Instituto Superior Miguel Torga

Análise Psicométrica do Affective Style Questionnaire (ASQ): Evidências Preliminares na População Portuguesa

Dissertação
Mestrado em Psicologia Clínica
Especialização em Terapias Cognitivo-Comportamentais

Rute Ferreira Carvalho
Coimbra, 2025

MIGUEL TORGA

CIM RC
COMUNIDADE INTERMUNICIPAL
REGIÃO DE COIMBRA

Análise Psicométrica do *Affective Style Questionnaire (*ASQ): Evidências Preliminares na População Portuguesa

RUTE FERREIRA CARVALHO

Dissertação Apresentada ao ISMT para Obtenção do Grau de Mestre em Psicologia Clínica

Área de Especialização Terapias Cognitivo-Comportamentais

Orientador(a): Professora Doutora Teresa Carvalho

Coimbra, Julho de 2026

Agradecimentos

Expresso, em primeiro lugar, o meu profundo agradecimento à Professora Doutora Teresa Carvalho, pela excelência da sua orientação científica, mentoria e constante disponibilidade. O seu rigor e partilha de conhecimento foram pilares fundamentais para a minha evolução académica.

Ao grupo de investigação, agradeço o apoio, a entreajuda e as profícuas horas de trabalho partilhado. Estendo o meu agradecimento a todos os participantes neste estudo, cuja colaboração foi imprescindível para a concretização desta investigação.

Às minhas amigas, Ana Fernandes, Bruna Laranjo, Inês Barreiros, Eva Martins e Sofia Roque, o meu reconhecimento pelo companheirismo e presença constante ao longo desta jornada. Deixo também uma palavra de especial apreço à minha colega Margarida Fortuna, pela partilha de conhecimentos e incentivo durante a fase de redação deste documento.

Ao André Paranhos e à sua família, expresso a minha gratidão pelo acolhimento durante a minha estadia em Coimbra. Ao André, agradeço, de forma particular, o incentivo contínuo, a confiança e a motivação que me transmitiu ao longo de todo o processo.

Aos meus pais, António Carvalho e Rute Ferreira, devo a oportunidade de formação nesta área e o meu desenvolvimento pessoal. O meu mais sincero obrigado pelo apoio incondicional, compreensão e alicerce seguro que sempre representaram.

Ao meu irmão, Tiago Carvalho, e à minha cunhada, Andressa Carvalho, o meu agradecimento pela paciência e disponibilidade para me auxiliarem na organização de ideias em momentos de maior exigência.

Aos meus avós, Amélia Carvalho e António Carvalho, reconheço e agradeço o carinho e suporte constantes, tanto durante a minha vivência em Coimbra como no regresso ao Algarve.

Deixo uma sentida homenagem aos meus avós maternos, Alice Carvalho e Ernesto Martins (*in memoriam*), a quem dedico parte desta conquista.

A toda a minha restante família, o meu sincero obrigado.

Por fim, assinalo com especial alegria a futura chegada da minha sobrinha, Emily Carvalho, símbolo de renovada esperança e motivação na etapa final deste ciclo académico.

Resumo

Introdução: Os estilos afetivos operam no domínio da regulação emocional, funcionam como predisposições individuais para o uso de estratégias de regulação emocional adaptativas ou desadaptativas, com potencial impacto na saúde mental e na presença de psicopatologia. O *Affective Style Questionnaire* (ASQ) é um questionário de autorresposta breve, originalmente desenvolvido para medir os estilos afetivos Ocultar, Ajustar e Tolerar. Em algumas versões posteriores foi identificado um fator adicional, Conter.

Objetivo: O principal objetivo deste estudo foi fornecer resultados preliminares sobre a estrutura latente na versão portuguesa do ASQ, através da comparação de modelos com três e quatro fatores baseados em Hofmann & Kashdan (2010), Ito & Hofmann (2014), Jiang et al., (2018) e Costa (2020). Analisou-se também a validade convergente dos itens nos fatores, a validade discriminante dos fatores, a consistência interna e a fiabilidade teste-reteste.

Método: Utilizou-se uma amostra não-probabilística que incluiu 226 adultos recrutados na comunidade portuguesa. Um subgrupo de 32 participantes desta amostra permitiu analisar a estabilidade temporal do ASQ.

Resultados: Os resultados obtidos por análise fatorial confirmatória indicaram que o modelo tetrafatorial reespecificado de Ito e Hofmann (2014), com 16 itens e dois pares de resíduos correlacionados, apresentou o melhor ajustamento global, ainda que inferior ao recomendado. Todos os modelos apresentaram um ajustamento local apropriado. A validade convergente dos itens nos respetivos fatores revelou-se adequada na maioria dos modelos e, em todos estes, os fatores mostraram ser internamente consistente. A validade discriminante sugeriu uma reduzida diferenciação entre algumas dimensões, limitação esta consideravelmente atenuada no modelo com melhor ajustamento global. Neste modelo, os fatores revelaram-se temporalmente estáveis.

Discussão: Na globalidade, os dados fornecem suporte preliminar para a utilização da versão portuguesa do ASQ de acordo com a estrutura tetrafatorial com 16 itens proposta por Ito e Hofmann (2014), embora estudos futuros sejam necessários para clarificar a sua dimensionalidade.

Palavras-chave: Estilos afetivos, regulação emocional, *Affective Style Questionnaire* (ASQ), propriedades psicométricas, análise fatorial confirmatória.

Abstract

Introduction: Affective styles operate in the domain of emotional regulation, functioning as individual predispositions for the use of adaptive or maladaptive emotional regulation strategies, which have a potential impact on mental health and the presence of psychopathology. The Affective Style Questionnaire (ASQ) is a brief self-report measure originally developed to assess the affective styles of Concealing, Adjusting, and Tolerating. In some later versions, an additional factor, Holding, was identified.

Objectives: The primary aim of this study was to provide preliminary evidence regarding the latent structure of the Portuguese version of the ASQ by comparing three- and four-factor models based on Hofmann and Kashdan (2010), Ito and Hofmann (2014), Jiang et al. (2018), and Costa (2020). The study also examined item convergent validity within factors, discriminant validity among factors, internal consistency, and test–retest reliability.

Method: A non-probabilistic sample of 226 adults recruited from the Portuguese community was used. A subgroup of 32 participants from this sample enabled the analysis of the temporal stability of the ASQ.

Results: Confirmatory factor analysis indicated that the four-factor respecified model proposed by Ito and Hofmann (2014), comprising 16 items with two correlated residual pairs, demonstrated the best global fit, although it fell short of recommended thresholds. All models exhibited adequate local fit. Item convergent validity within the respective factors was adequate in most models, and all factors were internally consistent across models. Discriminant validity indicated insufficient differentiation among some dimensions, a limitation that was largely attenuate in the model with the best global fit. In this model, the factors were temporally stable.

Discussion: Overall, the data provide preliminary support for the use of the Portuguese version of the ASQ according to the 16-item four-factor structure proposed by Ito and Hofmann (2014), although future studies are needed to clarify its dimensionality.

***Keywords*:** Affective styles, emotional regulation, Affective Style Questionnaire (ASQ), psychometric properties, confirmatory factor analysis

Introdução

Os estilos afetivos constituem diferenças individuais consistentes e duradouras na reatividade e na regulação emocional (Davidson, 1998, 1992, 2000). O termo "estilos" refere-se a traços estáveis de personalidade no domínio emocional (Goursot et al., 2021). A reatividade (cronometria) emocional envolvida nos estilos afetivos define a forma com os indivíduos respondem aos estímulos e engloba: limiar da resposta (sensibilidade com que uma emoção é ativada), latência (tempo entre o estímulo e o início da resposta), magnitude ("pico" ou intensidade máxima) e tempo de ascensão ("*rise time*"). Uma desregulação destas características, como latência curta (respostas rápidas) e magnitude elevada (resposta intensa) são marcadores de vulnerabilidade à psicopatologia (e.g., perturbações do humor e de ansiedade; Davidson, 1998, 2000, 2003). Complementarmente, a regulação emocional permite amplificar, atenuar ou manter a força das respostas emocionais (Davidson, 1998). Refere-se aos processos (automáticos ou voluntários, conscientes ou inconscientes) através dos quais os indivíduos influenciam as emoções que sentem, quando as sentem e como as expressam, por forma a adequar a resposta emocional à situação experienciada e aos objetivos pretendidos (Aldao et al., 2010; Gross, 1998). O processo de regular as emoções desenrola-se através das seguintes etapas sequenciadas: seleção da situação, modificação da situação, direção da atenção, mudança cognitiva e modulação da resposta. As quatro primeiras envolvem estratégias focadas nos antecedentes (estratégias tomadas antes da expressão emocional ser totalmente ativada), enquanto a modulação faz uso de estratégias focadas na resposta (presentes após a ativação e manifestação das emoções) que visam influenciar a experiência emocional em curso (Gross, 1998).

Uma regulação emocional adaptativa requer flexibilidade em adequar as estratégias às exigências situacionais (Aldao et al., 2015). Tal flexibilidade exige sensibilidade contextual (i.e., perceção bem-sucedida das pistas contextuais e seleção de estratégias adequadas às pistas), um repertório extenso de estratégias quanto à sua quantidade e variabilidade, bem como recetividade ao *feedback* (i.e., monitorização do efeito do uso das estratégias e sua manutenção ou alteração de acordo com os objetivos pretendidos; Kalokerinos & Koval, 2024). Uma regulação emocional flexível revelou-se associada a maior saúde mental na generalidade (Bonanno et al., 2004). Por sua vez, estratégias emocionais utilizadas de forma rígida, não adequada às exigências situacionais, revelou-se empiricamente associada a um maior risco de perturbações

mentais e físicas (Panayiotou et al., 2018). Resultados metanalíticos sugerem que a predisposição ou traço para empregar certas estratégias potencialmente mal adaptativas (e.g., evitamento, supressão, ruminação) ao longo do tempo está mais fortemente associada a psicopatologia na globalidade, comparativamente ao uso de estratégias adaptativas (e.g., aceitação, reavaliação). A força de tal associação tende a variar em função das estratégias mal adaptativas especificas e do tipo de psicopatologia. Por exemplo, o evitamento e a ruminação foram mais fortemente associados com as perturbações do humor e de ansiedade, em comparação com as perturbações alimentares e perturbações por uso de substâncias (Aldao et al., 2010).

Numa perspetiva neurobiológica, os estilos afetivos, remetem para diferenças estáveis na sensibilidade a pistas (estímulos) de recompensa e de ameaça (punição) e nos circuitos cerebrais envolvidos na regulação das emoções (e.g., rapidez da reação a uma ameaça e celeridade na recuperação do estado emocional basal após um evento stressante). Estas diferenças fundamentam-se, essencialmente, na assimetria funcional no córtex pré-frontal (CPF) e na reatividade da amígdala. O CPF esquerdo desempenha um papel fundamental na facilitação de afetos positivos e na inibição da amígdala (Davidson, 2000, 2003; Davidson et al., 2000). Por sua vez, uma maior ativação do CPF direito está associada a maior sensibilidade à ameaça, a comportamentos de evitamento, e a uma recuperação emocional mais lenta (Davidson, 1998, 2003; Shackman et al., 2009).

A incapacidade de "desligar" a resposta emocional, ou seja, um défice na função de recuperação após a exposição a estímulos perturbadores, constitui um traço neurobiológico que prediz o risco de psicopatologia (Davidson, 1998, 2003). Esta falha na regulação descendente (*down-regulation*) da amígdala pelo CPF resulta na persistência exacerbada do afeto negativo, mesmo após a cessação do estímulo perturbador (Davidson, 2000; Davidson et al., 2000). A plasticidade destes componentes (CPF; amígdala) dos circuitos cerebrais da emoção, pode ser moldada através do treino de experiências associadas ao afeto positivo (e.g., treino de meditação), permitindo modificar respostas emocionais e potenciando a transição para um estilo afetivo mais positivo e resiliente (Davidson, 2003). A referida base neurobiológica dos estilos afetivos permite compreender a razão de certas tendências habituais de regulação das emoções se tornarem tão resistentes à mudança e tão determinantes para a saúde mental.

