

Adaptação Cultural e Validação Psicométrica da Versão Portuguesa para Adultos do *Risky, Impulsive, and Self-Destructive Behavior Questionnaire (RISQ)*

Dissertação

Mestrado em Psicologia Clínica

Especialização em Terapias Cognitivo-Comportamentais

Mariana Luís Monteiro
Coimbra, 2026



**Adaptação Cultural e Validação Psicométrica da Versão
Portuguesa para Adultos do *Risky, Impulsive, and Self-
Destructive Behavior Questionnaire* (RISQ)**

MARIANA LUÍS MONTEIRO

Dissertação Apresentada ao ISMT para Obtenção do Grau de Mestre em Psicologia Clínica
Área de Especialização em Terapias Cognitivo-Comportamentais

Orientador: Professor Doutor Diogo Carreiras, Professor Auxiliar no Instituto
Superior Miguel Torga

Coimbra, julho 2026

Agradecimentos:

Aos meus pais, dirijo a minha primeira e mais profunda palavra de gratidão, pois sem vocês nada disto seria possível. Agradeço por me terem proporcionado o privilégio imenso que é poder estudar sem preocupações, por terem sempre priorizado a minha educação e, acima de tudo, por nunca terem duvidado de que eu era capaz. Esta conquista é, também, vossa.

Ao meu orientador, Professor Diogo Carreiras, um agradecimento muito especial. Obrigada por se ter mostrado sempre disponível para esclarecer as minhas dúvidas, fazendo-o da forma mais atenta e cuidadosa. Ao longo deste percurso, fez-me dizer vezes sem conta, e cada vez com mais certeza: “Tive mesmo sorte com o meu orientador”.

Às “Divas”. Ainda que o nome possa soar floreiro e até um pouco presunçoso, a verdade é que acaba por refletir o que foram para mim neste trajeto: uma autêntica divindade. Foram o meu ponto de equilíbrio nos momentos de maior stress e a melhor companhia para festejar cada um dos meus avanços. Durante toda esta caminhada, nunca me fizeram sentir sozinha. Nunca estive sozinha, e isso devo-o inteiramente a vocês.

À minha amiga Bia, por me ter dado a mão desde o primeiro momento em que a minha jornada no ISMT começou, mesmo antes de me conhecer verdadeiramente. Estou eternamente grata pela tua bondade, carinho e empatia. Prometo ser eu, daqui para a frente, a nunca te largar a mão.

A todas as pessoas que disponibilizaram o seu tempo para responder ao questionário, expresso o meu mais sincero agradecimento, pois sem a vossa participação esta investigação não teria sido possível. Aos meus amigos e familiares, manifesto igualmente a minha profunda gratidão pelo carinho, apoio e contributo fundamental na partilha e divulgação do questionário.

Por fim, a Coimbra. Mesmo estando eu a 150 quilómetros de casa, esta cidade foi sempre o meu abrigo seguro e onde fui imensamente feliz.

Resumo:

Os comportamentos de risco constituem um importante problema de saúde pública e encontram-se consistentemente associados à impulsividade, evidenciando a necessidade de medidas de avaliação robustas para a população portuguesa. Neste contexto, o presente estudo teve como objetivo realizar a adaptação cultural e a validação psicométrica da versão portuguesa para adultos do *Risky, Impulsive, and Self-Destructive Behavior Questionnaire* (RISQ). No presente estudo participaram 404 adultos da população geral portuguesa, com idades compreendidas entre os 18 e os 70 anos, dos quais 76,2% se identificaram com o género feminino e 22,8% com o género masculino. Foi realizada uma Análise Fatorial Confirmatória (AFC) para confirmar a estrutura fatorial original, e posteriormente uma Análise Fatorial Exploratória (AFE). A validade nomológica foi avaliada com recurso à Escala de Impulsividade de Barratt (BIS-11), à Escala de Afeto Positivo e Negativo (PANAS) e à Escala de Ansiedade e Depressão Hospitalar (HADS), numa subamostra de 275 participantes que reportaram envolvimento prévio em comportamentos de risco. A estabilidade temporal foi avaliada após um intervalo de duas semanas. A AFE identifica uma estrutura de quatro fatores composta por 14 itens, correspondentes às dimensões de ideação autodestrutiva, drogas, agressão criminalizada e consumo compulsivo, com índices de ajustamento adequados ($\chi^2(41) = 133,50$, $p < 0,001$; CFI = 0,949; TLI = 0,887; RMSEA = 0,075; SRMR = 0,029). A versão portuguesa da RISQ apresentou uma consistência interna global adequada ($\alpha = .70$), bem como nas suas subescalas (α entre .70 e .79), elevada estabilidade temporal (ICC = 0,91; $\rho = 0,80$, $p < 0,001$) e evidências de validade nomológica, demonstradas por associações positivas e significativas com a impulsividade global, o afeto negativo e a sintomatologia ansiosa e depressiva. Em suma, a versão portuguesa de 14 itens da RISQ demonstra propriedades psicométricas favoráveis, constituindo um instrumento de autorrelato potencialmente válido, fiável e de aplicação prática para a avaliação multidimensional dos comportamentos de risco em contextos clínicos e de investigação com a população adulta portuguesa.

Palavras-chave: RISQ; comportamentos de risco; impulsividade; validação psicométrica; adaptação cultural.

Abstract

Risk behaviors constitute a major public health problem and are associated with impulsivity, highlighting the need for valid assessment instruments for the Portuguese population. In this context, the present study aimed to culturally adapt and psychometrically validate the Portuguese version of the Risky, Impulsive, and Self-Destructive Behavior Questionnaire (RISQ) for adults. A total of 404 adults from the Portuguese general population, aged between 18 and 70 years, participated in the study. Of these, 76.2% were female and 22.8% were male. A Confirmatory Factor Analysis (CFA) was initially conducted to examine the original factor structure, followed by an Exploratory Factor Analysis (EFA). Nomological validity was assessed in a subsample of 275 participants who reported previous engagement in risk behaviors using the *Barratt Impulsiveness Scale* (BIS-11), the *Positive and Negative Affect Schedule* (PANAS), and the *Hospital Anxiety and Depression Scale* (HADS). Test-retest reliability was evaluated over a two-week interval. The EFA identified a four-factor structure comprising 14 items, corresponding to the dimensions of self-destructive ideation, drug-related behaviors, aggressive and criminal behaviors, and compulsive buying and eating behaviors, with adequate model fit indices ($\chi^2(41) = 133,50$, $p < 0,001$; CFI = 0,949; TLI = 0,887; RMSEA = 0,075; SRMR = 0,029). The Portuguese version of the RISQ demonstrated adequate overall internal consistency ($\alpha = .70$), as well as across its subscales (α between .70 and .79), high test-retest reliability (ICC = 0,91; $\rho = 0,80$, $p < 0,001$), and evidence of nomological validity, demonstrated by significant positive associations with overall impulsivity, negative affect, and symptoms of anxiety and depression. In conclusion, the 14-item Portuguese version of the RISQ demonstrated favorable psychometric properties, supporting its use as a potentially valid, reliable, and practical self-report instrument for the multidimensional assessment of risk behaviors in both clinical and research settings involving Portuguese adults.

