Meninos	373	11.77	4.69	.24
	+Novos	411	12.41	4.56	.22
	+Velhos	424	11.82	4.55	.22

Nota. PAO- perfeccionismo auto orientado; PSP – perfeccionismo socialmente prescrito; M=média; DP – desvio-padrão; EP- erro-padrão

meninos, embora com tamanho de efeito pequeno ( $W=70386.000$ ,  $p=.003$ ;  $d=.20$ ). Isso não foi encontrado para o PSP, em que as diferenças entre meninos e meninas não foram estatisticamente significativas ( $W=74201.500$ ,  $p=.073$ ;  $d=.13$ ). No que se refere aos grupos etários, não foram encontradas diferenças estatisticamente significativas para o PAO entre os mais novos e os mais velhos ( $W=87068.000$ ,  $p=.985$ ,  $d=.01$ ), porém os meninos mais novos tiveram níveis mais elevados em PSP do que os menos velhos, sendo esta diferença estatisticamente significativa com tamanho de efeito irrisório ( $W=94086.500$ ,  $p=.043$ ,  $d=.13$ ).

### Correlações da CAPS-8 com variáveis externas

A Tabela 5 apresenta as correlações entre o PAO e o PSP com as variáveis associadas à percepção dos adolescentes sobre algumas experiências associadas ao contexto escolar.

Como pode ser visto na Tabela 5, as dimensões de perfeccionismo não tiveram associações significativas com a percepção dos estudantes sobre o seu relacionamento com os professores. No que se refere à percepção da capacidade acadêmica, tanto o PAO quanto o PSP tiveram associações significativas e negativas com esta variável, ainda que fracas. Isso indica que os adolescentes mais perfeccionistas são percebidos pelos seus professores como tendo menos capacidade acadêmica quando comparados aos menos perfeccionistas. No que concerne às associações entre as duas dimensões de perfeccionismo e a percepção de satisfação escolar e a expectativa de futuro, os resultados encontrados apontam para correlações significativas e positivas, embora de pequena magnitude. Esses resultados nos permitem concluir que adolescentes com níveis mais elevados de perfeccionismo sentem-se mais

Tabela 5. Correlações entre perfeccionismo e variáveis da percepção do estudante sobre o contexto escolar (n=835)

	PAO	PSP
Relação com professores	-.002	-.029
Capacidade acadêmica	-.185*	-.127*
Satisfação com a escola	.165*	.108*
Expectativa de futuro	.217*	.149*

Nota. \*  $p<.001$

satisfeitos com a escola e possuem expectativas mais positivas para o seu futuro quando comparados aos menos perfeccionistas.

### Discussão

O presente trabalho teve como objetivo principal a investigação das propriedades psicométricas de uma versão curta para a CAPS em uma amostra de jovens portugueses. Mais especificamente, pretendeu-se levantar as evidências de validade pela análise da estrutura interna da escala, validade com medidas externas e consistência interna do instrumento. Ademais, o estudo pretendeu investigar se esta versão curta da CAPS seria invariante entre os gêneros e os grupos etários (adolescentes mais novos e mais velhos). Este estudo se insere em um cenário de expansão do interesse pelas manifestações do perfeccionismo na infância e adolescência (Curran & Hill, 2019; Flett et al., 2002; Stornelli et al., 2009)), em que o desenvolvimento de versões curtas de instrumentos amplamente utilizados para esta faixa etária, como a CAPS, tem sido de interesse crescente entre os pesquisadores da área (Bento et al., 2020). Os principais resultados encontrados serão discutidos nos parágrafos seguintes.

No que se refere à validade de estrutura interna, a CAPS-8, versão curta da CAPS testada no presente estudo, apresentou bons índices de ajuste para o modelo de dois fatores, com quatro itens de