A literatura sugere uma integração funcional entre a regulação emocional e os estilos afetivos, pois ambos partilham substratos neurobiológicos comuns, como a assimetria do córtex pré-frontal e a ativação da amígdala (Davidson, 1998; Davidson et

al., 2000). Neste sentido, os estilos afetivos operam no domínio mais vasto da regulação emocional, funcionando como predisposições que determinam a forma como cada indivíduo utiliza as estratégias de regulação emocional. A referida arquitetura neurobiológica constitui o suporte que permite a implementação das etapas do processo de regulação emocional proposto por Gross (1998, 2015). Neste sentido, os estilos afetivos orientam a forma como os indivíduos utilizam habitualmente estratégias como a reavaliação cognitiva ou a supressão (Gross & John, 2003). Assim, os estilos afetivos mostraram-se preditores da utilização ou não, de estratégias de regulação emocional; por exemplo, os estilos Ajustar e Tolerar facilitam o acesso a tais estratégias (Lall, 2018). Adicionalmente, os estilos afetivos podem limitar a flexibilidade necessária para selecionar estratégias adequadas em função das exigências contextuais (Hofmann & Kashdan, 2010). De igual modo, a sensibilidade ao contexto, requisito essencial para uma regulação flexível (Kalokerinos & Koval, 2024), pode ser prejudicada pela sensibilidade neurobiológica intrínseca aos estilos afetivos (Davidson, 1998). Por exemplo, um traço caracterizado pela recuperação lenta face a eventos negativos pode comprometer a perceção bem-sucedida das pistas contextuais e determinar uma utilização rígida e inadequada de estratégias, que Panayiotou et al. (2017) e Bonanno et al. (2004) demostraram associar-se a menor bem-estar e a um maior risco de psicopatologia.

A referida relação entre o uso de estratégias mal adaptativas de regular as emoções (e.g., evitamento, supressão, ruminação) e psicopatologia foi corroborada por um estudo meta-analítico que sugere que a rigidez na utilização de tais estratégias é um fator de risco comum a diversas formas de psicopatologia (e.g., perturbações de ansiedade, do humor, do comportamento alimentar) apoiando a hipótese transdiagnóstica sobre o efeito de tal rigidez (Aldao et al., 2010).

Modelo Conceptual dos Estilos Afetivos de Hofmann e Kashdan: Desenvolvimento do *Affective Style Questionnaire* e Respetivo Contributo para o Conhecimento Empírico

Assente no constructo de estilos afetivos de Davidson (Davidson, 1998,1992, 2000), o modelo conceptual de Hofmann e Kashdan (2010) operacionalizou os estilos afetivos através das dimensões Ocultar (ocultação ou evitamento das respostas emocionais após a sua ativação), Ajustar (reajuste ou equilíbrio das emoções para uma adaptação bem-sucessiva às exigências do contexto) e Tolerar (atitude não defensiva de aceitação e tolerância perante as experiências emocionais, incluindo as indesejadas ou

aversivas). Estas dimensões captam diferenças individuais na tendência para serem utilizadas certas estratégias de regulação emocional em detrimento de outras em determinadas etapas do processo de regulação emocional. Por exemplo, o estilo afetivo de Ajustar as respostas emocionais aos contextos, associa-se frequentemente a etapas focadas nos antecedentes (e.g., mudança cognitiva), enquanto o estilo Ocultar ocorre na etapa final de modulação da resposta (Hofmann & Kashdan, 2010).

Hofmann e Kashdan (2010) desenvolveram o A*ffective Style Questionnaire* (ASQ), em consonância com o seu modelo acima descrito e com o propósito de ser uma medida de autorresposta breve, válida e fiável para avaliar os estilos afetivos gerais (Ocultar, Tolerar, Ajustar). Segundo os referidos autores, na génese do ASQ, foi gerada uma *pool* alargada de itens (127) fundamentados no trabalho de Gross e John (2003) sobre estratégias de regulação emocional focadas nos antecedentes e na resposta, bem como na literatura sobre a Terapia de Aceitação e Compromisso e sobre *mindfulness* (e.g., Hayes et al., 2006), procurando superar limitações de instrumentos prévios relacionadas com uma quantidade restrita de estratégias ou confinados a uma orientação teórica específica (Hofmann & Kashdan, 2010).

Distinto de outros instrumentos de autorresposta psicometricamente robustos e amplamente referidos na literatura, como o *Emotion Regulation Questionnaire* (ERQ; Gross & John, 2003) e o *Emotion Regulation Strategies* (ERS; Kamper-DeMarco & Ostrov, 2017), centrados predominantemente em avaliar a frequência do uso de estratégias específicas de regulação emocional ao nível do estado, o ASQ (Hofmann & Kashdan, 2010) destaca-se por medir os estilos afetivos ao nível do traço. Embora a *Difficulties in Emotion Regulation Scale* (DERS; Gratz & Roemer, 2004) também avalie traços relacionados com défices e dificuldades na regulação emocional, o ASQ capta tendências habituais e estáveis de gestão da resposta emocional, tanto adaptativas (Ajustar, Tolerar), como mal adaptativas (Ocultar), constituindo um indicador de saúde mental ou de predisposição para a psicopatologia (Hofmann & Kashdan, 2010; Totzeck et al., 2018). O *Emotional Style Questionnaire* (ESQ; Kesebir et al., 2019) também capta diferenças individuais ao nível do traço, mas contempla dimensões (resiliência, perspetiva, intuição social, autoconsciência, sensibilidade ao contexto e atenção) relacionadas com uma emocionalidade saudável e correspondentes aos circuitos cerebrais da emoção propostos por Davidson (2000, 2012). No nosso entender, esta é uma medida particularmente útil como indicador da plasticidade dos referidos circuitos, enquanto o

ASQ permite identificar padrões de reatividade e de regulação emocional implicados na saúde mental e na psicopatologia.

Na generalidade, os estudos psicométricos sobre o ASQ, incluindo sobre as versões adaptadas a diversas línguas e culturas, apresentaram adequadas propriedades psicométricas (ver Apêndice A), tendo maioritariamente replicado a estrutura trifatorial original de Hofmann e Kashdan (2010), com exceção dos estudo de Jiang et al. (2018) que usou a versão Americana do ASQ e dos estudos sobre as versões Japonesa (Ito & Hofmann, 2014) e Portuguesa (Costa, 2020) que identificaram uma estrutura tetrafatorial composta pelas dimensões Ocultar, Conter, Ajustar e Tolerar (ver Apêndice B). A dimensão Conter foi inicialmente identificada no modelo fatorial de Ito e Hofmann (2014) aplicado à versão Japonesa. Esta reflete a capacidade de exercer autocontrolo sobre as próprias emoções e pode ter resultado de especificidades da cultura Japonesa ou, até mesmo, asiática, de aspetos relacionados com a tradução/adaptação do ASQ original a idiomas distintos e/ou das distintas análises empregues (Ito & Hofmann, 2014; Jiang et al., 2018).

No que concerne aos contributos do ASQ (Hofmann & Kashdan, 2010) para o conhecimento empírico, estudos que utilizaram esta medida corroboram as previsões inerentes ao modelo neurobiológico de Davidson (1998, 2000, 2003) sobre diferenças interindividuais nos estilos afetivos potenciarem, tanto resiliência e bem-estar emocional, como psicopatologia. Concretamente, verificou-se que o estilo Ajustar, o qual reflete uma regulação eficaz e flexível, se associa a maiores níveis de bem-estar e a menor sintomatologia depressiva e ansiosa (Hofmann & Kashdan, 2010; Totzeck et al., 2018). De igual modo, o estilo Tolerar (aceitação e abertura à experiência emocional) revelou-se um preditor significativo de resiliência e de saúde mental, apresentando associações negativas com a depressão e a perturbação (*distress*) psicológica (Hofmann & Kashdan, 2010; Morina & Schlechter, 2023). Em contraste, o estilo Ocultar associou-se a maiores níveis de ansiedade e a menor qualidade de vida (Hofmann & Kashdan, 2010; Morina & Schlechter, 2023). Saliente-se também que, em indivíduos com os diagnósticos de perturbação de pânico e fobias específicas submetidos a terapia cognitivo-comportamental, os níveis dos estilos afetivos Ajustar e Tolerar avaliados pelo ASQ, aumentaram após a referida intervenção terapêutica e predisseram a redução de sintomas e a remissão (Totzeck et al., 2020). Desta forma, o ASQ permitiu captar a modificação das respostas emocionais ao nível do traço, sugerindo, em linha com Davidson (2003), um aumento da plasticidade dos inerentes circuitos cerebrais.

Objetivos do Presente Estudo

Considerando a reconhecida utilidade em avaliar os estilos afetivos no domínio da regulação emocional, a brevidade do ASQ (Hofmann & Kashdan, 2010) e a sua utilidade nos contextos da investigação e da prática clínica, bem como as divergências empíricas que suportam modelos compostos por três e por quatro fatores, este estudo preliminar pretende contribuir com dados psicométricos sobre o ASQ, principalmente sobre a sua versão Portuguesa, adicionando conhecimento ao estudo prévio de Costa (2020). Como objetivos específicos pretendeu-se analisar (**a)** a estrutura latente baseada no modelo trifatorial proposto por Hofman e Kashdan (2010**)** e nos modelos com quatro fatores de Ito e Hofmann (2014), de Jiang et al. (2018) e de Costa (2020); **(b)** a validade convergente dos itens nos fatores **(c)** a validade discriminante dos fatores nos respetivos modelos; **(d)** a consistência interna e **(d)** a fiabilidade teste-reteste.

Método

Desenho do Estudo

O presente estudo possui uma natureza quantitativa e transversal.

Participantes

O estudo incluiu uma amostra composta por 226 adultos (idades compreendidas entre os 18 e 70 anos) da comunidade portuguesa, fluentes no idioma e recrutados através dos métodos de amostragem de conveniência e bola de neve, na sequência da divulgação do estudo entre os contactos interpessoais dos investigadores e em redes sociais. Esta amostra permitiu analisar a estrutura latente, consistência interna e validade discriminante e convergente do ASQ. A fiabilidade temporal foi estimada num subgrupo desta amostra, composto, pelo menos, por 32 participantes que responderam pela segunda vez ao ASQ pelo menos 3 semanas após a primeira administração (M = 4.9; DP = 2.24).

Instrumentos

Foram administradas as medidas de autorresposta posteriormente descritas.

Questionário Sociodemográfico (Carvalho & da Motta, 2022). Este questionário foi elaborado no âmbito do projeto científico "Análises Psicométricas das Versões em Português do *Open and Engaged State Questionnaire* e do *Affective Style Questionnaire*" com o propósito de recolher dados sociodemográficos dos participantes, tais como, idade,

sexo biológico, identidade de género, estado civil, escolaridade, nacionalidade e situação profissional. Neste estudo foram utilizados os itens para caracterizar a amostra.

Affective Style Questionnaire (ASQ; Hofmann & Kashdan, 2010; tradução e adaptação de Nazaré, 2020, comunicação pessoal B. Nazaré, novembro 27, 2022). A versão original do ASQ é composta por 20 itens, distribuídos pelas dimensões Ocultar (tendência para ocultar ou suprimir emoções após a sua ocorrência; 8 itens), Ajustar (capacidade para ter consciência e utilizar a informação emocional, bem como para modular a experiência e expressão das emoções de acordo com os contextos; 7 itens); Tolerar (atitude não-defensiva, caracterizada pela aceitação e tolerância face às experiências emocionais tal como estas ocorrem no momento presente; 5 itens). Os itens são respondidos numa escala de cinco pontos (1 = *Nada verdadeiro para mim*; 5 = *Extremamente verdadeiro para mim*). A versão original revelou valores de consistência interna de α = .84 (estudos 1 e 2) para a subescala Ocultar, de α = .80 e α = .82 (estudos 1 e 2, respetivamente) para a subescala Ajustar e de α = .66 e α = .68 (estudos 1 e 2, respetivamente) para a subescala Tolerar. Costa (2020) obteve para a versão portuguesa com quatro dimensões, os sequentes valores de consistência interna: Ocultar, α = .89; Ajustar, α = .84; Tolerar, α = .65; Conter, α = .65.

Procedimentos

Procedimentos Metodológicos

O estudo faz parte do projeto de investigação "Análises Psicométricas das Versões em Português do *Open and Engaged State Questionnaire* (OESQ) e do *Affective Style Questionaire* (ASQ)", com o parecer favorável emitido pela Comissão de Ética do Instituto Superior Miguel Torga, com a referência CE-PO2-24.

Foram garantidas as autorizações para o uso das medidas por parte dos respetivos autores, no âmbito do projeto anteriormente referido. A divulgação do projeto (e deste estudo) ocorreu entre os contactos sociais dos investigadores e em redes sociais. O protocolo de avaliação foi respondido nas plataformas online Qualtrics e LimeSurvey ou em formato de papel, este último formato preferencialmente destinado aos participantes que o preferiram ou apresentaram constrangimentos em usarem a plataforma online. Aos participantes que se voluntariaram para participar nos dois momentos de avaliação correspondentes ao teste e ao reteste do ASQ, foram solicitados os nomes e/ou contacto (mail e/ou telefone) por forma a que posteriormente fossem contactados para responder

ao reteste e para que este pudesse ser emparelhado com o teste. Os referidos nomes e contactos foram usados apenas para os mencionados propósitos e serão destruídos após a participação na investigação.