Keywords: RISQ; risk behaviors; impulsivity; psychometric validation; cultural adaptation.

Introdução

O risco é conceptualizado como a associação entre a probabilidade estatística de ocorrência de um evento e a gravidade do seu impacto, traduzido num prejuízo mensurável em termos de mortalidade ou morbilidade (Boholm, 2003). No domínio psicológico, a adoção de comportamentos de risco refere-se ao envolvimento em condutas que, apesar de terem consequências potencialmente negativas, são motivadas por resultados percebidos como recompensadores, o que evidencia uma dinâmica decisional distinta da lógica puramente probabilística (Beyth-Marom et al., 1993). Esta propensão para agir sem ponderação adequada das consequências negativas coloca o indivíduo numa posição de maior vulnerabilidade a prejuízos físicos, psicológicos ou sociais (Horvath & Zuckerman, 1993; Steinberg, 2008).

A percepção do risco é influenciada pelas características inerentes ao perigo, nomeadamente o grau de voluntariedade da exposição, o nível de controlo percebido e a natureza potencialmente catastrófica das consequências, fatores que modulam a avaliação subjetiva do risco (Slovic, 1987). Importa distinguir entre comportamentos cuja finalidade é deliberadamente autolesiva e condutas em que o risco de dano está presente sem constituir o objetivo primário da ação, distinção fundamental para a conceptualização dos comportamentos de risco em psicologia (Sadeh & Baskin-Sommers, 2017). Esta heterogeneidade manifesta-se empiricamente em múltiplos domínios, incluindo riscos de segurança, riscos financeiros, riscos para a saúde, comportamentos sexuais de risco e envolvimento em atividades criminosas (Sadeh & Baskin-Sommers, 2017).

A análise deste comportamento pode ser aprofundada à luz da teoria da decisão, que conceptualiza o risco como uma escolha entre cursos de ação alternativos que implicam a possibilidade de perda (Beyth-Marom et al., 1993). A escolha de um comportamento de risco pode ser considerada racional quando reflete os valores do decisor e resulta de uma avaliação ponderada das probabilidades e das consequências envolvidas (Beyth-Marom et al., 1993). Contudo, a investigação evidencia que a tomada de decisão em contexto real é frequentemente influenciada

por características individuais, como a impulsividade, um constructo de personalidade associado a défices de autorregulação, respostas prematuras e preferência por gratificações imediatas (Evenden, 1999; Whiteside & Abramowitz, 2004).

O autocontrolo, sustentado neurobiologicamente pelo córtex pré-frontal, é moldado por fatores genéticos e ambientais, sendo a sua falha atribuída a défices na regulação do afeto e das funções cognitivas superiores (Barkley, 1997; Bouchard, 2004; Eslinger et al., 2004). Paralelamente, o traço de *sensation seeking* assume um papel central, uma vez que indivíduos com níveis elevados deste traço tendem a valorizar a ativação emocional e os benefícios imediatos das experiências acima dos potenciais danos (Horvath & Zuckerman, 1993).

Do ponto de vista motivacional, a literatura evidencia uma considerável heterogeneidade, na medida em que alguns indivíduos procuram ativamente a excitação, enquanto outros adotam comportamentos de risco como estratégia de evitamento ao mal-estar emocional, existindo ainda perfis caracterizados por uma combinação destes impulsos (Sadeh & Baskin-Sommers, 2017). Esta diversidade reforça a natureza multifatorial dos comportamentos de risco, resultantes da interação entre fatores cognitivos, motivacionais e sociais (Slovic, 2020). Adicionalmente, a influência social dos pares desempenha um papel central, dado que o risco emocional de rejeição social pode ser percecionado como superior ao risco físico da atividade em si (Horvath & Zuckerman, 1993).

O significado atribuído aos conceitos de risco e contingência varia substancialmente consoante o domínio científico e o contexto cultural, refletindo uma pluralidade de enquadramentos teóricos (Smith & Fischbacher, 2009). Enquanto a psicologia privilegia as dimensões subjetivas da perceção individual, as abordagens sociológicas e antropológicas oferecem uma lente complementar, destacando o risco como uma construção social e relacional, e não apenas uma característica intrínseca dos objetos (Gustafson, 1998; Rappaport, 1996). Nesta perspetiva, a cultura atua como um elemento estruturante que confere lógica aos comportamentos, tornando a avaliação do perigo um processo que articula o rigor científico com juízos de valor

locais (Cohen, 2000; Slovic, 2020; Tansey & O’Riordan, 1999). Reconhecer esta pluralidade conceptual é fundamental para compreender que o comportamento de risco não é um fenómeno descontextualizado, mas sim moldado pela interpretação que o indivíduo faz do seu contexto social.

Esta subjetividade contextual é evidente nas sociedades contemporâneas, onde a evolução tecnológica expandiu os riscos do plano físico para os ambientes virtuais (Beck, 1992; Boholm, 2003). Neste meio, a falha no controlo de impulsos adquire novas expressões (Young, 2015). A dependência de compras online constitui um exemplo paradigmático desta dinâmica, sendo amplificada pela conveniência, anonimato e sobrecarga cognitiva gerada por estímulos digitais. À semelhança de outras condutas de risco, a compra compulsiva reflete um acentuado défice de autorregulação. Esta conduta opera frequentemente como um mecanismo compensatório para mitigar afetos negativos como ansiedade, depressão ou baixa autoestima e para assegurar gratificação hedónica a curto prazo. Por conseguinte, o indivíduo reitera estes comportamentos em busca de alívio imediato, negligenciando as suas consequências nefastas a longo prazo, nomeadamente o severo endividamento e a deterioração do bem-estar psicológico (Lee et al., 2016; Rose & Dhandayudham, 2014; Sathya et al., 2023)

No domínio das variáveis sociodemográficas, o género emerge como um fator determinante, não sendo uma categoria socialmente neutra na análise do risco (Gustafson, 1998). A investigação sugere que os indivíduos do sexo masculino estão mais sujeitos a acidentes (Girão & Oliveira, 2005) e demonstram maior abertura ao risco, o que pode ser interpretado como uma vantagem adaptativa evolutiva (Beyth-Marom et al., 1993; Buss, 2005) ou associado a uma maior propensão para a agressão (Swanson et al., 1990). Esta disparidade reflete-se no facto de os homens considerarem os riscos menos problemáticos do que as mulheres (Spigner et al., 1993), uma tendência explicada por fatores de poder e vulnerabilidade (Flynn et al., 1994). Esta inclinação masculina é particularmente evidente em contextos de condução, onde os homens tendem a manifestar maior entusiasmo e apreço pela condução do que as mulheres (Harré et al., 1996),

revelando que o afeto positivo é um preditor mais forte de condutas perigosas para os homens (Rhodes & Pivik, 2011).