PSP e quatro itens de PAO. Esses resultados são coerentes com aqueles encontrados para as versões curtas e longas da escala em língua portuguesa, como pode ser visto em Araujo et al. (2023) para a versão longa da escala em português brasileiro e em Bento et al. (2014 e 2020) para as versões longas e curta, respectivamente, no português de Portugal. O estudo de Marcellina e Lubis (2022), em que a versão curta da CAPS desenvolvida por Bento et al. (2020) foi adaptada para uso em adolescentes indonésios, também apontou por uma solução de dois fatores, como originalmente proposto para o instrumento por Flett et al. (2016). Não obstante, os demais estudos realizados com versões curtas da CAPS, tais como o de O'Connor et al. (2009), o de McCreay et al. (2004), o de Vecchione e Vacca (2021) e o de Zhou et al. (2024) apontam para uma estrutura de três dimensões, em que o PAO se divide em duas dimensões, o crítico e o esforço. Em todos os estudos citados neste parágrafo, com versões curtas da CAPS, a média de idade dos participantes foi semelhante (variando entre os 11 e os 18 anos). Ainda, para todos estes trabalhos a análise fatorial confirmatória foi utilizada como estratégia estatística de investigação da estrutura interna do instrumento, sendo que para a maior parte dos estudos foi utilizado o estimador *Maximum Likelihood Robust* (MLR). Assim, é possível supor que as diferentes estruturas encontradas poderiam ser explicadas pelo idioma e por especificidades culturais que poderiam incidir sobre a expressão do perfeccionismo nos jovens. Como afirmam Curran e Hill (2019), elementos sociais e culturais, como o estilo parental, os valores sociais, o cenário político-econômico e educacional, podem afetar o desenvolvimento e a manutenção do perfeccionismo.

O presente estudo também encontrou índices elevados de consistência interna para a CAPS-8, valores esses mais elevados do que os reportados no estudo de Bento et al. (2020) também em amostras portuguesas. Esses resultados são compatíveis com as estimativas médias de consistência interna de .84 encontradas para as versões longas da CAPS e relatadas na revisão feita por Vicent et al. (2019).

Com relação à tentativa de investigar a invariância da CAPS-8 entre meninos e meninas e entre adolescentes mais novos e mais velhos, os

resultados encontrados apontam para a invariância total (configural, métrica e escalar) da escala, usando como critério de decisão o valor do  $\Delta CFI$  (Cheung & Rensvold, 2002; Rutkowski & Svetina, 2014), tanto quando se considera o gênero quanto quando a faixa etária é considerada. Mesmo que os valores de RMSEA tenham ficado acima de .90 para alguns dos modelos testados, eles nunca ultrapassaram o limite de 1.00, como indicado por Rutkowski e Svetina (2014). A existência de invariância entre os grupos é importante, na medida em que isto possibilita que a comparação das médias entre eles leve a interpretações não enviesadas decorrentes de funcionamento diferencial da medida entre grupos com características distintas (Meuleman et al., 2021). Nossos achados vão ao encontro daqueles relatados nos estudos de Bento et al. (2020), Vecchione e Vacca (2021) e Zhou et al. (2024), em que versões curtas da CAPS foram consideradas invariantes por gênero, série escolar e faixa etária.

Por fim, buscou-se estabelecer a validade externa na CAPS-8 através das associações com variáveis do contexto escolar. Os resultados encontrados apontam para correlações modestas, embora, em sua maioria, significativas, indicando a validade externa do instrumento. As únicas correlações que não alcançaram significância estatística foram entre as duas dimensões do perfeccionismo e a percepção de relação com os professores. É fato que o perfeccionismo afeta a forma como as relações sociais são vividas e percebidas. Em geral, perfeccionistas se percebem sendo constantemente avaliados e cobrados pelos outros, o que pode levar a um estresse e evitação das relações e a uma percepção de baixa satisfação ou qualidade em tais relações (Hewitt & Flett, 1991; Hewitt et al., 2017; Shim & Fletcher, 2012). Não obstante, esse padrão de resultados é comumente observado em adultos, que deliberadamente podem escolher deixar ou evitar consistentemente determinadas relações. Isso pode não se dar para crianças e adolescentes, especialmente no contexto da escola, uma vez que os jovens não podem deixar de interagir com os seus professores ou deixar de ir à escola porque não se sentem confortáveis ou satisfeitos com aquelas relações. Complementarmente a isso, uma vez que a coleta de dados aconteceu nas próprias escolas e, muitas vezes, conduzidas pelos professores, os

adolescentes podem não ter sido totalmente honestos quanto à sua real percepção de qualidade da relação com os professores, levando a uma tendência a respostas socialmente desejáveis e, portanto, reduzindo a variabilidade dos dados com consequente perda do poder de estimar correlações significativas.