Os participantes foram previamente esclarecidos, por escrito, sobre a pertinência clínica e os objetivos do projeto de investigação, o carácter voluntário da participação, a ausência de quaisquer tipos de incentivos e encargos financeiros associados à participação, o direito a desistirem da participação em qualquer momento e sem consequências para os próprios, a confidencialidade e anonimato dos dados recolhidos, o uso destes dados somente para fins da investigação, a disseminação dos resultados em trabalho académico de dissertação, em eventos científicos e/ou em revistas científicas, bem como sobre a obrigatoriedade de consentirem de forma informada a sua participação.

O consentimento informado assinado pelos participantes que responderam ao protocolo de avaliação em formato de papel, foi destacado deste protocolo, guardados em lugar seguro pela coordenação do projeto até ao final da investigação e, posteriormente, destruídos. No protocolo de avaliação preenchidos nas plataformas online, o consentimento informado foi dado através de uma opção devidamente identificada para o efeito, procedimento este que foi obrigatório para o acesso ao referido protocolo.

O anonimato foi garantido através da atribuição de um código alfanumérico atribuído a cada participante, por forma a identificá-los com a garantia da proteção da sua identidade e com a finalidade de mapear os participantes e respetivas respostas nos dois momentos de avaliação necessários à análise da estabilidade temporal do ASQ. Nas bases de dados contam apenas o referido código alfanumérico ao invés do nome, por forma a garantir também o anonimato dos participantes.

A confidencialidade dos dados recolhidos é assegurada através do acesso a estes dados apenas pelos investigadores do projeto durante o tempo a que a ele se dediquem e pela não identificação dos nomes dos participantes na disseminação dos resultados.

A recolha dos dados foi iniciada em dezembro de 2025 e terminou em maio de 2026.

Foram respeitados os princípios éticos da investigação médica que envolvem seres humanos e respetivas atualizações (declaração de Helsínquia; World Medical Association, 2013).

Procedimentos Analíticos

Na análise dos dados utilizaram-se os softwares IBM SPSS Statistics (Versão 31; IBM Corp., 2024) e JASP (Versão 0.96; JASP Team, 2026).

A distribuição normal das variáveis foi garantida utilizando-se valores de assimetria (*Sk*) < |3| e curtose (*Ku*) |< 10| (Kline, 2023).

Valores de $p \leq .05$ revelaram significância estatística.

A estatística descritiva incluiu, para as variáveis categoriais, frequências e percentagens e para as variáveis continuas, média (*M*), mediana (*Md)*, desvio-padrão (*DP*), valores mínimos e máximos.

Na análise da estrutura fatorial do ASQ empregou-se a Análise Fatorial Confirmatória (AFC). O teste de normalidade multivariada de Mardia (Mardia, 1985) permitiu analisar a normalidade multivariada e decidir qual o método de estimação da AFC mais adequado a empregar. De acordo com Hair et al. (2018), o tamanho da amostra e o número de variáveis observadas permitiu calcular os pontos de corte dos índices de ajustamento sugestivos de um adequado ajustamento global aos dados: *comparative fit index* (CFI) ≥ .97 (*incremental fit index*); *root mean square error of approximation* (RMSEA) ≤ .08 (*absolute fit index*), conjugado com CFI ≥ .97. Também como proposto por Hair et al. (2018), foram reportados os valores do Qui-quadrado (χ^2) e dos graus de liberdade (*gl*). Os seguintes critérios adicionais, baseados em Kline (2023), foram também usados como indicadores de um adequado ajustamento global: χ^2 com valor de $p > .05$; intervalo de confiança de 90% para RMSEA; qui-quadrado normalizado (χ^2/gl) < 2. Pesos fatoriais padronizados (λ) ≥ .50 e fiabilidades individuais (R^2) ≥ .25 revelaram uma apropriada validade fatorial dos itens no seu fator (i.e., um adequado ajustamento local do modelo). Valores de validade fatorial dos itens inferiores aos referidos indicaram a sua possível eliminação dos modelos (Hair et al., 2019; Marôco, 2021). A reespecificação de um modelo *post hoc* foi guiada pelos índices de modificação, tendo-se utilizado o método dos Multiplicadores de Lagrange (ML; Kline, 2023) e adicionado covariâncias aos resíduos correspondentes a pares de itens pertencentes ao mesmo fator que apresentaram MI > 11 ($p < .001$) quando teoricamente fundamentado (Kline, 2023; Marôco, 2021).

Na comparação do ajustamento global de modelos aninhados e não aninhados, considerou-se que aquele que apresentou menores valores de *akaike information criterion* (AIC) e *expected cross-validation Index* (ECVI), possuía um melhor ajustamento global (Byrne, 2010; Hair et al., 2019; Marôco, 2021). O teste da diferença do qui-quadrado

($\Delta\chi 2$) avaliou se a diferença de ajustamento entre modelos aninhados era estatisticamente significativa (Hair et al, 2019; Kline, 2023).

Valores de variância média extraída (VME) ≥ .50 sugeriram uma apropriada validade convergente dos itens do ASQ nos seus fatores (Hair et al, 2018; Marôco, 2021).

Valores de alfa de Cronbach (α) e ómega de McDonald (ω) ≥ .70 assinalaram uma adequada consistência interna dos instrumentos de medida (Hair et al, 2019; Kline, 2023; Marôco, 2021). O α foi usado para facilitar a comparação com estudos prévios, devido ao seu uso generalizado. O ω, contrariamente ao α, assume que os itens possuem pesos fatoriais distintos, sendo um coeficiente mais preciso (Hair et al., 2019; Kline, 2023).

A validade discriminante dos fatores do ASQ foi examinada através do critério de Fornell-Larcker (Fornell & Larcker, 1981). Este critério considera existir validade discriminante quando a VME de cada fator excede a variância partilhada (Φ^2) com os restantes fatores de um modelo ($VME_i > \Phi_{ij}^2$), ou, de forma equivalentemente, a raiz quadrada da VME deve ser superior às correlações interfatoriais ($\sqrt{VME_i} > r_{ij}$).

Para avaliar a fiabilidade teste-reteste do ASQ, foram empregues correlações momento-produto de Pearson (r), dado que foi assegurada a distribuição normal variáveis (Field, 2018; Marôco, 2021). Correlações com magnitudes moderada e forte foram interpretadas como indicadores de uma boa estabilidade temporal. De acordo com Cohen (1988), correlações situadas entre r = .10 e r = .29 foram analisadas como fracas, entre r = .30 e r = .49 foram consideradas moderadas e com valores $r \geq 50$ foram interpretadas como fortes.

Resultados

Características da Amostra

As características sociodemográficas da amostra são apresentadas na Tabela 1.

Tabela 1

Características Sociodemográfica da Amostra

Variável	*M*	*DP*	*Md*	Min	Máx
Idade (anos)	32.69	12.22	28.00	18	70
Escolaridade (anos)	13.70	2.87	14.00	3	20

(Continua na página seguinte)

Tabela 1 (continuação)

Características Sociodemográfica da Amostra

Variável	*M*	*DP*	*Md*	Min	Máx
	n				***%***
Sexo Biológico:					
Mulher	167				73.9%
Homem	58				25.7%
Prefiro não referir	1				0.4%
Identidade de Género:					
Mulher	166				73.5%
Homem	60				26.5%
Estado Civil:					
Solteiro	141				62.4%
Casado/União de facto	70				31.0%
Divorciado/Separado	13				5.8%
Viúvo(a)	2				0.9%
Situação Profissional:					
Estudante	53				23.5%
Ativo(a)	159				70.4%
Desempregado(a)	9				4.0%
Reformado(a)	5				2.2%

Nota. $N = 226$.

Conforme verificado na tabela 1, a média etária da amostra situa-se na quarta década de vida e é composta maioritariamente por indivíduos do sexo feminino, tanto no que concerne ao sexo biológico como à identidade de género. Observou-se uma prevalência de participantes solteiros e profissionalmente ativos.

Mapeamento dos Itens e Estatística Descritiva para os Modelos Testados

A Tabela 2 apresenta o mapeamento dos itens do ASQ para os modelos testados, obtidos por AFC.

Tabela 2

Mapeamento dos itens para os modelos testados do ASQ

Itens	Modelo Hofmann & Kashdan (2010)	Modelo Ito & Hofmann (2014)	Modelo Jiang et al. (2018)	Modelo Costa (2020)
1. Geralmente, as outras pessoas não sabem como me estou a sentir.	O	O	O	O
5. Muitas vezes, reprimo as minhas reações emocionais às situações.	O	**C**	**C**	**C**
9. Sou bom/boa a esconder os meus sentimentos.	O	O	O	O
10. Geralmente, as pessoas não conseguem notar quando estou desanimado/a.	O	O	O	O

13. Geralmente, as pessoas não conseguem notar quando estou triste.	O	O	O	O
15. Consigo agir de forma a que as outras pessoas não me vejam desanimado/a.	O	O	O	O
18. Seria fácil para mim fingir emoções.	O	O	O	O
20. Consigo esconder bem a minha irritação, se for preciso.	O	-	O	O
2. Controlo muito as minhas emoções.	A	C	C	C
4. Posso evitar ficar desanimado/a, mudando a perspetiva que tenho das situações.	A	-	-	A
7. Consigo acalmar-me muito rapidamente.	A	A	A	A
8. Consigo não ficar preso/a aos meus sentimentos.	A	A	A	A
12. Consigo deixar de estar de mau humor muito rapidamente.	A	A	A	A
16. Sei exatamente o que fazer para ficar de bom humor.	A	-	A	A
19. Consigo ficar de bom humor muito facilmente.	A	A	A	A
3. Consigo tolerar ter emoções fortes.	T	C	C	C
6. Não há problema se as outras pessoas me virem infeliz.	T	T	T	T
11. Não há problema em, por vezes, sentir emoções negativas.	T	T	-	T
14. Consigo tolerar estar infeliz.	T	-	-	T
17. Não há nada de errado em ficarmos muitos emotivos.	T	T	T	T

Nota. ASQ = Affective Style Questionnaire; O = Ocultar; C = Conter; A = Austar; T = Tolerar.

O modelo acima representado de Hofmann e Kashdan (2010), exibiu na amostra deste estudo, pontuações compreendidas entre 0 e 40 pontos (M = 16.92; DP = 8.56) para a subescala Ocultar, entre 0 e 31 pontos (M = 13.68; DP = 6.43) para a subescala Ajustar e entre 0 e 24 pontos (M = 11.64; DP = 4.89) para a subescala Tolerar.

Os valores para o modelo de modelo Ito e Hofmann (2014) foram os seguintes: entre 0 e 30 pontos (M = 12.63; DP = 6.76) para a subescala Ocultar; entre 0 e 15 pontos (M = 6.89; DP = 3.21) para a subescala Conter; entre 0 e 18 pontos (M = 7.27; DP = 4.03) para a subescala Ajustar; entre 0 e 15 pontos (M = 7.03; DP = 3.32) para a subescala Tolerar.

O modelo Jiang et al. (2018) apresentou a seguinte estatística: entre 0 e 35 pontos (M = 14.63; DP = 7.58) para a subescala Ocultar; entre 0 e 15 pontos (M = 6.89; DP = 3.21) para a subescala Conter; entre 0 e 23 pontos (M = 9.38; DP = 4.92) para a subescala Ajustar; entre 0 e 10 pontos (M = 4.58; DP = 2.24) para a subescala Tolerar.

Por Fim, o modelo de Costa (2020) exibiu valores entre 0 e 35 pontos (M = 14.63; DP = 7.58) para a subescala Ocultar; entre 0 e 15 pontos (M = 6.89; DP = 3.21) para a subescala Conter; entre 0 e 27 pontos (M = 11.43; DP = 5.69) para a subescala Ajustar; entre 0 e 20 pontos (M = 9.29; DP = 3.98) para a subescala Tolerar.

Análise Fatorial Confirmatória: Comparação de modelos

A Tabela 3 disponibiliza a estatística de ajustamento para os modelos testados do ASQ.