A idade constitui igualmente um fator crítico, observando-se um aumento do risco na adolescência associado a um desfasamento maturacional entre a intensificação da procura de recompensa, mediada pelo sistema dopaminérgico, e a maturação tardia do sistema de controlo cognitivo (Steinberg, 2008). Este perfil neurobiológico explica a maior inclinação dos jovens para o consumo de substâncias e condução perigosa (Steinberg, 2008), domínios onde o afeto positivo atua como um preditor robusto de comportamentos de risco (Rhodes & Pivik, 2011). Importa salientar que a idade de início destes comportamentos é um indicador de cronicidade (McGue & Iacono, 2005), uma vez que os riscos iniciados na adolescência tendem a persistir na idade adulta (Cauffman et al., 2005). Não obstante, o comportamento de risco é também conceptualizado como um elemento inerente ao desenvolvimento humano, verificando-se que o interesse por estas práticas tende a diminuir naturalmente com o amadurecimento (Sadeh & Baskin-Sommers, 2017). Adicionalmente, fatores como o nível de escolaridade e a dinâmica familiar assumem um papel relevante na coocorrência de comportamentos de risco. A monitorização parental funciona como fator protetor, enquanto contextos de negligência e violência doméstica configuram riscos significativos para o desenvolvimento psicológico e comportamental (Bisol & Tapia, 2012; Meader et al., 2016).

Para além das características sociodemográficas, a literatura evidencia que as variáveis afetivas e psicológicas desempenham um papel central na etiologia dos comportamentos de risco, sendo particularmente relevantes para a compreensão das motivações subjacentes a estas condutas. A impulsividade e a tomada de decisão ocorrem frequentemente em contextos de elevada intensidade emocional, nos quais o processamento experiencial tende a assumir um papel dominante (Loewenstein et al., 2001; Sadeh & Baskin-Sommers, 2017). O afeto positivo tem sido consistentemente associado à procura de excitação e à valorização dos benefícios imediatos das experiências, aumentando a probabilidade de envolvimento em comportamentos de risco, especialmente em situações que exigem decisões rápidas (Rhodes & Pivik, 2011). Investigações

de cariz experimental e estudos com amostras de elevada dimensão corroboram esta relação, demonstrando que o afeto positivo potencia frequentemente a tomada de decisão de risco, verificando-se uma intensificação desta tendência quando as recompensas apresentam elevado valor motivacional (Herman et al., 2018). Por contraste, o afeto negativo encontra-se frequentemente associado a estratégias de evitamento e coping disfuncional, nas quais o comportamento de risco surge como tentativa de regulação emocional (Costa & McCrae, 2014). Resultados de investigações meta-analíticas indicam que estados emocionais de valência negativa funcionam como catalisadores para comportamentos de risco associados à procura de recompensa imediata, contrastando com o afeto positivo, cuja influência na regulação destas escolhas apetitivas se revela mais inconsistente ou condicionada pelo ambiente (Ferrer et al., 2020).

Neste contexto, a ansiedade associa-se a padrões de hipervigilância e interpretação ameaçadora do ambiente, influenciando negativamente a avaliação do risco e a tomada de decisão (Costa & McCrae, 2014). Evidências empíricas sugerem que a ansiedade, enquanto estado clínico ou traço, condiciona uma redução da tomada de risco em atividades lúdicas e laboratoriais de incerteza, manifestando-se através de uma prudência exacerbada (Bahri et al., 2025). Contudo, de acordo com a literatura meta-analítica, existe uma associação positiva entre a psicopatologia ansiosa e a manifestação de tendências suicidárias, verificando-se que a presença destes quadros clínicos eleva a vulnerabilidade para a tomada de decisões de risco extremo, como a tentativa de suicídio (Bentley et al., 2016). Por sua vez, a depressão caracteriza-se por estados de anedonia e desesperança, podendo reduzir a violência interpessoal, mas aumentar a probabilidade de comportamentos autolesivos e outras formas de risco internalizante. Estas dinâmicas refletem-se em padrões distintos de externalização e internalização do comportamento, evidenciando a complexa relação entre afeto e risco (Henriques & Davidson, 2000; Sadeh & Baskin-Sommers, 2017).

Apesar destas evidências, a investigação sobre comportamentos de risco tem sido marcada por uma abordagem fragmentada, privilegiando o estudo isolado de tipologias específicas e negligenciando a elevada co-ocorrência entre diferentes comportamentos (Thomsen et al., 2011).

Os instrumentos de avaliação tradicionais tendem a medir em profundidade um único domínio comportamental, como a *Subtypes of Antisocial Behavior Scale* (Burt & Donnellan, 2009), que se foca exclusivamente na avaliação do comportamento antissocial (como a agressão e a transgressão de regras), falhando assim em captar a elevada taxa de comorbilidade entre os diferentes comportamentos de risco (Baskin-Sommers & Sommers, 2006; MacArthur et al., 2012; Sadeh & Baskin-Sommers, 2017).

As limitações das medidas de avaliação disponíveis incluem o foco em domínios isolados, omitem os precipitantes afetivos subjacentes à ação e negligenciam o registo das consequências (Sadeh & Baskin-Sommers, 2017). Adicionalmente, importa considerar que existem diferenças individuais significativas na forma como estes comportamentos se iniciam e na sua persistência ao longo do tempo (Sadeh & Baskin-Sommers, 2017). Contudo, a maioria dos instrumentos de avaliação restringe-se a períodos de desenvolvimento específicos e limitados, como exemplifica o *Youth Risk Behavior Survey*, focado exclusivamente na adolescência, falhando na avaliação do momento em que um determinado comportamento teve o seu início, seja na infância ou na idade adulta (Sadeh & Baskin-Sommers, 2017).

Com o objetivo de colmatar estas lacunas, o Risky, Impulsive, and Self-Destructive Behavior Questionnaire (RISQ; Sadeh & Baskin-Sommers, 2017) foi desenvolvida como uma medida de autorrelato composta por 38 itens, concebida para captar a heterogeneidade e a complexidade etiológica dos comportamentos de risco. A estrutura do instrumento foi validada através de um modelo bifatorial que integra um fator geral, e oito fatores de domínio específicos: uso de drogas, agressão, autolesão, jogo, comportamento sexual de risco, alimentação impulsiva, consumo excessivo de álcool e comportamentos imprudentes; permitindo assim identificar diferentes manifestações de risco com potenciais etiologias distintas. Para cada comportamento reportado, o instrumento recolhe informação relativa à frequência ao longo da vida, à frequência recente, à idade de início e à ocorrência de consequências negativas graves, como problemas legais ou hospitalizações. Uma inovação central do RISQ reside na avaliação explícita das abordagens afetivas subjacentes a cada comportamento, distinguindo motivações de evitamento do afeto

negativo e de aproximação associada à procura de excitação, operacionalizadas através de escalas do tipo Likert (Sadeh & Baskin-Sommers, 2017).