No que se refere às associações que foram significativas, embora de baixa magnitude, alguns pontos dos resultados encontrados merecem destaque. Em primeiro lugar, era de se esperar que uma relação positiva fosse encontrada entre a expectativa de futuro e o perfeccionismo, como apontam os resultados do presente estudo. Perfeccionistas tendem a ser mais motivados a alcançar resultados melhores, se dedicam mais para obterem sucesso e evitam os fracassos, tendem a ter um senso de autoeficácia mais elevado e, portanto, maiores expectativas ou esperanças de um futuro melhor ou mais bem-sucedido (Bong et al., 2014; Damian et al., 2014; Einstein et al., 2000; Hewitt et al., 2002; Rice et al., 2016; Stoeber & Rambow, 2007). Portanto, os nossos resultados estão na mesma direção do que vem sendo apontado pela literatura da área. De forma semelhante, níveis mais elevados de perfeccionismo também se associam positivamente à percepção de satisfação com a escola, como observado no presente estudo. Embora possam se sentir pressionados a obterem notas mais elevadas, a ocuparem sempre as primeiras posições nas avaliações escolares, como são extremamente motivados a obterem resultados cada vez mais altos, perfeccionistas costumam manifestar apreço e satisfação pela escola, uma vez que são constantemente reforçados pelos professores pelos seus bons resultados (Bong et al., 2014; Damian et al., 2014; Einstein et al., 2000; Hewitt et al., 2002; Rice et al., 2016; Stoeber & Rambow, 2007). É importante considerar, entretanto, que a dedicação intensa às atividades escolares e o sentimento contínuo de que as expectativas sobre si estão cada dia mais elevadas, podem levar a maiores níveis de *burnout* acadêmico em perfeccionistas, com consequente impacto sobre a saúde mental dos adolescentes (Bong et al., 2014; Damian et al., 2014; Einstein et al., 2000; Hewitt et al., 2002; Rice et al., 2016; Stoeber & Rambow, 2007). Nesse sentido, estudos futuros poderiam incluir medidas de *burnout* acadêmico e considerar um

acompanhamento longitudinal destes alunos a fim de verificar se à medida que aumentam os níveis de *burnout* e sofrimento mental, diminuem os níveis de satisfação com a escola em perfeccionistas.

Finalmente, o presente estudo encontrou associações negativas entre a percepção de capacidade acadêmica pelos professores e os níveis de perfeccionismo. Este resultado, à primeira vista, parece ir na direção contrário de estudos prévios com crianças e adolescentes. Nestes, crianças e adolescentes perfeccionistas são percebidos pelos professores como bons alunos (melhor desempenho) e, no geral, com notas realmente mais elevadas, ou seja, maior capacidade acadêmica real, não apenas como reflexo da percepção dos professores (Bong et al., 2014; Damian et al., 2014; Einstein et al., 2000; Hewitt et al., 2002; Rice et al., 2016; Stoeber & Rambow, 2007). Dois pontos merecem destaque na tentativa de explicação destes resultados. Primeiramente, faz-se necessário considerar que a medida utilizada para avaliação da capacidade acadêmica não é uma medida de desempenho, como em outros estudos. Isso significa que a capacidade acadêmica real dos estudantes não foi mensurada, apenas a percepção desta através de relato de informantes. Como segundo ponto, é possível que a percepção de capacidade acadêmica dos estudantes pelos professores seja influenciada não apenas pelas notas ou resultados objetivos da avaliação dos alunos, mas envolvam também outros fatores, tais como a ansiedade de desempenho e a procrastinação. Perfeccionistas tendem a ter níveis elevados de ansiedade de desempenho, adotando comportamentos, por exemplo, de esquiva e evitação de situações em sala de aula, como apresentação de trabalhos ou resolução de problemas na frente de toda a turma, que poderiam ser vistos pelos professores como algo negativo (Bong et al., 2014; Damian et al., 2014; Einstein et al., 2000; Hewitt et al., 2002; Rice et al., 2016; Stoeber & Rambow, 2007). Da mesma maneira, níveis elevados de perfeccionismo podem se associar à procrastinação na realização de tarefas e atividades escolares que podem envolver chances elevadas de fracasso (Bong et al., 2014; Damian et al., 2014; Einstein et al., 2000; Hewitt et al., 2002; Rice et al., 2016; Stoeber & Rambow, 2007). Professores também podem perceber a procrastinação como algo a ser evitado e com

potenciais prejuízos no processo de aprendizagem, o que pode se associar à percepção da capacidade escolar do estudante.