Tabela 3

Estatística de Ajustamento para os Modelos Testados do ASQ *em Análises Fatoriais Confirmatórias.*

	Model	$\chi 2$	*gl*	$\chi 2/gl$	CFI	RMSEA	90% CI RMSEA		AIC	ECVI	$\Delta\chi 2$ (Δgl)
							LL	UL			
1.	Modelo trifatorial de 1ª ordem com 20 itens (Hofmann & Kashdan, 2010)	535.641***	167	3.207	.853	0.099	0.091	0.107	11880	3.385	
2.	Modelo trifatorial de 1ª ordem com 20 itens (Hofmann & Kashdan, 2010) reespecificado[a]	435.361***	164	2.655	.891	0.086	0.077	0.094	11760	2.861	
	Diferença entre ajustamento Modelos 2 e 1										100.28 (3)***
3	Modelo trifatorial de 2ª ordem com 20 itens (Hofmann & Kashdan, 2010)	535.641***	167	3.207	.853	0.099	0.091	0.107	11880	3.385	
	Diferença entre ajustamento Modelos 3 e 1										0.000 (0)
	Diferença entre ajustamento Modelos 3 e 2										100.28 (3)***
4.	Modelo tetrafatorial de 1ª ordem com 16 itens (Ito & Hofmann, 2014)	284.664***	98	2.965	.905	0.092	0.081	0.103	9505	1.994	
5.	Modelo tetrafatorial de 1ª ordem com 16 itens (Ito & Hofmann, 2014) reespecificado[b]	249.609***	96	2.600	.922	0.084	0.073	0.095	9467	1.775	
	Diferença entre ajustamento Modelos 5 e 4										35.055(2)***
6.	Modelo tetrafatorial de 2ª ordem com 16 itens (Ito & Hofmann, 2014)[c]	-	-	-	-	-	-	-	-	-	
7.	Modelo tetrafatorial de 1ª ordem com 17 itens (Jiang et al., 2018)	329.169***	113	2.913	.898	0.092	0.088	0.102	10040	2.187	
8.	Modelo tetrafatorial de 1ª ordem com 17 itens (Jiang et l., 2018) reespecificado[d]	302.095***	111	2.722	.910	0.087	0.077	0.098	10010	2.061	
	Diferença entre ajustamento Modelos 8 e 7										27.074(2)***
9.	Modelo tetrafatorial de 2ª ordem com 17 itens (Jiang et l., 2018)[c]	-	-	-	-	-	-	-	-	-	
10.	Modelo tetrafatorial de 1ª ordem com 20 itens (Costa, 2020)	464.183***	164	2.830	.880	0.090	0.082	0.099	11800	3.033	

(continua na página seguinte)

Tabela 3 (continuação)

Estatística de Ajustamento para os Modelos Testados do ASQ *em Análises Fatoriais Confirmatórias.*

	Model	$\chi 2$	*gl*	$\chi 2/gl$	CFI	RMSEA	90% CI RMSEA		AIC	ECVI	$\Delta\chi 2$ (Δgl)
							LL	UL			
11.	Modelo tatrafatorial de 1ª ordem com 20 itens (Costa, 2020) reespecificado[c]	420.743***	161	2.613	.896	0.084	0.076	0.093	11750	2.821	
	Diferença entre ajustamento Modelos 11 e 10										41.710(3)***
12.	Modelo tetrafatorial de 2ª ordem com 20 itens (Costa, 2020)[c]	-	-	-	-	-	-		-	-	-

Nota. *N* = 226. ASQ = *Affective Style Questionnaire*; $\chi 2$ = *Qui-Quadrado*; *gl* = graus de liberdade ; $\chi 2$/gl = *Normed Chi–square;* CFI = *Comparative Fit Index*; RMSEA = *Root Mean Square Error of Approximation*; CI = interval de confiança; *LL* = limite inferior; *UL* = limite superior AIC = *Akaike Information Criterion*; ECVI = *Expected Cross Validation Index*; Δ = diferença; $\Delta\chi 2$ = teste da diferença do qui-quadrado; Δgl = diferença dos graus de Liberdade.

[a] Modelo com resíduos correlacionados dos itens 1 e 5 do fator Ocultar, dos itens 11 e 17 do fator Tolerar e dos itens 12 e 19 do fator Ajustar. [b] Modelo com resíduos correlacionados dos itens 12 e 19 do fator Ajustar e dos itens 5 e 3 do fator Conter. [c] O modelo não produziu uma solução admissível, tendo sido identificadas variâncias negativas de fatores latentes (*Heywood case*). Consequentemente, o modelo não foi interpretado, nem considerado nas comparações subsequentes de modelos (Kline, 2023). [d] Modelo com resíduos correlacionados dos itens 5 e 3 do fator Ocultar, dos itens12 e 19 do fator Ajustar; [e] Modelo com resíduos correlacionados dos itens 12 e 19 do fator Ajustar, dos itens 4 e 8 do fator Ajustar e dos itens 5 e 3 do fator Ocultar.

*** $p < .001$.

Os itens do ASQ não apresentaram desvios sérios à distribuição normal. Porém, o teste de Mardia, quer para a assimetria, $\chi^2(1540) = 3248.07$, $p < .001$, quer para a curtose, $z = 27.24$, $p < .001$, indicou uma violação do pressuposto da normalidade multivariada, tendo-se optado por estimar os modelos através do método *Maximum Likelihood Robust* (MRL), o qual produz erros-padrão e estatísticas de teste robustos perante desvios da normalidade multivariada (Brown, 2015; Kline, 2023).

Entre os modelos aninhados, todos os que foram reespecificados melhoraram significativamente o ajustamento global em relação aos respetivos modelos originais, revelando um teste da $\Delta\chi^2$ significativo, um aumento do CFI, uma redução do RMSEA, bem como uma diminuição do AIC e ECVI. Entre os modelos aninhados, o Modelo 5 (Modelo reespecificado de Ito & Hofmann, 2014 com 16 itens) é o que apresentou melhor ajustamento aos dados de acordo com os procedimentos usados, tendo exibido a melhor conjugação dos valores de RMSEA e AIC e apresentou simultaneamente os menores valores de *χ2*, de *χ2*/*gl*, bem como de ECVI (Tabela 3).

Em relação aos modelos não aninhados concorrentes neste estudo, o Modelo 5 também revelou o melhor ajustamento global porque os seus valores de AIC e ECVI foram os menores (Tabela 3).

Na comparação do ajustamento global dos modelos, o Modelo 5 (Tabela 3) foi identificado como o melhor modelo entre todos os modelos testados do ASQ. Conforme Tabela 3, seguem-se-lhe por ordem decrescente de qualidade do ajustamento, o Modelo 8 (Jiang et al., 2018, reespecificado) e Modelo 11 (Costa, 2020, reespecificado).

Resumindo, embora nenhum modelo tenha satisfeito integralmente todos os critérios de ajustamento global estabelecidos, o Modelo 5 apresentou o melhor desempenho relativo, exibindo os valores mais favoráveis de χ^2/gl, CFI, RMSEA, AIC e ECVI (Tabela 3).

Os modelos tetrafactoriais de 2ª ordem foram testados devido a elevadas covariância entre alguns fatores latentes (Φ) nos respetivos modelos de 1ª ordem (Tabela 4). Estes modelos tetrafatoriais, com exceção do Modelo 3 (Modelo trifatorial de 2ª ordem com 20 itens de Hofmann & Kashdan, 2010), não produziram soluções admissíveis (*Heywood case*; Tabela 3), tendo-se verificado um padrão de várias cargas cruzadas ou *cross-loadings* (e.g., itens 2, 3, 6, 8, 11, 20), bem como elevados valores de covariância entre alguns fatores (Φ), próximos de $\Phi = .85$ (equivalente a $r = .85$), principalmente entre as dimensões Ocultar e Conter (Tabela 4), que segundo Kline (2023), Brown (2015) e Hair et al. (2019), podem ter conduzido a problemas de discriminação entre fatores. A

Tabela 4 permite também verificar que a variância partilhada entre fatores latentes (Φ^2) é elevada para Ocultar e Conter nos modelos testados, bem como para Ajustar e Tolerar no Modelo 1 (Modelo trifatorial de 1ª ordem com 20 itens de Hofmann & Kashdan, 2010).

Tabela 4

Covariâncias e Variância Comum entre os Fatores Latentes para os Modelos de Primeira Ordem do ASQ Testados

Modelo	Fatores	Φ	Φ^2
1. Modelo trifatorial de 1ª ordem com 20 itens (Hofmann & Kashdan, 2010)	Ocultar↔Ajustar	.62	.38
	Ocultar ↔ Tolerar	.64	.41
	Ajustar ↔ Tolerar	.83	.69
2. Modelo trifatorial de 1ª ordem com 20 itens (Hofmann & Kashdan, 2010) reespecificado[a]	Ocultar↔Ajustar	.65	.42
	Ocultar ↔ Tolerar	.70	.49
	Ajustar ↔ Tolerar	.71	.50
4. Modelo tetrafatorial de 1ª ordem com 16 itens (Ito & Hofmann, 2014)	Ocultar ↔ Ajustar	.56	.31
	Ocultar ↔ Conter	.84	.71
	Ocultar ↔ Tolerar	.43	.19
	Ajustar ↔ Conter	.74	.55
	Ajustar ↔ Tolerar	.63	.40
	Conter ↔ Tolerar	.62	.38
5. Modelo tetrafatorial de 1ª ordem com 16 itens (Ito & Hofmann, 2014) reespecificado[b]	Ocultar↔Ajustar	.57	.33
	Ocultar↔ Conter	.81	.66
	Ocultar↔Tolerar	.44	.19
	Ajustar ↔ Conter	.72	.52
	Ajustar↔ Tolerar	.63	.40
	Conter ↔ Tolerar	.60	.36
7. Modelo tetrafatorial de 1ª ordem com 17 itens (Jiang et al., 2018)	Ocultar ↔ Ajustar	.58	.34
	Ocultar↔ Conter	.84	.71
	Ocultar↔Tolerar	38	.14
	Ajustar ↔ Conter	.73	.53
	Ajustar↔ Tolerar	.67	.45
	Conter ↔ Tolerar	.59	.35
8. Modelo tetrafatorial de 1ª ordem com 17 itens (Jiang et l., 2018) reespecificado[c]	Ocultar ↔ Ajustar	.59	.35
	Ocultar↔ Conter	.81	.66
	Ocultar↔Tolerar	.39	.15
	Ajustar ↔ Conter	.72	.52
	Ajustar↔ Tolerar	.67	.45
	Conter ↔ Tolerar	.57	.33

(continua na página seguinte)

Tabela 4 (continuação)

Covariâncias e Variância Comum entre os Fatores Latentes para os Modelos de Primeira Ordem do ASQ Testados

Modelo	Fatores	Φ	Φ^2
10. Modelo tetrafatorial de 1ª ordem com 20 itens (Costa, 2020)	Ocultar↔ Ajustar	.59	.35
	Ocultar↔ Conter	.84	.71
	Ocultar ↔Tolerar	.49	.24
	Ajustar ↔ Conter	.78	.61
	Ajustar↔ Tolerar	.68	.46
	Conter ↔ Tolerar	.67	.45
11. Modelo tetrafatorial de 1ª ordem com 20 itens (Costa, 2020) reespecificado[d]	Ocultar ↔ Ajustar	.60	.36
	Ocultar↔ Conter	.81	.66
	Ocultar↔Tolerar	.49	.24
	Ajustar ↔ Conter	.74	.55
	Ajustar↔ Tolerar	.68	.46
	Conter ↔ Tolerar	.65	.43

Nota. N = 226. ASQ = *Affective Style Questionnaire*; Φ = covariância estandardizada ou correlação linear simples) entre fatores latentes; Φ^2 = variância partilhada entre fatores latentes.

[a]Modelo com resíduos correlacionados dos itens 1 e 5 do fator Ocultar, dos itens 11 e 17 do fator Tolerar e dos itens 12 e 19 do fator Ajustar. [b]Modelo com resíduos correlacionados dos itens 12 e 19 do fator Ajustar e dos itens 5 e 3 do fator Conter. [c]Modelo com resíduos correlacionados dos itens 5 e 3 do fator Ocultar, dos itens12 e 19 do fator Ajustar. [d]Modelo com resíduos correlacionados dos itens 12 e 19 do fator Ajustar, dos itens 4 e 8 do fator Ajustar e dos itens 5 e 3 do fator Ocultar.

A Tabela 5 disponibiliza os valores relativos ao ajustamento local dos modelos analisados.