A ausência de instrumentos integrativos validados para a população adulta portuguesa, capazes de captar a co-ocorrência e a heterogeneidade dos comportamentos de risco, constitui uma limitação relevante na investigação e na prática psicológica em Portugal. Neste contexto, o presente estudo tem como objetivo principal validar psicometricamente a versão portuguesa do RISQ, analisando a sua estrutura fatorial, consistência interna e validade de constructo, bem como explorar associações com variáveis sociodemográficas relevantes. O estudo visa, assim, contribuir para a disponibilização de uma medida válida e fiável para a avaliação integrada dos comportamentos de risco na população adulta portuguesa.

Com base na revisão da literatura e nas propriedades psicométricas reportadas para a versão original do RISQ (Sadeh & Baskin-Sommers, 2017), foram formuladas as seguintes hipóteses de investigação: (H1) espera-se que a versão portuguesa do RISQ evidencie uma estrutura fatorial semelhante e indicadores satisfatórios de fiabilidade, nomeadamente em termos de consistência interna e estabilidade temporal; (H2) espera-se que níveis mais elevados de envolvimento em comportamentos de risco de natureza desadaptativa e autodestrutiva se associem positivamente à impulsividade global, ao afeto negativo, à ansiedade e à depressão, e negativamente ao afeto positivo; e, por fim, (H3) espera-se que a frequência de comportamentos de risco se associe negativamente à idade, refletindo maior envolvimento nas faixas etárias mais jovens, e que se observem diferenças significativas em função do género, antecipando-se um menor envolvimento global em comportamentos de risco por parte das mulheres comparativamente aos homens, bem como perfis distintos nas motivações subjacentes.

Método

Participantes

A amostra total do presente estudo foi constituída por 404 participantes de nacionalidade portuguesa, que preencheram a totalidade dos instrumentos de avaliação previstos no protocolo. As idades situaram-se entre os 18 e os 70 anos ($M = 29.28$; $DP = 12.96$). Relativamente à identidade de género, 76,2% dos participantes identificaram-se com o género feminino, 22,8% com o género masculino e 1,0% com o género não binário. A larga maioria dos participantes insere-se num nível socioeconómico médio (86,1%) e reside na região Norte (48,5%) ou Centro (38,1%) de Portugal. Quanto ao estado civil, verificou-se uma prevalência de participantes solteiros (75,0%). O grau de escolaridade mais frequente foi a licenciatura (51,0%) e, no que respeita à situação profissional, a amostra distribuiu-se essencialmente entre trabalhadores no ativo (41,8%) e estudantes (40,3%).

Por questões de especificidade metodológica, importa notar a existência de uma subamostra distinta extraída desta amostra global. Esta subamostra foi composta por 275 participantes que reportaram envolvimento em comportamentos de risco, respondendo assim às escalas de motivação do RISQ, apresentando uma média de idades ligeiramente inferior ($M = 28.52$; $DP = 12.51$). O perfil demográfico desta subamostra é amplamente sobreponível ao da amostra total. A maioria dos participantes identificou-se com o género feminino (78,2%), reportou pertencer a um nível socioeconómico médio (85,8%) e reportou residir maioritariamente nas regiões Norte (45,1%) e Centro (38,9%) do país. O estado civil predominante foi o de solteiro (77,5%), com mais de metade destes participantes a deter o grau académico de licenciatura (50,9%). No domínio laboral, observou-se apenas uma ligeira inversão de prevalências face à amostra total, verificando-se uma maior representatividade de estudantes (43,6%) em comparação com os trabalhadores no ativo (36,7%). A caracterização sociodemográfica detalhada encontra-se sumariada na Tabela 1.

Tabela 1*Características Sociodemográficas da Amostra Total e da Subamostra de Risco.*

Variáveis	N = 404		n = 275	
	n	%	n	%
Género				
Homem	92	22,8	56	20,4
Mulher	308	76,2	215	78,2
Não binário	4	1,0	4	1,4
Nível socioeconómico				
Baixo	40	9,9	29	10,5
Médio	348	86,1	236	85,8
Alto	16	4,0	10	3,6
Residência				
Norte	196	48,5	124	45,1
Centro	156	38,6	107	38,9
Área Metropolitana de Lisboa	23	5,7	20	7,3
Ribatejo e Oeste	12	3,0	10	3,6
Alentejo	6	1,5	5	1,8
Algarve	8	2,0	7	2,5
R. Autónoma da Madeira	1	0,2	0	0,0
R. Autónoma dos Açores	2	0,5	2	0,7
Estado Civil				
Solteiro/a	303	75,0	213	77,5
Casado/a ou em união de facto	79	19,6	45	16,4
Divorciado/a ou separado/a	19	4,7	15	5,5
Viúvo/a	3	0,7	2	0,7
Nível de Escolaridade				
9º ano ou inferior	9	2,2	3	1,1
Ensino Secundário	127	31,4	87	31,6
Licenciatura	206	51,0	140	50,9
Mestrado	58	14,4	42	15,3
Doutoramento	4	1,0	3	1,1
Estado Laboral				
Estudante	163	40,3	120	43,6
Trabalhador/a	169	41,8	101	36,7
Trabalhador/a-estudante	43	10,6	33	12,0
Desempregado/a	23	5,7	18	6,5
Reformado/a	6	1,5	3	1,1

Procedimentos

O presente estudo integra o projeto “Tédio e Comportamentos de Risco: Contributos Psicométricos e Exploração do Papel das Variáveis Sociais, Evitamento Experiencial e Impulsividade”. O protocolo de investigação foi aprovado pela Comissão de Ética da Universidade Lusófona antes do início da recolha de dados (número de referência: CEDIC127_07.25; Anexo 1), cumprindo os princípios da Declaração de Helsínquia e o Código de Ética da Ordem dos Psicólogos Portugueses (OPP).

Foram definidos como critérios de inclusão para a participação no estudo: (a) ter idade compreendida entre os 18 e os 70 anos; (b) possuir nacionalidade portuguesa; (c) ter acesso a um dispositivo eletrónico com ligação à internet; e (d) aceitar o consentimento informado, que assegurava a voluntariedade, confidencialidade e o direito de desistência a qualquer momento. O recrutamento foi realizado através de amostragem não probabilística por conveniência e *snowball*, recorrendo à rede de contactos dos investigadores, grupos da área da Psicologia, LinkedIn e distribuição presencial de *flyers*.

A recolha de dados ocorreu digitalmente via plataforma REDCap, entre novembro de 2025 e janeiro de 2026. O inquérito *online* era composto por informações sobre o estudo, consentimento informado, um questionário sociodemográfico, juntamente com várias medidas de autorrelato que avaliavam o tédio situacional, a impulsividade, os comportamentos de risco, o afeto positivo e negativo, a sintomatologia depressiva e ansiosa e a evitação experiencial, com uma duração média estimada de preenchimento de 30 minutos. Acautelando a natureza sensível de algumas destas temáticas, foram fornecidas informações de contacto para apoio emocional e psicológico no final do questionário, incluindo canais institucionais do Serviço Nacional de Saúde (SNS) e um contacto direto dentro da equipa de investigação. Dado o carácter voluntário da participação e a possibilidade de desistência a qualquer momento, apenas foram incluídos para o estudo de validade nomológica os participantes que completaram integralmente os instrumentos de avaliação.