Como principais limitações, aponta-se que apenas foram incluídos estudantes de escolas públicas, de ensino regular e não profissionalizante, o que poderia afetar a generalização dos resultados. Ademais, esta versão curta da CAPS foi testada apenas em adolescentes (pessoas acima de 12 anos), embora a versão longa da CAPS indique o instrumento para uso a partir dos 8 anos de idade. Outro ponto importante a se destacar com relação à amostra do estudo é a sua dispersão geográfica. Apesar de Portugal ser um país de extensão territorial reduzida, é possível que jovens de outras zonas do país apresentassem perfis e resultados distintos, por exemplo aqueles de zonas mais rurais ou afastadas dos principais centros urbanos do país. Estudos futuros podem suprir esta limitação ampliando a faixa etária de aplicação do instrumento, ao incluir crianças para o teste das suas propriedades psicométricas. Ainda, um estudo que incluísse adolescentes falantes de português, mas de realidades culturais distintas, como, por exemplo, de diferentes países, poderia ser importante para acumular mais evidências acerca da invariância da versão curta da CAPS em diferentes realidades culturais.

Em conjunto, os resultados apontam que a versão curta da CAPS utilizada neste estudo possui boas propriedades psicométricas, o que pode incentivar o seu uso em pesquisas com amostras mais diversificadas e de outras realidades sociais e culturais. Ainda, a existência de uma versão curta pode impulsionar estudos para o desenvolvimento de normas para o instrumento em populações gerais e clínicas, o que pode favorecer o seu uso para avaliação da eficácia e monitoramento de intervenções para perfeccionismo em crianças e adolescentes. Versões curtas de escalas de personalidade tendem a minimizar reações negativas, tais como tédio, fadiga e recusa, em diferentes respondentes, além de reduzir drasticamente a probabilidade de respostas descuidadas e desatentas (Credé et al., 2012). Ademais, o desenvolvimento de medidas simples, breves e com boas propriedades psicométricas para avaliar processos psicológicos adaptativos e mal adaptativos em jovens tem sido visto como uma tendência global de inclusão de instrumentos de

triagem que possam auxiliar na identificação do sofrimento precoce neste grupo etário em programas de prevenção e promoção da saúde psicológica (Florido et al., 2023). Assim, os resultados encontrados apontam para direções futuras importantes na pesquisa com o perfeccionismo em crianças e adolescentes e suas consequências na saúde e desfechos escolares.

## Referências

- Araújo, A. L. de C., Martins, P. S. R., Alvarenga, M. A. S., & Mansur-Alves, M. (2023). Adaptation and validity evidence of the Child-Adolescent Perfectionism Scale to Brazilian Portuguese. *Psicologia - Teoria e Prática*, 25(1), e15444. <https://doi.org/10.5935/1980-6906/eptppa15444.en>
- Bas, A. U., & Siyez D. M. (2010) Adaptation of The Child and Adolescent Perfectionism Scale to Turkish: The Validity and Reliability Study. *Elementary Education Online*, 9(3), 898-909. Recuperado de: [https://www.researchgate.net/profile/Digdem\\_Siyez/publication/268371623](https://www.researchgate.net/profile/Digdem_Siyez/publication/268371623)
- Bento, C., Pereira, A. T., Saraiva, J. M., & Macedo, A. (2014). Children and adolescent perfectionism scale: Validation in a Portuguese adolescent sample. *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 27(2), 307-316. <https://doi.org/10.1590/1678-7153.201427203>
- Bento, C., Pereira, A. T., Azevedo, J., Saraiva, J., Flett, G. L., Hewitt, P. L., & Macedo, A. (2020). Development and validation of a short form of the Child-Adolescent Perfectionism Scale. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 38(1), 20-32. <https://doi.org/10.1177/0734282919879834>
- Bong, M., Hwang, A., Noh, A., & Kim, S. I. (2014). Perfectionism and motivation of adolescents in academic contexts. *Journal of Educational Psychology*, 106(3), 711-729. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/a0035836>
- Brown, T. (2015). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research (2<sup>nd</sup> Ed.)*. Guilford Press.
- Cantril, H. (1965). *The pattern of human concerns*. Rutgers University Press.
- Castro, J., Gila, A., Gual, P., Lahortiga, F., Saura, B., & Toro, J. (2004). Perfectionism