Tabela 5

Pesos Fatoriais Padronizados e Fiabilidades Individuais para os Itens dos Modelos Testados do ASQ

Modelo	Fatores	λ	R^2
1. Modelo trifatorial de 1ª ordem com 20 itens (Hofmann & Kashdan, 2010)	Ocultar	.65 - .90	.38 - .80
	Ajustar	.61 - .83	
	Tolerar	.80 -.63	
2. Modelo trifatorial de 1ª ordem com 20 itens (Hofmann & Kashdan, 2010) reespecificado[a]	Ocultar	.63 - .90	.69 - .81
	Ajustar	.65 - .83	
	Tolerar	.55 - .86	

(continua na página seguinte)

Tabela 5 (continuação)

Pesos Fatoriais Padronizados e Fiabilidades Individuais para os Itens dos Modelos Testados do ASQ

Modelo	Fatores	λ	R^2
3. Modelo trifatorial de 2ª ordem com 20 itens (Hofmann & Kashdan, 2010)	Ocultar	.65 - .90	.38 - .80
	Ajustar	.61 - .83	
	Tolerar	.63 - .80	
4. Modelo tetrafatorial de 1ª ordem com 16 itens (Ito & Hofmann, 2014)	Ocultar	.64 - .90	.41 - .81
	Conter	.72 - .82	
	Ajustar	.80 - .85	
	Tolerar	.73 - .84	
5. Modelo tetrafatorial de 1ª ordem com 16 itens (Ito & Hofmann, 2014) reespecificado[b]	Ocultar	.64 - .90	.41 - .81
	Conter	.72-.82	
	Ajustar	.80 - .85	
	Tolerar	.73 - .84	
7. Modelo tetrafatorial de 1ª ordem com 17 itens (Jiang et al., 2018)	Ocultar	.64- .90	.41- .82
	Conter	.72 - .81	
	Ajustar	.78 - .84	
	Tolerar	.75 - .82	
8. Modelo tetrafatorial de 1ª ordem com 17 itens (Jiang et l., 2018) reespecificado[c]	Ocultar	.64 - .90	.41-.82
	Conter	.78 - .86	
	Ajustar	.79 - .85	
	Tolerar	.74 - .82	
10. Modelo tetrafatorial de 1ª ordem com 20 itens (Costa, 2020)	Ocultar	.64 - .90	.41 - .81
	Conter	.72 - .82	
	Ajustar	.72 - .84	
	Tolerar	.57 - .84	
11. Modelo tetrafatorial de 1ª ordem com 20 itens (Costa, 2020) reespecificado[d]	Ocultar	.64 - .90	.41 - .82
	Conter	.78 - .86	
	Ajustar	69 - .95	
	Tolerar	.57 - .84	

Nota. N = 226. ASQ = *Affective Style Questionnaire*; λ = pesos fatoriais padronizados; R^2 = fiabilidades individuais.

[a] Modelo com resíduos correlacionados dos itens 1 e 5 do fator Ocultar, dos itens 11 e 17 do fator Tolerar e dos itens 12 e 19 do fator Ajustar. [b] Modelo com resíduos correlacionados dos itens 12 e 19 do fator Ajustar e dos itens 5 e 3 do fator Conter. [c] Modelo com resíduos correlacionados dos itens 5 e 3 do fator Ocultar, dos itens12 e 19 do fator Ajustar. [d] Modelo com resíduos correlacionados dos itens 12 e 19 do fator Ajustar, dos itens 4 e 8 do fator Ajustar e dos itens 5 e 3 do fator Ocultar.

Validade Convergente dos Itens nos Fatores

A Tabela 6 relativa à VME, permite verificar que em todos os modelos do ASQ, os itens convergiram adequadamente nos seus fatores, com exceção da dimensão Tolerar

do Modelo 2 (Modelo trifatorial de 1ª ordem com 20 itens de Hofmann & Kashdan, 2010, reespecificado), cujo valor de VME(.46) está próximo do valor de referência de ≥ .50.

Tabela 6

Variância Média Extraída e Consistência Interna para os Modelos Testados do ASQ

Modelo		Fatores	VME	*α*	*ω*
1.	Modelo trifatorial de 1ª ordem com 20 itens (Hofmann & Kashdan, 2010)	Ocultar	.65	.93	.93
		Ajustar	.59	.91	.92
		Tolerar	.52	.84	.83
2.	Modelo trifatorial de 1ª ordem com 20 itens (Hofmann & Kashdan, 2010) reespecificado[a]	Ocultar	.64	.93	.92
		Ajustar	.58	.91	.90
		Tolerar	.46	.84	.72
3.	Modelo trifatorial de 2ª ordem com 20 itens (Hofmann & Kashdan, 2010)	Ocultar	.65	.93	.93
		Ajustar	.59	.91	.92
		Tolerar	.52	.84	.83
		Total	.71[b]	.94	.95
4.	Modelo tetrafatorial de 1ª ordem com 16 itens (Ito & Hofmann, 2014)	Ocultar	.69	.93	.93
		Conter	.60	.81	.82
		Ajustar	.68	.89	.90
		Tolerar	.65	.93	.85
5.	Modelo tetrafatorial de 1ª ordem com 16 itens (Ito & Hofmann, 2014) reespecificado[c]	Ocultar	.69	.93	.93
		Conter	.66	.81	.89
		Ajustar	.65	.89	.86
		Tolerar	.65	.84	.85
7.	Modelo tetrafatorial de 1ª ordem com 17 itens (Jiang et al., 2018)	Ocultar	.66	.93	.93
		Conter	.60	.81	.82
		Ajustar	.67	.91	.91
		Tolerar	.62	.93	.96
8.	Modelo tetrafatorial de 1ª ordem com 17 itens (Jiang et l., 2018) reespecificado[d]	Ocultar	.66	.93	.93
		Conter	.66	.89	.89
		Ajustar	.65	.91	.89
		Tolerar	.62	.76	.76
10.	Modelo tetrafatorial de 1ª ordem com 20 itens (Costa, 2020)	Ocultar	.66	.93	.93
		Conter	.60	.81	.82
		Ajustar	.64	.91	.92
		Tolerar	.57	.82	.94
11.	Modelo tetrafatorial de 1ª ordem com 20 itens (Costa, 2020) reespecificado[e]	Ocultar	.66	.93	.93
		Conter	.66	.81	.89
		Ajustar	.62	.91	.89
		Tolerar	.57	.82	.85

Nota. *N* = 226. ASQ = *Affective Style Questionnaire*; VME = variância média extraída; *α* = alfa de Cronbac*h; ω*= ómega de McDonald. (continua na página seguinte)

[a] Modelo com resíduos correlacionados dos itens 1 e 5 do fator Ocultar, dos itens 11 e 17 do fator Tolerar e dos itens 12 e 19 do fator Ajustar.[b] O valor de VME do total do ASQ ou do fator de 2ª ordem (λ = .71) não é disponibilizado diretamente no output do JASP. Seguindo as diretrizes metodológicas de MacKenzie et al. (2011) e de Hair et al. (2019) para construtores de ordem superior, este valor foi calculado manualmente através da média dos quadrados das cargas fatoriais padronizadas (λ) das três dimensões de 1ª ordem: Ocultar (λ = .69; λ^2 = .47), Ajustar (λ = .90; λ^2 = .81) e Tolerar (λ = .93; λ^2 = .86). [c] Modelo com resíduos correlacionados dos itens 12 e 19 do fator Ajustar e dos itens 5 e 3 do fator Conter. [d] Modelo com resíduos correlacionados dos itens 5 e 3 do fator Ocultar, dos itens12 e 19 do fator Ajustar. [e] Modelo com resíduos correlacionados dos itens 12 e 19 do fator Ajustar, dos itens 4 e 8 do fator Ajustar e dos itens 5 e 3 do fator Ocultar.

Validade Discriminante dos Fatores

A Tabela 7 apresenta a validade discriminante entre fatores, analisada através do critério de Fornell-Larcker (1981). Inclui apena os pares de fatores com maior variância partilhada (Φ^2) e com possibilidade de problemas de validade discriminante nos modelos testados do ASQ. A referida tabela não contempla o Modelo 3 (Modelo trifatorial de 2ª ordem com 20 itens de Hofmann & Kashdan, 2010), uma vez que este contém apenas um construto hierarquicamente superior (ASQ total), inexistindo outros de 2ª ordem com os quais comparar a Φ^2. A especificação deste modelo resultou da elevada associação observada entre os fatores Ajustar e Tolerar nos modelos de 1.ª ordem (Modelos 1 e 2; Tabela 4), sugerindo a existência de uma fonte comum de variância capturada por um fator geral de 2.ª ordem (ASQ total).

Tabela 7

Validade Discriminante entre Fatores Avaliados pelo Critério de Fornell–Larcker nos Modelos de Primeira Ordem do ASQ com Evidências de Sobreposição entre Fatores.

Modelo	Par de fatores com maior Φ^2	Φ^2	VME mínima	Δ(VME−Φ^2)	Critério Fornell & Larcker, 1981)
1. Modelo trifatorial de 1ª ordem com 20 itens Modelo trifatorial de 1ª ordem com 20 itens (Hofmann & Kashdan, 2010)	Ajustar–Tolerar	.69	.52	-17	Não cumprido[a]

(Continua na página seguinte)

Tabela 7 (continuação)

Validade Discriminante entre Fatores Avaliados pelo Critério de Fornell–Larcker nos Modelos de Primeira Ordem do ASQ com Evidências de Sobreposição entre Fatores

Modelo	Par de fatores com maior Φ^2	Φ^2	VME mínima	$\Delta(VME-\Phi^2)$	Critério Fornell & Larcker, 1981)
2. Modelo trifatorial de 1ª ordem com 20 itens (Hofmann & Kashdan, 2010) reespecificado[b]	Ajustar–Tolerar	.50	.46	-04	Não cumprido[a]
4. Modelo tetrafatorial de 1ª ordem com 16 itens (Ito & Hofmann, 2014)	Ocultar–Conter	.71	.60	-.11	Não cumprido[a]
5. Modelo tetrafatorial de 1ª ordem com 16 itens (Ito & Hofmann, 2014) reespecificado[c]	Ocultar–Conter	.66	.66	.00	Não cumprido[a]
7. Modelo tetrafatorial de 1ª ordem com 17 itens (Jiang et al., 2018)	Ocultar–Conter	.71	.60	-.11	Não cumprido[a]
8. Modelo tetrafatorial de 1ª ordem com 17 itens (Jiang et l., 2018) reespecificado[d]	Ocultar–Conter	.66	.62	-.04	Não cumprido[a]
10. Modelo tetrafatorial de 1ª ordem com 20 itens (Costa, 2020)	Ocultar–Conter	.66	.66	.00	Não cumprido[a]
11. Modelo tetrafatorial de 1ª ordem com 20 itens (Costa, 2020) reespecificado[e]	Ocultar–Conter	.66	.66	.00	Não cumprido[a]

Nota. $N = 226$. ASQ = *Affective Style Questionnaire*; Φ^2 = variância média partilhada entre fatores latentes de um modelo; VME = variância média extraída; $\Delta(VME-\Phi^2)$ = diferença entre a menor VME observada no modelo e a maior variância partilhada.

[a] O critério de Fornell-Larcker é satisfeito quando $VME > \Phi^2$ e não é cumprido quando $\Delta(VME-\Phi^2) \leq 0$ (Fornell & Larcker, 1981). A interpretação dos casos em que VME e Φ^2 apresentam valores muito próximos poderá depender dos valores arredondados utilizados nos cálculos. [b] Modelo com resíduos correlacionados dos itens 1 e 5 do fator Ocultar, dos itens 11 e 17 do fator Tolerar e dos itens 12 e 19 do fator Ajustar. [c] Modelo com resíduos correlacionados dos itens 12 e 19 do fator Ajustar e dos itens 5 e 3 do fator Conter. [d] Modelo com resíduos correlacionados dos itens 5 e 3 do fator Ocultar, dos itens12 e 19 do fator Ajustar. [e] Modelo com resíduos correlacionados dos itens 12 e 19 do fator Ajustar, dos itens 4 e 8 do fator Ajustar e dos itens 5 e 3 do fator Ocultar.

Em todos os pares de fatores contemplados na Tabela 7, observou-se que a Φ^2 igualou ou excedeu o menor valor de VME no respetivo par de fatores, resultando em diferenças negativas (VME − $\Phi^2 < 0$). Estes resultados indicam incumprimento do critério de Fornell-Larcker (1981) e sugerem limitações na validade discriminante dos fatores envolvidos. Esta falta de discriminação entre constructos foi particularmente evidente, por ordem decrescente de grandeza, no Modelos 1 (Ajustar-Tolerar), e em *ex équo* nos Modelos 4 e 7 (Ocultar-Conter). Nos restantes modelos contemplados na Tabela 7, a sobreposição entre os construtos Ocultar e Conter foram marginais porque os seus resultados de VME − Φ^2 se situaram próximos de zero.

Consistência interna

Conforme a Tabela 6, todos os modelos do ASQ exibiram adequada consistência interna, estimada pelos coeficientes α *e* ω.