Adicionalmente, no final do inquérito, os participantes foram convidados a preencher o questionário RISQ duas semanas depois, com o objetivo de avaliar a estabilidade temporal das respostas. A adesão a este segundo momento de avaliação assumiu um caráter estritamente facultativo, implicando a disponibilização do endereço de *e-mail* por parte dos interessados. De forma a assegurar o total anonimato e confidencialidade, estes contactos foram utilizados com o propósito exclusivo de envio do segundo questionário, tendo sido eliminados da base de dados imediatamente após o emparelhamento das respostas de ambos os momentos.

Tradução e Adaptação do RISQ para a Língua Portuguesa Europeia

A validação da versão portuguesa europeia do RISQ foi previamente autorizada pelos seus autores originais (Sadeh & Baskin-Sommers, 2017). O processo de tradução seguiu uma metodologia rigorosa: inicialmente, um investigador nativo de português e proficiente em inglês traduziu o instrumento para português. Posteriormente, outro investigador nativo de português e proficiente em inglês realizou a retroversão para o idioma original. A comparação entre esta retroversão e a escala original permitiu garantir a equivalência semântica e concetual dos itens. Através da correção de ligeiras divergências identificadas nesta fase, consolidou-se a versão final da escala em português.

Esta versão final em português foi posteriormente administrada a 10 pessoas, com idades compreendidas entre os 21 e 54 anos, com o objetivo de avaliar a compreensibilidade dos itens e verificar a necessidade de eventuais reformulações. Dado que não foram reportadas dificuldades de interpretação ou ambiguidades por parte dos participantes, não houve necessidade de proceder a qualquer alteração à escala.

Instrumentos de Avaliação

Questionário Sociodemográfico

Para a caracterização da amostra, foi utilizado um questionário elaborado para o efeito. Este instrumento recolhe informações relativas a variáveis como idade, género, nível de escolaridade, nível socioeconómico, estado civil, situação laboral e zona de residência. Adicionalmente, o questionário inclui questões sobre o histórico de saúde mental, nomeadamente a existência de diagnósticos anteriores e o tipo de acompanhamento ou tratamento (psicológico, psiquiátrico ou farmacológico) que o participante possa estar a receber.

Risky, Impulsive, and Self-Destructive Behavior Questionnaire (RISQ)

O *Risky, Impulsive, and Self-Destructive Behavior Questionnaire* (RISQ) foi desenvolvido originalmente por Sadeh e Baskin-Sommers (2017) para avaliar a frequência e a natureza de uma ampla gama de comportamentos de risco, como o furto, a condução perigosa, o jogo, o consumo de substâncias, comportamentos sexuais de risco, agressão física e comportamentos autodestrutivos. Este instrumento de autorresposta permite registar a ocorrência dos comportamentos ao longo da vida e no último mês, a idade da primeira ocorrência e a existência de consequências negativas (e.g., problemas legais ou hospitalização). Adicionalmente, o RISQ explora a função do comportamento através de duas subescalas respondidas numa escala de Likert de 0 (*Discordo fortemente*) a 4 (*Concordo fortemente*), que distinguem a motivação por Regulação Emocional da Procura de Sensações. Sendo o presente estudo focado na validação deste questionário para a população portuguesa, as suas qualidades psicométricas de validade e fidelidade serão analisadas e discutidas detalhadamente na secção dos resultados.

Escala de Impulsividade de Barratt (BIS-11)

A Escala de Impulsividade de Barratt (BIS-11) é um dos instrumentos de autorresposta mais utilizados internacionalmente para avaliar o construto da impulsividade, tendo sido desenvolvida originalmente por Patton et al. (1995) e adaptada para a população portuguesa por

Brito-Costa et al (2019). O instrumento original é composto por 30 itens, pontuados numa escala de Likert de 4 pontos. Contudo, de acordo com a estrutura validada para a população portuguesa, os itens 21, 23 e 24 foram excluídos por apresentarem saturações fatoriais inferiores a 0,30. Desta forma, na presente investigação, a escala global é contabilizada com base em 27 itens, dividindo-se em quatro subescalas: Atenção, Autocontrolo, Planeamento e Perseverança. Importa notar que pontuações mais elevadas indicam maiores dificuldades nessas áreas. A versão portuguesa revelou qualidades psicométricas adequadas, apresentando um Alfa de Cronbach para a escala total de 0,76. No presente estudo, o Alfa de Cronbach obtido para a escala total (composta pelos 27 itens) foi de 0,84, revelando uma excelente consistência interna. Ao nível das subescalas, verificaram-se índices adequados para o Autocontrolo ($\alpha = 0,80$) e Planeamento ($\alpha = 0,71$), e um valor aceitável para a Atenção ($\alpha = 0,62$). Importa salientar que a subescala de Perseverança apresentou um índice de consistência interna inaceitável na presente amostra ($\alpha = -0,03$), revelando uma total ausência de fiabilidade. Por este motivo, e seguindo critérios psicométricos de rigor metodológico, esta dimensão foi totalmente excluída das análises estatísticas subsequentes do presente estudo.

Escala de Afeto Positivo e Afeto Negativo (PANAS)

A Escala de Afeto Positivo e Afeto Negativo (PANAS) foi desenvolvida por Watson et al. (1988) para medir as duas dimensões primárias do afeto. A versão portuguesa foi validada por Galinha e Pais-Ribeiro (2005). Este instrumento é constituído por 20 itens (10 para cada subescala), que consistem em adjetivos que descrevem estados emocionais, respondidos numa escala de Likert de 5 pontos (1 = *Nada ou muito pouco* a 5 = *Extremamente*). Na versão de validação portuguesa, os valores de consistência interna revelaram-se satisfatórios, com um Alfa de Cronbach de 0,86 para o Afeto Positivo e de 0,89 para o Afeto Negativo. No presente estudo, os valores de Alfa de Cronbach foram de 0,89 para a subescala de Afeto Positivo e 0,89 para a de Afeto Negativo.

Escala de Ansiedade e Depressão Hospitalar (HADS)

A Escala de Ansiedade e Depressão Hospitalar (HADS) foi desenvolvida originalmente por Zigmond e Snaith (1983) para avaliar estados emocionais de ansiedade e depressão. Este instrumento foi validado para a população portuguesa por Pais-Ribeiro et al. (2007). A escala é composta por 14 itens, divididos em duas subescalas de sete itens cada: uma dedicada à Ansiedade e outra à Depressão. Os itens são respondidos numa escala de 4 pontos (0 a 3), refletindo a experiência do participante durante a última semana. Numa revisão de literatura internacional, a escala demonstrou boa consistência interna, com Alfas de Cronbach entre 0,68 e 0,93 (média de 0,83) para a Ansiedade e entre 0,67 e 0,90 (média de 0,82) para a Depressão. Na versão portuguesa de Pais-Ribeiro et al. (2007), o Alfa de Cronbach foi de 0,76 para a subescala de Ansiedade e de 0,81 para a de Depressão. No presente estudo, o Alfa de Cronbach foi de 0,82 para a Ansiedade e de 0,74 para a Depressão.