- dimensions in children and adolescents with anorexia nervosa. *Journal of Adolescent Health*, 35, 392-398.  
<https://doi.org/10.1016/j.jadohealth.2003.11.094>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating Goodness-of-Fit Indexes for Testing Measurement Invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(2), 233–255.  
[https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902\\_5](https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5)
- Credé, M., Harms, P., Niehorster, S., & Gaye-Valentine, A. (2012). An evaluation of the consequences of using short measures of the Big Five personality traits. *Journal of Personality and Social Psychology*, 102(4), 874-888. <https://doi.org/10.1037/a0027403>
- Curran, T., & Hill, A. P. (2019). Perfectionism is increasing over time: A meta-analysis of birth cohort differences from 1989 to 2016. *Psychological Bulletin*, 145(4), 410. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/bul0000138>
- Currie, C., Levin, K. A., Kirby, J. L. M., Currie, D. B., van der Sluijs, W., & Inchley, J. C. (2011). *Health behaviour in school-aged children: World Health Organization collaborative cross-national study (HBSC): Findings from the 2010 HBSC survey in Scotland*. <https://research-repository.st-andrews.ac.uk/handle/10023/2076>
- Damian, L. E., Stoeber, J., Negru, O., & Băban, A. (2014). Perfectionism and achievement goal orientations in adolescent school students. *Psychology in the Schools*, 51(9), 960-971. <https://doi.org/10.1002/pits.21794>
- Davidov, E., Meuleman, B., Cieciuch, J., Schmidt, P., & Billiet, J. (2014). Measurement equivalence in cross-national research. *Annual Review of Sociology*, 40, 55-75. <https://doi.org/10.1146/annurev-soc-071913-043137>
- DiStefano, C., & Morgan, G. B. (2014). A Comparison of Diagonal Weighted Least Squares Robust Estimation Techniques for Ordinal Data. *Structural Equation Modeling*, 21(3), 425-438.  
<https://doi.org/10.1080/10705511.2014.915373>
- Donachie, T. C., Hill, A. P., & Hall, H. K. (2018). The relationship between multidimensional perfectionism and pre-competition emotions of youth footballers. *Psychology of Sport and Exercise*, 37, 33-42.  
<https://doi.org/10.1016/j.psychsport.2018.04.002>
- Douilliez, C., & Hénot, E. (2013). Mesures du perfectionnisme chez l'adolescent: Validation des versions Francophones de deux questionnaires. *Canadian Journal of Behavioural Science*, 45(1), 64–71.  
<https://doi.org/10.1037/a0022686>
- Einstein, D. A., Lovibond, P. F., & Gaston, J. E. (2000). Relationship between perfectionism and emotional symptoms in an adolescent sample. *Australian Journal of Psychology*, 52(2), 89-93.  
<https://doi.org/10.1080/00049530008255373>
- Field, A. (2024). *Discovering statistics using IBM SPSS statistics*. Sage publications limited.
- Flett, G. L., Hewitt, P. L., Besser, A., Su, C., Vaillancourt, T., Boucher, D., Munro, Y., Davison, L. A., & Gale, O. (2016). The Child–Adolescent Perfectionism Scale. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 34(7), 634–652.  
<http://doi.org/10.1177/0734282916651381>
- Flett, G. L., Hewitt, P. L., Oliver, J. M., & Macdonald, S. (2002). Perfectionism in children and their parents: A developmental analysis. In G. L. Flett, & P. L. Hewitt (Eds.), *Perfectionism: Theory, Research, and Treatment* (pp. 89–132). American Psychological Association.  
<http://doi.org/10.1037/10458-004>
- Flórido, S., Cunha, M., Galhardo, A., & Carreiras, D. (2024). Adaptação da Versão Portuguesa do Multidimensional Psychological Flexibility Inventory para Adolescentes: estrutura fatorial e propriedades psicométricas. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 72(2), 55-69.  
<https://doi.org/10.21865/RIDEP72.2.05>
- Gaspar, T., Guedes, F. B., Cerqueira, A., Matos, M. G., & Equipa Aventura Social. (2022). *A saúde dos adolescentes portugueses em contexto de pandemia - Dados nacionais do estudo HBSC 2022 (ebook)*.  
[https://aventurasocial.com/dt\\_portfolios/a-saude-dos-adolescentes-portugueses-em-contexto-de-pandemia-dados-nacionais-2022/](https://aventurasocial.com/dt_portfolios/a-saude-dos-adolescentes-portugueses-em-contexto-de-pandemia-dados-nacionais-2022/)