Fiabilidade teste-reteste

Um subgrupo de 32 participantes respondeu pela segunda vez ao ASQ pelo menos três semanas após a primeira administração (M = 4.59 semanas; DP = 2.24 semanas).

O modelo com melhor ajustamento aos dados, ou seja, o modelo reespecificado de Ito e Hofmann (2014) com 16 itens (Modelo 5; Tabela 3), exibiu as seguintes correlações de Pearson significativas entre o teste e o reteste: subescala Ocultar, r = .53 (p = .002); subescala Conter: r = .59 (p < .001); subescala Ajustar: r = .80 (p < .001); Subescala Tolerar: r = .68 (p < .001). Estas correlações consideradas fortes (Cohen, 1988), comprovaram que os quatro estilos afetivos referidos apresentaram uma adequada estabilidade temporal neste estudo.

Discussão

Perante a escassez de estudos que analisaram a estrutura latente do *Affective Style Questionnaire* (ASQ) e a inexistência desta análise para a versão portuguesa, este estudo teve como principal objetivo fornecer dados preliminares sobre a comparação de modelos latentes numa amostra de adultos da comunidade portuguesa. Este contributo assume uma particular pertinência face ao facto de diversos estudos prévios terem reespecificado o modelo original trifatorial do ASQ proposto por Hofman e Kashdan (2010) a fim de melhorar o ajustamento dos modelos aos dados (e.g., Baytemir et al., 2024; Costa, 2020; Erreygers & Spooren, 2017; Graser et al., 2012; Ito & Hofmann, 2014; Jiang et al., 2018;

Makowski et al., 2019; Totzeck et al., 2018). Comparámos as estruturas latentes dos modelos concorrentes na literatura, nomeadamente, estruturas baseadas no modelo trifatorial proposto por Hofman e Kashdan (2010**)** e nos modelos com quatro fatores de Ito e Hofmann (2014), de Jiang et al. (2018) e de Costa (2020). Para os modelos testados avaliou-se também a validade convergente dos itens nos fatores, a validade discriminante dos fatores nos respetivos modelos e a consistência interna. Adicionalmente, foi verificada a estabilidade temporal para o modelo com melhor ajustamento aos dados.

O modelo original de primeira ordem com 20 itens (Hofman & Kashdan, 2010), bem como a respetiva versão reespecificada com três pares de resíduos correlacionados, não apresentaram um adequado ajustamento global na amostra deste estudo. Estes resultados sugerem que a organização estrutural originalmente proposta para o ASQ não encontrou suporte empírico suficiente neste estudo, corroborando as dificuldades de ajustamento global também descritas em estudos prévios (e.g., Baytemir et al., 2024; Wang et al., 2016). Na sequência da elevada associação (variância partilhada) observada entre dimensões, em particular entre Ajustar e Tolerar e considerando que estas representam diferentes manifestações de um construto mais abrangente de estilos afetivos, foi igualmente analisado um modelo trifatorial de segunda ordem, no qual as dimensões específicas foram explicadas por um fator geral de estilos afetivos. Tanto quanto é do nosso conhecimento, estruturas fatoriais de segunda ordem ainda não tinham sido testadas para o ASQ. Contudo, o modelo de segunda ordem apresentou um ajustamento global idêntico ao do modelo trifatorial original e inferior ao modelo trifatorial orignal reespecificado. A interpretação destes resultados torna-se mais clara quando considerados em conjunto com a validade discriminante dos fatores. Nos três modelos baseados na estrutura de Hofmann e Kashdan (2010), Ajustar e Tolerar partilharam uma quantidade de variância superior à variância explicada individualmente por pelo menos um destes fatores, sugerindo uma sobreposição conceptual importante entre ambas as dimensões. Embora a forte variância partilhada justificasse a especificação de um fator geral de estilos afetivos, a ausência de melhoria do ajustamento do modelo de segunda ordem sugere que esta solução, por si só, não resolveu as limitações estruturais observadas nos modelos trifatoriais, podendo refletir a eventual dificuldade em distinguir claramente as dimensões Ajustar e Tolerar. Consideramos também que, na prática, uma pontuação total do ASQ resultante de um fator geral reduziria a informação disponibilizada sobre os vários estilos afetivos, segundo Hofmann e Kashdan (2010)

conceptualmente distintos e uteis para captar diferenças individuais na predisposição para serem usadas certas estratégias de regulação emocional em detrimento de outras.

Entre todos os modelos concorrentes testados, o modelo tetrafatorial de 16 itens proposto por Ito e Hofmann (2014), após reespecificação (com dois pares de resíduos correlacionados), apresentou o melhor ajustamento global. Ainda assim, este modelo também não exibiu um adequado ajustamento aos dados, sugerindo que, embora a sua reorganização da estrutura fatorial e a eliminação de itens em relação ao modelo original Hofmann e Kashdan (2010) tenham contribuído para melhorar a dimensionalidade latente do ASQ, estas modificações não foram suficientes para ultrapassar as limitações relativas á estrutura fatorial do ASQ identificadas neste estudo. Este resultado é consistente com diversos estudos que mostraram dificuldades em reproduzir a estrutura trifatorial originalmente proposta por Hofmann e Kashdan (2010), tendo recorrido à eliminação de itens (Erreygers & Spooren, 2017; Ito & Hofmann, 2014; Jiang et al., 2018; Makowski et al., 2019; Wang et al., 2016), à introdução de covariâncias residuais sugeridas pelos índices de modificação (e.g., Wang et al., 2016), à reformulação semântica de itens (Baytemir et al., 2024) e, particularmente, à reorganização da estrutura fatorial em quatro dimensões (Costa, 2020; Ito & Hofmann, 2014; Jiang et al., 2018). Em conjunto, estes estudos prévios e o nosso sugerem que a obtenção de um melhor ajustamento do ASQ tem exigido, de forma consistente, modificações relevantes da estrutura originalmente proposta por Hofmann e Kashdan (2010).

O único estudo psicométrico sobre a versão portuguesa do ASQ (Costa, 2020), recorreu à análise fatorial exploratória para analisar o modelo tetrafatorial composto pelas dimensões Ocultar, Ajustar, Toterar e Conter, tendo identificado também limitações nesta estrutura tetrafatorial. Estas limitações incluíram saturações de vários itens em mais do que um fator, evidenciando dificuldades na sua atribuição exclusiva a uma única dimensão. Adicionalmente, as dimensões Ocultar e Conter exibiram uma forte associação (r = .63) entre estes dois estilos afetivos. Os resultados do presente estudo alinham-se com as referidas limitações do estudo de Costa, ao terem evidenciado que os modelos tetrafatoriais testados também possuíram uma insuficiente discriminação entre Ocultar e Conter particularmente evidente nos modelos tetrafatoriais de 1ª ordem de Ito & Hofmann (2014) e de Jiang et al. (2018), refletidos na elevada variância partilhada entre estes fatores. Adicionalmente, a presença de cargas cruzadas em vários itens reforça igualmente a possibilidade de que alguns itens podem refletir simultaneamente características de mais do que uma dimensão, tal como verificado no estudo de Costa

(2020). As referidas convergências entre resultados do estudo de Costa (2020) e os deste estudo, obtidos através de procedimentos analíticos distintos, reforça a consistência da reduzida diferenciação entre Ocultar e Conter como uma fragilidade da estrutura latente tetrafatorial do ASQ na população portuguesa.

Globalmente, os resultados obtidos sugerem que as principais limitações psicométricas das estruturas trifatoriais e tetrafatoriais do ASQ não parecem residir na capacidade de os itens representarem as dimensões a que pertencem. Especificamente, independentemente da estrutura fatorial testada, os itens que integraram cada modelo apresentaram, de um modo geral, pesos fatoriais padronizados, fiabilidades individuais, consistência interna e validade convergente adequados. Estes resultados sugerem que as diferenças observadas entre os modelos não decorrem da qualidade psicométrica dos itens, mas antes da forma como estes se organizam em fatores e da dificuldade já referida em distinguir claramente algumas dimensões dos estilos afetivos que reflete possivelmente uma sobreposição conceptual que se manteve de forma mais ou menos expressiva nas estruturas latentes testadas. Esta interpretação é consistente com estudos prévios que documentaram cargas cruzadas, elevadas associações entre fatores e a necessidade recorrente de reespecificar a estrutura original do ASQ (e.g., Baytemir et al., 2024; Costa, 2020; Erreygers & Spooren, 2017; Ito & Hofmann, 2014; Jiang et al., 2018; Makowski et al., 2019; Totzeck et al., 2018).

Relativamente à consistência interna, todas as estruturas fatoriais analisadas apresentaram coeficientes adequados de alfa de Cronbac*h* e de ómega de McDonald, indicando que os itens de cada dimensão medem de forma internamente consistente o respetivo estilo afetivo. Estes resultados corroboram os de estudos anteriores, que encontraram adequados de consistência interna para as diferentes subescalas do ASQ (e.g., Hofmann & Kashdan, 2010; Costa, 2020; Ito & Hofmann, 2014; Jiang et al., 2018) e reforçam a evidência acumulada de que a consistência interna constitui uma propriedade psicométrica robusta do ASQ, independentemente da estrutura latente considerada e da adaptação linguística e cultural utilizada.

Quanto à validade convergente dos itens nos respetivos fatores, esta também revelou resultados globalmente favoráveis. Apenas a dimensão Tolerar do modelo Modelo trifatorial de primeira ordem de Hofmann e Kashdan (2010) reespecificado apresentou um valor de variância média extraída ligeiramente inferior ao habitualmente recomendado (VME = .46) que ao ter coocorrido com uma elevada consistência interna, pode-se considerar que esta dimensão revelou uma validade convergente aceitável

(Fornell & Larcker, 1981). Valores de VME inferiores aos desejáveis também foram obtidos noutros estudos para a dimensão tolerar (Costa, 2020; Erreygers & Spooren, 2017; Ito & Hofmann, 2014; Jiang et al., 2018).

Relativamente à fiabilidade temporal, o modelo reespecificado de Ito e Hofmann (2014), que apresentou o melhor ajustamento global neste estudo, revelou coeficientes de estabilidade temporal elevados para as quatro dimensões do ASQ após um intervalo médio de cerca de quatro semanas e meia. Estes resultados são concordantes com os obtidos por Ito e Hofmann (2014) na mesma estrutura tetrafatorial após um intervalo de um mês, os quais indicaram igualmente uma forte estabilidade temporal (entre r =.60 e r =.76) para as quatro dimensões do ASQ. Em ambos os estudos, Ajustar foi a dimensão que revelou uma estabilidade maior, seguida de Tolerar com uma estabilidade intermédia e de Ocultar e Conter que evidenciaram coeficientes de estabilidade temporal inferiores, embora igualmente apropriados. Este padrão observado nos dois estudos confirma a fiabilidade temporal da estrutura com quatro fatores proposta por Ito e Hofmann (2014). Embora as correlações exibidas nos dois estudos tenham sido de magnitude forte (Cohen, 1988), a sua interpretação deve ser cautelosa, tendo em consideração que o intervalo temporal de cerca de um mês é insuficiente para avaliar a estabilidade temporal dos estilos afetivos enquanto predisposições duradouras ou traços para regular as emoções. Adicionalmente, o tamanho reduzido da amostra do reteste neste estudo (n = 32) aconselha igualmente prudência na interpretação dos resultados. Importa também notar que os nossos resultados para a fiabilidade temporal de Ocultar, Ajustar e Tolerar não foram comparados aos obtidos para estas dimensões em estudos baseados no modelo trifatorial original do ASQ de Hofmann e Kashdan (2010), tais como os estudos de Wang et al. (2016) e Öz Soysal & Bakalım (2021), por não ser metodologicamente adequado tal procedimento, uma vez que a reorganização estrutural proposta por Ito e Hofmann (2014) alterou o conjunto dos itens das referidas dimensões, ou seja a composição dos itens que integram as dimensões Ocultar, Ajustar e Tolerar difere entre os modelos trifatorial e tetrafatorial.

De acordo com o nosso conhecimento, o presente estudo foi pioneiro na análise da estrutura latente da versão Portuguesa do ASQ e na comparação de modelos concorrentes para esta medida, propostos na literatura científica. Embora os seus resultados devam ser considerados preliminares, permitiram aprofundar a compreensão sobre as propriedades psicométricas da versão Portugusa do ASQ, principalmente sobre a sua dimensionalidade, previamente analisada apenas no estudo de Costa (2020) através

da AFE. A comparação do modelo trifatorial e tetrafactoriais proposto por Hofmann e Kashdan (2010), Ito e Hofmann (2014) e Jiang et al. (2018), bem como das respetivas reespecificações, disponibilizou evidencias mais robustas sobre a estrutura latente do ASQ analisada na população portuguesa e forneceu um referencial empírico para a sua utilização futura.