Análise Estatística

O tratamento preliminar dos dados, que incluiu a análise da base de dados para identificação e tratamento de valores omissos (*missing values*), foi realizado com recurso ao *software* estatístico IBM SPSS *Statistics* (versão 30.0.0.0). Após esta fase de limpeza e preparação da matriz de dados, todas as análises psicométricas, incluindo a avaliação da validade de construto (AFC e AFE), a análise da normalidade da distribuição dos itens, a consistência interna, a estabilidade temporal (teste-reteste) e a validade nomológica, foram conduzidas no *software* JASP (versão 0.95.4).

Para a caracterização sociodemográfica da amostra total e da subamostra de risco, bem como para a descrição do comportamento dos itens da escala, recorreu-se a estatística descritiva, sendo calculadas as medidas de tendência central e de dispersão (média e desvio-padrão). A normalidade univariada dos itens foi analisada através dos coeficientes de assimetria (*skewness*) e curtose (*kurtosis*), complementada pela aplicação do teste de Shapiro-Wilk.

A estratégia analítica para a avaliação da validade de construto da escala RISQ estruturou-se em duas etapas. Numa primeira etapa, realizou-se uma Análise Fatorial Confirmatória (AFC) com o objetivo de testar o ajustamento da estrutura dimensional proposta pelos autores originais do questionário RISQ aos dados deste estudo. Perante a inadequação dos índices de ajustamento obtidos, procedeu-se posteriormente a uma Análise Fatorial Exploratória (AFE), visando identificar a estrutura latente mais ajustada à presente amostra.

Para a avaliação dos pressupostos da análise fatorial, a normalidade multivariada foi avaliada através do teste de Mardia, dada a relevância deste pressuposto para a estimação dos modelos fatoriais confirmatórios. A fatorabilidade da matriz de correlações foi avaliada com recurso ao teste de sfericidade de Bartlett e à medida de adequação amostral Kaiser-Meyer-Olkin (KMO), esperando-se um valor de $p < 0,05$ e um $KMO \geq 0,70$ como indicativo de adequação para análise fatorial (Hair et al., 2014). Na condução da AFE, utilizou-se o método de extração *Minimum Residual* (mínimos resíduos), por se tratar de um procedimento robusto em situações de eventual violação da normalidade multivariada, acompanhado de uma rotação oblíqua (*Oblimin*), pressupondo a existência de correlação teórica entre os fatores. A retenção do número de fatores baseou-se prioritariamente na análise paralela, complementada pela análise visual do *Scree Plot*.

A qualidade do ajustamento dos modelos fatoriais foi avaliada através de um conjunto de índices habitualmente recomendados na literatura psicométrica (Hu & Bentler, 1999; Kline, 2016). Especificamente, consideraram-se os seguintes índices absolutos e de erro: o *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA) e o *Standardized Root Mean Square Residual* (SRMR), para os quais valores iguais ou inferiores a 0,08 são indicativos de um ajustamento aceitável, e valores em torno de 0,05 representam um bom ajustamento. Adicionalmente, analisaram-se índices de ajustamento comparativo e incremental, nomeadamente o *Comparative Fit Index* (CFI) e o *Tucker-Lewis Index* (TLI), assumindo-se $\geq 0,90$ como um ajustamento adequado. Neste estudo, optou-se por uma abordagem integrativa e contextualizada na avaliação dos índices de ajustamento, considerando de forma conjunta os diferentes indicadores disponíveis, em linha com as

recomendações de Hu e Bentler (1999). Esta opção metodológica teve ainda em conta as características específicas do RISQ, nomeadamente a baixa frequência de respostas observada na amostra comunitária, a qual pode influenciar determinados índices de ajustamento.

A fiabilidade da escala foi avaliada através do cálculo da consistência interna e da estabilidade temporal. A consistência interna foi estimada através do coeficiente Alfa de Cronbach (α) e do coeficiente Omega de McDonald (ω), sendo este atualmente recomendado como estimativa complementar ou alternativa ao Alfa de Cronbach, por não pressupor tau-equivalência entre os itens (Dunn et al., 2014; McNeish, 2018). Para ambos os coeficientes, valores $\geq 0,70$ foram adotados como critério de referência para uma consistência interna aceitável, embora valores ligeiramente inferiores possam ser tolerados em investigação exploratória ou em dimensões com um número reduzido de itens. A estabilidade temporal (teste-reteste) foi aferida através do Coeficiente de Correlação Intraclass (ICC, modelo *two-way mixed*), do coeficiente de correlação de Spearman e do teste não-paramétrico de Wilcoxon para amostras emparelhadas, refletindo a consistência das pontuações num intervalo de duas semanas.

Por fim, para testar as hipóteses de investigação, e face à severa violação do pressuposto de normalidade na distribuição dos itens, adotou-se uma abordagem estatística estritamente não-paramétrica. Para explorar a validade nomológica e a relação entre o comportamento de risco e as variáveis psicológicas, utilizou-se o coeficiente de correlação de Spearman (ρ). As correlações entre as variáveis foram interpretadas de acordo com os critérios convencionais propostos por Cohen (1988): valores de $\rho < 0,10$ foram considerados muito fracos; entre 0,10 e 0,29 fracos; entre 0,30 e 0,49 moderados; e $\geq 0,50$ fortes. O nível de significância estatística foi fixado em $p < 0,05$. Para avaliar as diferenças nos níveis de comportamento de risco em função de variáveis sociodemográficas, conduziram-se o Teste de Mann-Whitney (com o tamanho do efeito reportado pelo coeficiente de correlação *rank-biserial*) e o Teste de Kruskal-Wallis (com o tamanho do efeito reportado pelo épsilon ao quadrado, ϵ^2). A apresentação destas medidas de tamanho do efeito visa complementar a significância estatística (valor p), permitindo quantificar a magnitude das

diferenças observadas e aferir a sua relevância prática e clínica na população estudada. Nos casos de significância estatística neste último, realizaram-se comparações múltiplas *post hoc* através do teste de Dunn, aplicando a correção de Holm para controlo da taxa de erro familiar.

Resultados

Validade de Construto: Estrutura Fatorial da Versão Portuguesa do RISQ

Numa primeira fase da análise da validade de construto, procurou-se replicar a estrutura dimensional proposta pelos autores originais do questionário RISQ através de uma AFC. Contudo, os índices de ajustamento global obtidos revelaram-se inadequados, sugerindo um fraco ajustamento do modelo teórico aos dados da presente amostra ($\chi^2(632) = 2215,00$; $p < 0,001$; CFI = 0,663; TLI = 0,625; RMSEA = 0,079; SRMR = 0,089). Perante a inadequação do ajustamento do modelo teórico original, procedeu-se a uma AFE.

Antes da realização desta análise, foram verificados os pressupostos de adequação dos dados. O teste de esfericidade de *Bartlett* revelou-se altamente significativo ($\chi^2 = 5231,18$; $p < 0,001$), indicando que a matriz de correlações apresentava condições adequadas para fatorização. Adicionalmente, o teste de *Mardia* evidenciou violação da normalidade multivariada ($p < 0,001$). Ainda assim, esta condição não comprometeu a adequação da análise exploratória, uma vez que este tipo de distribuição é frequentemente observado em instrumentos que avaliam comportamentos de risco e fenómenos de baixa frequência comportamental (Tabachnick & Fidell, 2013).