- Haukoos, J. S., & Lewis, R. J. (2005). Advanced statistics: Bootstrapping confidence intervals for statistics with “difficult” distributions. *Academic Emergency Medicine*, 12(4), 360-365. <https://doi.org/10.1197/j.aem.2004.11.018>
- Herman, K. C., Wang, K., Trotter, R., Reinke, W. M., & Ialongo, N. (2013). Developmental trajectories of maladaptive perfectionism among African American adolescents. *Child Development*, 84(5), 1633-1650. <https://doi.org/10.1111/cdev.12078>
- Hewitt, P. L., Caelian, C. F., Flett, G. L., Sherry, S. B., Collins, L., & Flynn, C. A. (2002). Perfectionism in children: Associations with depression, anxiety, and anger. *Personality and Individual Differences*, 32(6), 1049-1061. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(01\)00109-X](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(01)00109-X)
- 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://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0022-3514.60.3.456>
- Hewitt, P. L., Flett, G. L., Mikail, S. F., Kealy, D., & Zhang, L. C. (2017). Perfectionism in the therapeutic context: The perfectionism social disconnection model. In *The psychology of perfectionism* (pp. 306-330). Routledge.
- Kader, F. A. H. A., & Eissa, M. (2016). Psychometric properties of the Arabic version of The Child and Adolescent Perfectionism Scale in a sample of Egyptian adolescents. *International Journal of Psycho-Educational Sciences*, 5(1), 26-32. <https://www.journals.lapub.co.uk/index.php/per/article/view/250>
- Leone, E. M., & Wade, T. D. (2018). Measuring perfectionism in children: A systematic review of the mental health literature. *European Child and Adolescent Psychiatry*, 27(5), 553-567. <https://doi.org/10.1007/s00787-017-1078-8>
- Levine, S. L., Werner, K. M., Milyavskaya, M., & Green-Demers, I. (2019). Perfectionism in adolescents: Self-critical perfectionism as a predictor of depressive symptoms across the school year. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 38(1), 70-86. <https://doi.org/10.1521/jscsp.2019.38.1.70>
- Li, C. H. (2016). Confirmatory factor analysis with ordinal data: Comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares. *Behavioral Research Methods*, 48(3), 936-49. <https://doi.org/10.3758/s13428-015-0619-7>
- Limburg, K., Watson, H. J., Hagger, M. S., & Egan, S. J. (2017). The relationship between perfectionism and psychopathology: A meta-analysis. *Journal of Clinical Psychology*, 73(10), 1301-1326. <https://doi.org/10.1002/jclp.22435>
- Marcellina, S., & Lubis, F. Y. (2022). Indonesian adaptation and validation of the Child-Adolescent Perfectionism Scale – Short Form (CAPS-SF). *Jurnal Pengukuran Psikologi Dan Pendidikan Indonesia*, 11(1), 37-49. <https://doi.org/10.15408/jp3i.v11i1.24272>
- Matos, M. G., & Equipa Aventura Social. (2018). *A saúde dos adolescentes portugueses após a recessão. Relatório do estudo Health Behaviour in School Aged Children (HBSC) em 2018 (ebook)*. [https://aventurasocial.com/dt\\_portfolios/a-saude-dos-adolescentes-portugueses-em-tempos-de-recessao-2018/](https://aventurasocial.com/dt_portfolios/a-saude-dos-adolescentes-portugueses-em-tempos-de-recessao-2018/)
- Meuleman, B., Žóttak, T., Pokropek, A., Davidov, E., Muthén, B., Oberski, D. L., Billiet, J., & Schmidt, P. (2023). Why measurement invariance is important in comparative research. A response to Welzel et al.(2021). *Sociological Methods & Research*, 52(3), 1401-1419. <https://doi.org/10.1177/00491241221091755>
- McCreary, B. T., Joiner, T. E., Schmidt, N. B., & Ialongo, N. S. (2004). The structure and correlates of perfectionism in African American children. *Journal of Clinical Child and Adolescent Psychology*, 33(2), 313-324. [https://doi.org/10.1207/s15374424jccp3302\\_13](https://doi.org/10.1207/s15374424jccp3302_13)
- Morris, L., & Lomax, C. (2014). Assessment, development, and treatment of childhood perfectionism: A systematic review. *Child and Adolescent Mental Health*, 19(4), 225-234. <https://doi.org/10.1111/camh.12067>
- O'Connor, R.C., Dixon, D., Rasmussen, S. (2009). The structure and temporal stability of the Child and Adolescent Perfectionism Scale. *Psychological Assessment* 21(3), 437-443. <https://doi.org/10.1037/a0016264>