Perante a necessidade frequente de modificações à estrutural original do ASQ (Hofmann & Kashdan, 2010) documentada na literatura científica (e.g., Ito & Hofmann, 2014; Erreygers & Spooren, 2017; Jiang et al., 2018; Makowski et al., 2019; Totzeck et al., 2018; Baytemir et al., 2024), os resultados do presente estudo constituem igualmente um contributo internacional para a compreensão das limitações da estrutura dimensional do questionário, ao terem identificado, em diferentes modelos, que essas limitações parecem concentrar-se sobretudo na insuficiente diferenciação entre alguns fatores e não na qualidade psicométrica dos itens que os compõem.

Referências

Aldao, A., Nolen-Hoeksema, S., & Schweizer, S. (2010). Emotion-regulation strategies across psychopathology: A meta-analytic review. *Clinical Psychology Review, 30*(2), 217–237. https://doi.org/10.1016/j.cpr.2009.11.004

Aldao, A., Sheppes, G., & Gross, J. J. (2015). Emotion regulation flexibility. *Cognitive Therapy and Research*, *39*(3), 263–278. https://doi.org/10.1007/s10608-014-9662-4

Bonanno, G. A., Papa, A., Lalande, K., Westphal, M., & Coifman, K. (2004). The importance of being flexible: The ability to both enhance and suppress emotional expression predicts long-term adjustment. *Psychological Science*, *15*(7), 482–487. https://doi.org/10.1111/j.0956-7976.2004.00705.x

Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2nd ed.). Guilford Press.

Carvalho, T., Motta, C., & Pinto-Gouveia, J. (2022b). *Questionário Sociodemográfico e Sobre Relações de Intimidade.*

Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Lawrence Erlbaum Associates.

Costa, M. M. L. (2020). *Propriedades psicométricas da versão portuguesa do questionário de estilos afetivo* [Dissertação de mestrado, Universidade Lusófona de Humanidades e Tecnologias]. Repositório RECIL. https://recil.ulusofona.pt/server/api/core/bitstreams/3152796e-b3c6-40db-8a36-032aa89cb90a/content

Davidson, R. J. (1992). Emotion and affective style: Hemispheric substrates. *Psychological Science*, *3*(1), 39–43. https://doi.org/10.1111/j.1467-9280.1992.tb00254.x

Davidson, R. J. (1998). Affective style and affective disorders: Perspectives from affective neuroscience. *Cognition and Emotion*, *12*(3), 307–330. https://doi.org/10.1080/026999398379628

Davidson, R. J. (2000). Affective style, psychopathology, and resilience: Brain mechanisms and plasticity. *American Psychologist*, *55*(11), 1196–1214. https://doi.org/10.1037/0003-066X.55.11.1196

Davidson, R. J., Jackson, D. C., & Kalin, N. H. (2000). Emotion, plasticity, context, and regulation: Perspectives from affective neuroscience. *Psychological Bulletin*, *126*(6), 890–909. https://doi.org/10.1037/0033-2909.126.6.890

Davidson, R. J., Putnam, K. M., & Larson, C. L. (2000). Dysfunction in the neural circuitry of emotion regulation—a possible prelude to violence. *Science*, *289*(5479), 591–594. https://doi.org/10.1126/science.289.5479.591

Davidson, R. J. (2003). Affective neuroscience and psychophysiology: Toward a synthesis. *Psychophysiology*, *40*(5), 655–665. https://doi.org/10.1111/1469-8986.00067

Davidson, R. J., & Begley, S. (2012). *The emotional life of your brain*. Hudson Street Press.

Erreygers, S., & Spooren, P. (2017). Factor structure of the Affective Style Questionnaire in Flemish adolescents. *Psychologica Belgica, 57*(2), 112–122. https://doi.org/10.5334/pb.365

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/10.1177/002224378101800104

Gratz, K. L., & Roemer, L. (2004). Multidimensional assessment of emotion regulation and dysregulation: Development, factor structure, and initial validation of the difficulties in emotion regulation scale. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment, 26*(1), 41–54. https://doi.org/10.1023/b:joba.0000007455.08539.94

Gross, J. J. (1998). The emerging field of emotion regulation: An integrative review. *Review of General Psychology, 2*(3), 271–299. https://doi.org/10.1037/1089-2680.2.3.271

Gross, J. J., & John, O. P. (2003). Individual differences in two emotion regulation processes: Implications for affect, relationships, and well-being. *Journal of Personality and Social Psychology, 85*(2), 348–362. https://doi.org/10.1037/0022-3514.85.2.348

Gross, J. J. (2015). The extended process model of emotion regulation: Elaborations, applications, and future directions. *Psychological Inquiry, 26*(1), 130–137. https://doi.org/10.1080/1047840X.2015.989751

Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2019). *Multivariate data analysis* (8th ed.). Cengage Learning.

Hayes, S. C., Luoma, J., Bond, F., Masuda, A., & Lillis, J. (2006). Acceptance and commitment therapy: Model, processes and outcomes. *Behaviour Research and Therapy*, *44*(1), 1–25. https://doi.org/10.1016/j.brat.2005.06.006

Hofmann, S. G., & Kashdan, T. B. (2010). The Affective Style Questionnaire: Development and psychometric properties. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment, 32*(2), 255–263. https://doi.org/10.1007/s10862-009-9142-4

IBM Corp. (2024). *IBM SPSS Statistics* (Versão 31) [Software de computador]. https://www.ibm.com/products/spss-statistics

Ito, M., & Hofmann, S. G. (2014). Culture and affect: The factor structure of the Affective Style Questionnaire and its relation with depression and anxiety among Japanese. *BMC Research Notes, 7*(1), Artigo 590. https://doi.org/10.1186/1756-0500-7-590

JASP Team. (2026). *JASP* (Versão 0.96) [Software de computador]. https://jasp-stats.org/

Jiang, R., Plunkett, S. W., & Ainsworth, A. T. (2018). Factor structure and validity of the Affective Style Questionnaire. *Journal of Health Psychology*. Publicação online antecipada. https://doi.org/10.1177/1359105318772650

Kalokerinos, E. K., & Koval, P. (2024). Emotion regulation flexibility. In J. J. Gross & B. Q. Ford (Eds.), *Handbook of emotion regulation* (3rd ed., pp. 265–273). Guilford Press.

Kesebir, P., Gasiorowska, A., Goldman, R., Hirshberg, M. J., & Davidson, R. J. (2019). Emotional Style Questionnaire: A multidimensional measure of healthy emotionality. *Psychological Assessment*, *31*(10), 1234–1246. https://doi.org/10.1037/pas0000745

Kline, R. B. (2023). *Principles and practice of structural equation modeling* (5th ed.). Guilford Press.

Mardia, K. V. (1985). Mardia's test of multinormality. In S. Kotz & N. L. Johnson (Eds.), *Encyclopedia of statistical sciences* (Vol. 5, pp. 217–221). Wiley.

MacKenzie, S. B., Podsakoff, P. M., & Podsakoff, N. P. (2011). Construct measurement and validation procedures in MIS and behavioral research: Integrating new and existing techniques. *MIS Quarterly*, *35*(2), 293–334. https://doi.org/10.2307/23044045

Marôco, J. (2021). *Análise estatística com o SPSS Statistics* (8.ª ed.). ReportNumber.

Panayiotou, G., Panteli, M., & Vlemincx, E. (2018). Processing emotions in alexithymia: A systematic review of physiological markers. In O. Luminet, R. M. Bagby, & G. J. Taylor (Eds.), *Alexithymia: Advances in research, theory, and clinical practice* (pp. 291–320). Cambridge University Press.

Shackman, A. J., McMenamin, B. W., Maxwell, J. S., Greischar, L. L., & Davidson, R. J. (2009). Right dorsolateral prefrontal cortical activity and behavioral inhibition.

Psychological Science, *20*(12), 1500–1506. https://doi.org/10.1111/j.1467-9280.2009.02476.x

Totzeck, C., Teismann, T., Hofmann, S. G., von Brachel, R., Zhang, X. C., Pflug, V., & Margraf, J. (2018). Affective styles in mood and anxiety disorders: Clinical validation of the "Affective Style Questionnaire" (ASQ). *Journal of Affective Disorders, 238*, 392–398. https://doi.org/10.1016/j.jad.2018.05.035

Wang, J., Xu, W., Fu, Z., Yu, W., He, L., Sun, L., He, J., & Hofmann, S. G. (2019). Psychometric properties of the Chinese version of the Affective Style Questionnaire and its role as a moderator of the relationship between stress and negative affect. *Journal of Health Psychology, 24*(5), 613–622. https://doi.org/10.1177/1359105316679722

World Medical Association. (2013). World Medical Association Declaration of Helsinki: Ethical principles for medical research involving human subjects. *Journal of the American Medical Association*, *310*(20), 2191–2194. https://doi.org/10.1001/jama.2013.281053

Žuljević, D., Radović, D., & Gavrilov-Jerković, V. (2013). Psihometrijska provera i validacija upitnika afektivnih stilova na srpskom uzorku. *Primenjena Psihologija, 6*(1), 45–65. https://doi.org/10.19090/pp.2013.1.45-65

Apêndice A

Propriedades Psicométricas do Affective Style Questionnaire (ASQ)

Estudo	Amostra (*N*)	Estrutura da Análise Fatorial	Consistência Interna (Cronbach *α*)	Fiabilidade Teste-Reteste	Validade					
					Concorrente		Convergente		Discriminante	
					Bivariada *r*	Parcial *r*	Bivariada *r*	Parcial *r*	Bivariada *r*	Parcial *r*
Turquia Baytemir et al. (2024)	263	AFC	O = .90; A = .76; T = .72	NR	BDI (*r* = -.45 a .24)	NR	ERQ: O (*r* = .15 a *r* = .69); A (*r* = .16 a *r* = .57); T (*r* = -.24 a *r* = .25)	NR	NR	NR
Portugal Costa (2020)	278	ACP	O = .89; A = .84; T = .65; C = .65	NR	DASS-21: O (*r* = .10 a *r* = .18); A (*r* = -.40 a *r* = -.34); T (*r* = -.20 a *r* = -.15); C (*r* = .05 a *r* = .06)	NR	DERS: O (*r* = .03 a *r* = .19); A (*r* = -.61 a *r* = -.20); T (*r* = -.36 a *r* = -.10); C (*r* = -.15 a *r* = .03)	NR	Brief COPE: O (*r* = -.25 a *r* = .16); A (*r* = -.40 a *r* = .37); T (*r* = -.14 a *r* = .20); C (*r* = -.19 a *r* = .13)	NR
Bélgica Erreygers e Spooren (2017)	1601	ESEM	O = .74; A =.77 - .79; T =.56 - .59	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR
Alemanha Graser et al. (2012)	640	ESEM	O = .84; A = .75; T = .72	NR	AAQ: O (*r* = .09); A (*r* = -.43); T (*r* = -.38) TAS-26: O (*r* = -.04 a *r* = .30); A (*r* = -.23 a *r* = -	NR	ERQ: O (*r* = .08 a *r* = .69); A (*r* = .06 a *r* = .46); T (*r* = -.46 a *r* = .10) BEQ-D: O (*r* = -.77 a *r* = -.37); A	NR	NR	NR

					.05); T (*r* = -.44 a *r* = -.09)		(*r* = -.24 a *r* = .07); T (*r* = .34 a *r* = .43)			
Alemanha Graser et al. (2018)	399	ESEM	O = .77; A = .76; T = .76	NR	BDI-II: O (*r* = .26); A (*r* = -.51); T (*r* = -.22)	NR	ERQ: O (*r* = .08 a *r* = .64); A (*r* = .01 a *r* = .53); T (*r* = -.56 a *r* = .02) FEEL-KJ: O (*r* = -.53 a *r* = .61); A (*r* = -.50 a *r* = .55); T (*r* = -.53 a *r* = .55) BEQ: O (*r* = -.69 a *r* = -.17); A (*r* = -.31 a *r* = .04); T (*r* = .33 a *r* = .50)	NR	NR	NR
EUA (Original) Hofmann e Kashdan (2010)	[a]434	[a]ACP	[a]O = .84; A = .80; T = .66	[a]NR	[a]NR	[a]NR	[a]NR	[a]ERQ: O (*r* = .13 a .60); A (*r* = -.03 a .54); T (*r* = -.34 a .09) DERS: O (*r* = -.06 a *r* = .18); A (*r* = -.54 a *r* = -.08); T (*r* = -.46 a *r* = -.13) AAQ-II: O (*r* = -.05); A (*r* = .47); T (*r* = .22)	[a]Brief COPE: O (*r* = -.19 a *r* = .17); A (*r* = -.32 a *r* = .20); T (*r* = -.09 a *r* = .29)	[a]NR