Numa fase inicial de exploração, os 38 itens originais da escala foram submetidos a uma AFE através do método de extração de *Minimum Residual*, com extração livre e rotação *Oblimin*, assumindo-se a existência de correlação conceptual entre as diferentes dimensões de risco avaliadas. O processo de refinamento psicométrico seguiu critérios psicométricos rigorosos de retenção de itens, tendo sido eliminados aqueles que apresentaram saturações fatoriais inferiores a 0,40 (itens 1, 11, 12, 17, 20, 21, 22, 30, 33 e 38), bem como os itens com saturações cruzadas relevantes em mais do que um fator (itens 10 e 18).

Tabela 2

Cargas Fatoriais e Unicidade da Análise Fatorial Exploratória com os 38 itens originais (N = 404)

	F1	F2	F3	F4	F5	F6	F7	F8	F9	F10	u^2
Item 1	0.080	0.352	0.194	-0.009	-0.102	0.249	-0.005	-0.005	-0.027	0.138	0.656
Item 10	0.288	-0.045	0.470	0.015	-0.126	0.430	-0.002	0.037	-0.106	-0.112	0.383
Item 11	0.087	0.245	-0.104	-0.086	0.063	0.207	-0.021	0.081	0.020	0.194	0.757
Item 12	-0.080	0.448	0.044	0.197	0.024	-0.059	-0.031	-0.006	-0.094	-0.133	0.744
Item 13	-0.004	0.318	-0.110	0.018	0.039	0.172	0.004	-0.133	0.204	0.255	0.639
Item 14	-0.045	-0.004	0.531	-0.007	0.048	-0.055	0.015	-0.088	0.047	0.021	0.705
Item 15	-0.005	-0.019	-0.151	-0.031	-0.019	0.167	0.635	-0.068	0.104	0.005	0.557
Item 16	0.550	0.171	-0.017	0.010	0.071	-0.024	-0.022	-0.058	-0.089	0.073	0.564
Item 17	-0.061	-0.072	-0.012	0.101	0.083	0.112	-0.007	0.357	-0.201	0.180	0.804
Item 18	-0.052	0.003	0.212	0.013	0.193	-0.012	0.482	-0.022	-0.033	0.123	0.578
Item 19	-0.050	0.008	0.658	-0.022	0.040	-0.089	0.100	-0.040	0.022	0.081	0.505
Item 2	0.041	-0.053	0.038	0.066	-0.034	0.010	0.077	0.053	0.592	-0.103	0.615
Item 20	0.031	-0.034	0.030	-0.032	-0.058	0.027	-0.101	-0.050	0.268	0.027	0.926
Item 21	0.127	0.039	0.166	-0.000	-0.069	-0.134	0.089	0.124	-0.066	0.519	0.620
Item 22	0.072	0.267	-0.083	-0.022	0.072	0.074	-0.056	0.161	0.277	0.111	0.685
Item 23	-0.051	-0.034	0.496	-0.005	0.054	0.110	0.025	0.113	0.034	0.009	0.700
Item 24	0.043	-0.008	-0.017	0.487	-0.057	-0.006	-0.053	0.005	-0.013	0.364	0.598
Item 25	-0.041	-0.025	0.827	0.009	0.070	-0.025	0.059	-0.014	0.046	0.000	0.279
Item 26	0.648	-0.093	-0.005	0.025	-0.006	0.002	0.063	0.036	-0.088	-0.066	0.603
Item 27	0.049	0.921	-0.002	-0.045	0.036	0.022	0.012	0.036	-0.014	-0.017	0.116
Item 28	0.053	0.050	0.033	0.001	0.804	-0.017	-0.017	0.006	-0.035	-0.090	0.338
Item 29	0.046	0.037	-0.089	0.029	0.046	0.761	0.070	0.008	-0.001	-0.036	0.360
Item 3	-0.027	0.104	-0.021	-0.028	-0.039	-0.067	-0.004	0.698	0.060	-0.027	0.475
Item 30	-0.108	-0.018	-0.154	0.040	0.284	0.332	0.171	-0.074	0.055	0.119	0.732
Item 31	-0.008	-0.037	-0.008	0.970	0.009	0.019	0.017	-0.008	0.018	-0.007	0.073
Item 32	-0.036	-0.092	-0.074	0.043	0.121	0.133	0.074	0.566	0.162	0.098	0.539
Item 33	-0.059	0.016	-0.028	-0.034	0.092	0.001	0.018	0.327	-0.159	-0.039	0.878
Item 34	0.616	0.034	-0.019	-0.009	-0.108	0.057	-0.011	0.124	-0.004	-0.054	0.592
Item 35	0.050	-0.004	0.060	0.004	0.763	-0.008	0.008	0.027	-0.012	0.039	0.382
Item 36	0.835	0.044	-0.049	-0.004	0.057	0.037	0.015	-0.045	0.066	-0.023	0.232
Item 37	0.028	0.027	0.163	0.043	-0.030	-0.080	-0.003	0.141	0.575	0.016	0.577
Item 38	0.039	0.129	0.352	-0.097	-0.035	0.323	0.043	-0.098	0.127	0.140	0.622
Item 4	0.010	0.164	0.020	0.717	0.004	-0.016	-0.020	0.017	0.010	-0.054	0.389
Item 5	0.026	0.703	-0.054	0.216	0.023	0.008	0.066	-0.012	0.054	0.062	0.273
Item 6	0.038	0.022	0.041	0.019	0.435	0.180	-0.138	0.014	0.127	0.095	0.694
Item 7	-0.048	0.203	0.137	0.064	-0.064	0.524	-0.092	0.083	0.022	-0.002	0.590
Item 8	0.041	0.053	0.104	0.018	-0.052	-0.058	0.803	0.061	-0.022	-0.021	0.295
Item 9	0.716	0.009	-0.001	-0.011	0.112	-0.076	-0.008	-0.067	0.054	0.147	0.406

Nota. u^2 = Unicidade

A decisão relativa ao número de fatores a reter baseou-se na análise conjunta da análise paralela e do gráfico *Scree Plot*, ambos convergindo para uma solução de quatro fatores. Com base nestes indicadores empíricos, procedeu-se a uma segunda AFE, forçando a retenção destes mesmos quatro fatores. Nesta nova configuração estrutural, verificou-se que os itens: 2, 3, 7, 8, 13, 15, 27, 29, 32 e 37 deixaram de apresentar saturações fatoriais adequadas ($\geq 0,40$) em qualquer um dos quatro fatores, procedendo-se à sua exclusão.