- Ossa-Cornejo, C., López-Fuentes, M., Martín, N. L. S., Palma-Luengo, M., & Pérez-Norambuena, J. S. (2019). Psychometric characteristics of the child-adolescent perfectionism scale (CAPS) in elementary school students of Chile. *Ciencias Psicológicas*, 13(2), 215-225.  
<https://doi.org/10.22235/cp.v13i2.1880>
- Pinheiro, M., Ferraz, A., Mansur-Alves, M., & Oshiro, C. (2024). O perfeccionismo e a autoeficácia acadêmica como preditores da procrastinação [Perfectionism and self-efficacy beliefs as procrastination predictors]. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 73(3), 105-122.  
<https://doi.org/10.21865/RIDEP73.3.08>
- Rice, K., Richardson, C., & Ray, M. (2016). Perfectionism in Academic Settings. In: Sirois, F., Molnar, D. (eds) *Perfectionism, Health, and Well-Being* (pp. 245-264). Springer, Cham.  
[https://doi.org/10.1007/978-3-319-18582-8\\_11](https://doi.org/10.1007/978-3-319-18582-8_11)
- Rutkowski, L., & Svetina, D. (2014). Assessing the hypothesis of measurement invariance in the context of large-scale international surveys. *Educational and Psychological Measurement*, 74(1), 31-57.  
<https://doi.org/10.1177/0013164413498257>
- Shim, S. S., & Fletcher, K. L. (2012). Perfectionism and social goals: What do perfectionists want to achieve in social situations?. *Personality and Individual Differences*, 52(8), 919-924.  
<https://doi.org/10.1016/j.paid.2012.02.002>
- Smith, M. M., Sherry, S. B., Ge, S. Y. J., Hewitt, P. L., Flett, G. L., & Baggle, D. L. (2022). Multidimensional perfectionism turns 30: A review of known knowns and known unknowns. *Canadian Psychology/Psychologie Canadienne*, 63(1), 16–31.  
<https://doi.org/10.1037/cap0000288>
- Stöber, J., & Joormann, J. (2001). A short form of the Worry Domains Questionnaire: Construction and factorial validation. *Personality and Individual Differences*, 31(4), 591-598.  
[https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(00\)00163-X](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(00)00163-X)
- Stoeber, J., & Rambow, A. (2007). Perfectionism in adolescent school students: Relations with motivation, achievement, and well-being. *Personality and Individual Differences*, 42(7), 1379-1389.  
<https://doi.org/10.1016/j.paid.2006.10.015>
- Stornelli, D., Flett, G. L., & Hewitt, P. L. (2009). Perfectionism, achievement, and affect in children: A comparison of students from gifted, arts, and regular programs. *Canadian Journal of School Psychology*, 24(4), 267-283.  
<https://doi.org/10.1177/0829573509342392>
- Vecchione, M., & Vacca, M. (2021). An Italian adaptation of the Child-Adolescent Perfectionism Scale: Testing measurement invariance across grade levels and exploring associations with academic achievement. *PLoS ONE*, 16(8), e0255814.  
<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0255814>
- Vicent, M., Inglés, C. J., Sanmartín, R., González, C., Delgado, B., & García-Fernández, J. M. (2019). Spanish validation of the child and adolescent perfectionism scale: Factorial invariance and latent means differences across sex and age. *Brain Sciences*, 9(11), 310.  
<https://doi.org/10.3390/brainsci9110310>
- Vicent, M., Inglés, C. J., Sanmartín, R., González, C., Jiménez-Ayala, C. E., & García-Fernández, J. M. (2020). Psychometric properties of the child and adolescent perfectionism scale in ecuadorian adolescents. *Journal of Affective Disorders*, 272, 176-182.  
<https://doi.org/10.1016/j.jad.2020.04.036>
- Yang, H., Hong, C., Tao, X., & Zhu, L. (2015). Revising the Child and Adolescent Perfectionism Scale: A test of the four-factor structure in a Chinese sample. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 48(3), 215-231.  
<https://doi.org/10.1177/0748175615578733>
- Zhou, Y., Zhang, Y., Tong, J., Chen, Z., & Guo, C. (2024). Validating an adapted version of the child and adolescent perfectionism scale: Testing factor structure and measurement invariance in Chinese adolescents. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 46(1), 182-190.  
<https://doi.org/10.1007/s10862-023-10105-0>