	[b]495	[b]ACP	[b]O = .84; A = .82; T = .68	[b]NR	[b]NR	[b]NR	[b]NR	[b]ERQ: O (*r* =.14 a *r* = .52); A (*r* = -.05 a *r* = .57); T (*r* = -.32 a *r* = .14) DERS: O (*r* = -.09 a *r* = .20); A (*r* = -.54 a *r* = -.13); T (*r* = -.39 a *r* = -.08) AAQ-II: O (*r* =-.03); A (*r* =.48); T (*r* = .18)	[b]Brief COPE: O (*r* = -.14 a *r* = .20); A (*r* = -.32 a *r* = .24); T (*r* = -.20 a *r* = .27)	[b]NR
Japão Ito e Hofmann (2014)	1041	AFE	O = .83/.87**; A = .80/.83**; T = .42/.47**; C = .67/.73**	O (*r* = 0.73); A (*r* = 0.76); T (*r* = 0.60); C (*r* = 0.66)	NR	Modelo RLM para Depressão: R^2 = .21; O (β = -.01; *p* =. 837); A (β = -.17; p = .006); T (NR); C (β = -.19; p = .003) Ansiedade: R^2 = .17; O (β = .04; p = .616); A (β = -.29; p = .000); T (NR); C (β = -.11; p = .112)	ERQ: O (*r* = .26 a *r* = .54); A (*r* = .17 a *r* = .39); T (*r* = .01 a *r* = .15); C (*r* = .28 a *r* = .46) AAQ-II: O (*r* = .13); A (*r* = .51); T (*r* = .23); C (*r* = .19)	NR	Brief COPE: O (*r* = -.28 a *r* = .17); A (*r* = -.31 a *r* = .24); T (*r* = -.19 a *r* = .16); C (*r* = -.27 a *r* = .17)	NR
EUA Jiang et al. (2018)	2806	AFE	O = .84; A = .84; T = .45; C = .82	NR	PHQ-8: O (*r* = .12); A (*r* = -.31);	NR	DERS: O (*r* = -.03 a *r* = .15); A (*r* = -.45 a *r* = - *r*	NR	NR	NR

					T (*r* = -.05); C (*r* = -.29) GAD-7: O (*r* = .06); A (*r* = -.29); T (*r* = .02); C (*r* = -.29) Perceived Stress Scale: O (*r* = .05); A (*r* = -.43); T (*r* = -0.07); C (*r* = -.38)		= .20); T (*r* = -.33 a *r* = .03); C (*r* = -.42 a *r* = -.23)			
França Makowski et al. (2019)	1226	AFE	NR	NR	NR	NR	NR	FFMQ: O (*r* = -.13 a *r* = .27); A (*r* = .02 a *r* = .33); T (*r* = -.07 a *r* = .16) Life Satisfaction: O (*r* = -.10 a *r* = .08); A (*r* = -.01 a *r* = .15); T (*r* = -.03 a *r* = .09)	NR	NR
Suécia Tunberger (2011)	103	NR	O = .83; A = .76; T = .62	NR	BDI: O (*r* = .07); A (*r* = -.43); T (*r* = -.24) BAI: O (*r* = -.02); A (*r* = -.42); T (*r* = -.24)	NR	ERQ: O (*r* = -.02 a *r* = .58); A (*r* = -.12 a *r* = .40); T (*r* = -.43 a *r* = .28) AAQ: O (*r* = .16); A (*r* = -.44); T (*r* = -.48)	NR	NR	NR

							TAS-20: O (*r* = .11 a *r* = .26); A (*r* = -.23 a *r* = -.01); T (*r* = -.38 a *r* = -.22)			
China Wang et al. (2016)	459	AFC	O = .87; A = .84; T = .66	O (*r* = .75); A (*r* = .74); T (*r* = .65)	CPSS: O (NR); A (*r* = -.50); T (*r* = -.15) SAS: O (NR); A (*r* = -.38); T (*r* = -.12) CES-D: O (NR); A (*r* =-.46); T (*r* = -.16)	NR	ERQ: O (*r* = .70 com Supressão); A (*r* = .63 com Reavaliação); T (*r* = .52 com Reavaliação, *r* = .54 com Supressão) AAQ-II: O (NR); A (*r* = .52); T (*r* = 0.46)	NR	SRRS: O (*r* = .13); A (*r* = -.19); T (NR) SCSQ Coping Positivo: O (*r* = .26); A (*r* = .53); T (*r* = .35) Coping Negativo: O (*r* = .19); A (NR); T (NR)	NR
Sérvia Žuljević et al. (2013)	1633	ACP	O = .85; A = .81; T = .58	NR	DASS-21: O (*r* = .03 a *r* =.10); A (*r* = -.41 a *r* = -.33); T (*r* = -.23 a *r* = -.19)	NR	ERQ: O (*r* = .35 a *r* = .46); A (*r* = .40 a *r* = .56); T (*r* = -.01 a *r* = .15) CERQ: O (*r* = -.17 a *r* = .53); A (*r* = -.04 a *r* = .36); T (*r* = -.05 a *r* = .31) TAS-20: O (*r* =-.30 a *r* = .10); A	NR	NR	NR

							(*r* = -.08 a *r* = .22); T (*r* = -.20 a *r* = .06)

Nota. AFC = Análise fatorial confirmatória; O = Ocultar ; A = Ajustar; T = Tolerar; NR = Não reportado; BDI = Beck Depression Inventory; ERQ = Emotion Regulation Questionaire; ACP = Análise dos componentes principais; C = Conter; Dass-21 = Depression, Anxiety and Stress Scale; DERS = Difficulties in Emotion Regulation Scale; Brief COPE = Brief Coping Orientation to Problems Experienced Inventory; ESEM = Modelagem de equações estruturais exploratórias; AAQ = Acceptance and Action Questionnaire; TAS-26 = Toronto Alexithymia Scale; BEQ-D = Berkeley Expressivity Questionnaire Deutch Version; BDI-II = Beck Depression Inventory II; FEEL-KJ - Fragebogen zur Erhebung der Emotionsregulation bei Kindern und Jugendlichen (Questionnaire for Measuring Emotion Regulation in Children and Adolescents); AAQ-II = Acceptance and Action Questionnaire II; AFE = Análise fatorial exploratória; RLM = Regressão Linear Múltipla; PHQ-8 = Patiente Health Questionaire; GAD-7 = Generalized Anxiety Disorder Scale; FFMQ = Five Facet Mindfulness Questionaire; BAI = Beck Anxiety Inventory; CPSS = Chinese Preceived Stress Scale; SAS = Self-rating Anxiety Scale; CES-D = The Center for Epidemiological Studies Depression Scale; SRRS = Short Ruminative Responses Scale; SCSQ = Simplified Coping Style Questionaire; CERQ = Cognitive Emotion Regulation Questionaire.

[a] Estudo 1.

[b] Estudo 2.

Apêndice B

Estrutura e Pesos Fatoriais dos Modelos do Affective Style Questionnaire (ASQ)

	EUA (Original) Hofmann e Kashdan (2010)		**Suécia Tunberger (2011)**	**Alemanha Graser et al. (2012)**	**Sérvia Žuljević et al. (2013)**	**Japão Ito e Hofmann (2014)**	**China Wang et al. (2016)**	**Bélgica Erreygers e Spooren (2017)**	**EUA Jiang et al. (2018)**	**Alemanha Graser et al. (2018)**	**Alemanha Totzeck et al. (2018)**	**França Makowski et al. (2019)**	**Portugal Costa (2020)**	**Turquia Baytemir et al. (2024)**
N	434	495	103	640	1633	1041	459	1601	2806	1092	917	1226	278	263
Intervalo de Idades	18+	18+	NR	18 - 48	17 - 44	18 - 29	18 - 65	10 - 15	18 – 34	13 – 19	18 – 78	NR	18+	18 – 28
Idade (*M*)	19.2	22.0	20.9	23.8	19.6	19.8	30.5	13.2	19.4	15.4	37.9	27.1	39.0	21.1
Tipo de Análise Fatorial	ACP		ACP	ESEM	ACP	AFE	AFC	ESEM	AFE	ESEM	AFC	AFE	ACP	AFC
Método de rotação	Ortog.		Ortog.	Obliq.	Obliq.	Ortog.	NR	Obliq.	Obliq.	Obliq.	-	Obliq.	Obliq.	-
Subescala Ocultar no estudo original														
1. Geralmente, as outras pessoas não sabem como me estou a sentir.	.65	.64	.66	.52	.72	.54	.35	.44	.63	.51	.26	.61	.46$_O$/.40$_C$	.68
5. Muitas vezes, escondo as minhas reações emocionais às situações.	.64	.66	.63	.41	.70	.67$_C$	.39	.33	.58	.40	.43	-	.41$_O$/.45$_C$	.55
9. Sou bom/boa a esconder os meus sentimentos.	.81	.78	.81	.77	.84	.76	.80	.71	.78	.68	.72	.80	.76	.72
10. Quando estou desanimado/a, as outras pessoas geralmente não sabem.	.72	.77	.75	.67	.78	.74	.73	.62	.77	.51	.71	-	.86	.90
13. Quando estou triste, as outras pessoas geralmente não sabem.	.73	.76	.78	.64	.79	.73	.75	.63	.77	.55	.74	.71	.85	.87

15. Consigo agir de forma a que as outras pessoas não me vejam desanimado/a.	.72	.73	.78	.74	.76	.75	.78	.65	.63	.64	.70	.72	.68	.81
18. Seria fácil para mim fingir emoções.	.60	.58	.52	.40	.56	.70	.83	.42	.53	.35	.41	-	.81	.71
20. Consigo esconder bem a minha irritação, se for preciso.	.56	.58	$.50_{O}/.49_{A}$	.59	$.39_{O}/.34_{A}$	-	.63	$.35_{O}/.43_{A}$	.48	.44	.66	-	.70	.41
Subescala Ajustar no estudo original														
2. Controlo muito as minhas emoções.	.63	.62	$.30_{O}/.52_{A}/.28_{T}$	$.29_{A}/.39_{O}$	$.33_{A}/.58_{O}$	$.67_{C}$	.64	.34	$.79_{C}$	.35	$.34_{O}$	-	.67	.49
4. Consigo evitar ficar desanimado/a, mudando a perspetiva que tenho das situações.	.63	.65	.49	.35	.49	-	.59	-	-	.43	.52	-	$.57_{A}/.53_{C}$	.61
7. Consigo acalmar-me muito rapidamente.	.71	.72	.76	.55	.68	.71	.79	.58	.83	.54	.60	.67	.66	.45
8. Consigo não ficar preso/a aos meus sentimentos.	.66	.60	.68	$.05_{A}/.58_{T}$	.66	.85	.70	-	.67	$.67_{T}$	$.78_{T}$	-	.63	.31
12. Consigo deixar de estar de mau humor muito rapidamente.	.68	.69	.48	.76	.81	.79	.68	.61	.76	.70	.64	.60	.75	.73
16. Sei exatamente o que fazer para ficar de bom humor.	.70	.63	.67	.61	.66	-	.46	.72	.67	.61	.59	.69	.83	.69
19. Consigo ficar de bom humor muito facilmente.	.80	.77	.76	.83	.87	.66	.63	.89	.75	.82	.80	.78	.80	.74
Subescala Tolerar no estudo original														
3. Consigo suportar sentir emoções intensas.	.66	.72	$.44_{A}/.50_{T}$	.54	$.12_{T}/.45_{A}/.30_{C}$	$.82_{C}$	.65	-	$.88_{C}$	.65	.34	-	$.62_{C}$	.47
6. Não há problema se as outras pessoas me virem desanimado/a.	.61	.61	$-.45_{O}/.25_{A}/.43_{T}$	.50	.63	.54	-	.44	.62	.38	.56	.59	.62	.34

11. Não há problema em sentir emoções negativas de vez em quando.	.67	.63	-.22$_A$/.72$_T$	.50	.81	.61	.50	.59	-	.39	.36	.33	.85	.67
14. Consigo suportar estar desanimado/a.	.63	.53	.63	.55	.47	-	.74	-	-	.67	.52	.47	.41	.76
17. Não há nada de errado em sentirmo-nos muito emocionados.	.70	.74	.65	.61	.66	.75	-	.75	.56	.67	.59	.59	.77	.70

Nota. Tabela adaptada do estudo de Jiang et al. (2018). A = Ajustar, O = Ocultar, C = Conter, T = Tolerar; "-" indica que o item foi excluído da versão final devido a cargas cruzadas; NR = Não Reportado.