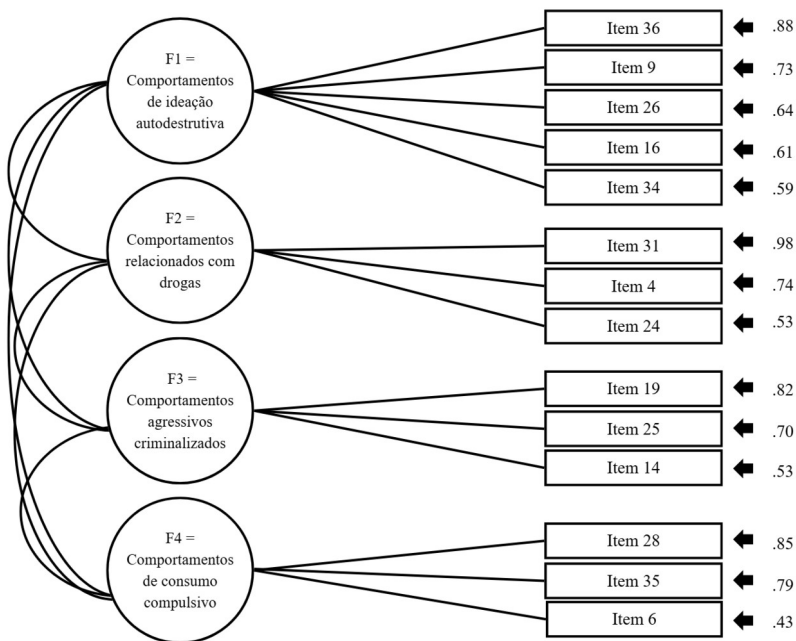
Na fase de avaliação da consistência interna do modelo provisório, composto por 16 itens, obteve-se um coeficiente alfa de *Cronbach* global de 0,72 e um coeficiente ómega de McDonald de 0,68. A análise das estatísticas item-total revelou que o item 23 apresentava uma correlação item-total reduzida ($r = 0,085$), não contribuindo para a medição do construto. A eliminação deste item provou ser uma decisão estatisticamente segura, uma vez que a consistência interna global se manteve inalterada ($\alpha = 0,72$). Paralelamente, optou-se também pela eliminação do item 5, uma vez que a sua retenção penalizava significativamente a consistência interna do Fator 2 ($\alpha = 0,66$ com o item; $\alpha = 0,78$ após remoção do mesmo). Este processo de refinamento conduziu a um modelo final mais parcimonioso, composto por 14 itens.

Para esta configuração final, o teste de esfericidade de Bartlett revelou-se significativo ($\chi^2(91) = 1906,41$; $p < 0,001$) e o índice KMO (0,70) confirmou a adequação da matriz para fatorização. O modelo final apresentou índices de ajustamento global adequados ($\chi^2(41) = 133,50$; $p < 0,001$; CFI = 0,949; TLI = 0,887; RMSEA = 0,075; SRMR = 0,029), ainda que o TLI permaneça ligeiramente abaixo do valor de referência convencional. A consistência interna global revelou-se aceitável para fins exploratórios ($\alpha = 0,70$; $\omega = 0,66$), tendo em conta a reduzida extensão da versão final da escala e a multidimensionalidade da estrutura obtida.

A estrutura final organizou-se em quatro dimensões distintas. O Fator 1, designado "*Comportamentos e ideação autodestrutiva*", descreve atitudes relativas a ideação suicida, tentativas de suicídio, autoagressão e ações potencialmente autolesivas, refletindo uma dimensão de risco orientada para o próprio indivíduo. O Fator 2, "*Comportamentos relacionados com drogas*", reúne condutas associadas ao consumo de substâncias ilícitas e ao envolvimento em

atividades de risco relacionadas com estupefacientes. O Fator 3, "*Comportamento agressivo e criminalizado*", engloba ações referentes a agressão física, utilização de armas e assaltos, configurando uma dimensão de externalização marcada por risco interpessoal e desvio social severo. Por fim, o Fator 4, "*Comportamentos de consumo compulsivo*", reflete tendências impulsivas associadas à dificuldade de controlo inibitório perante padrões excessivos de consumo. A representação gráfica do modelo fatorial final, com as respetivas cargas fatoriais dos itens retidos, encontra-se ilustrada na Figura 1.

Figura 1 Modelo Fatorial da Versão Final da Escala RISQ (14 itens)



Nota. Os círculos representam as variáveis latentes (fatores) e os retângulos representam as variáveis observadas (itens da escala). As setas bidirecionais à esquerda indicam que os fatores estão correlacionados entre si (rotação oblíqua). Os valores à direita de cada item correspondem às respetivas cargas fatoriais padronizadas obtidas na Análise Fatorial Exploratória.

Estatísticas Descritivas do RISQ e Pressupostos Estatísticos

Antes de proceder às análises de validade e fiabilidade da escala, avaliou-se a distribuição dos itens. No que concerne às pontuações da versão final da escala, a amostra apresentou uma média global de comportamentos de risco de 4,00 ($DP = 4,56$). Ao nível dimensional, a análise descritiva revelou os seguintes valores: Fator 1 ($M = 1,23$; $DP = 2,40$), Fator 2 ($M = 0,11$; $DP = 0,68$), Fator 3 ($M = 0,02$; $DP = 0,20$) e Fator 4 ($M = 2,64$; $DP = 3,12$).

A análise estatística preliminar revelou um desvio severo à normalidade univariada. Conforme observável na Tabela 3, os indicadores de assimetria (Sk) e curtose (Ku) apresentaram magnitudes extremas em grande parte dos itens (atingindo, por exemplo, $Ku = 404,0$ no Item 25), o que reflete estatisticamente a baixa prevalência base típica destes comportamentos de risco extremos na população comunitária. Esta violação severa do pressuposto da normalidade foi corroborada pela significância do teste de Shapiro-Wilk para a totalidade dos itens da escala (todos os $p < 0,001$).

Face a esta distribuição acentuadamente assimétrica e de forma a garantir o rigor e a robustez metodológica do estudo, adotou-se uma abordagem conservadora. Assim, a exploração dos dados subsequentes, nomeadamente as evidências de validade convergente, validade temporal e diferenças sociodemográficas, foi realizada com recurso exclusivo a provas estatísticas não-paramétricas (especificamente, a correlação de Spearman e os testes de Wilcoxon e Mann-Whitney).

Tabela 3*Estatísticas Descritivas e Matriz de Padrão da versão final do RISQ com 14 itens (N = 404)*

Itens da Escala RISQ	<i>M</i>	<i>DP</i>	<i>Sk</i>	<i>Ku</i>	<i>F1</i>	<i>F2</i>	<i>F3</i>	<i>F4</i>	<i>h</i> ²
Item 36. Tive um plano (...)	0,20	0,60	4,37	22,64	0,88				0,78
Item 9. (...) em suicidar-me	0,51	0,94	2,46	6,12	0,73				0,59
Item 26. Tentei (...)	0,11	0,38	4,79	32,11	0,64				0,38
Item 16. (...) intencionalmente	0,31	0,70	3,11	11,77	0,61				0,41
Item 34. Abusei de (...)	0,10	0,47	6,31	45,94	0,59				0,33
Item 31. Consumi (...) ao mesmo tempo	0,04	0,28	10,04	121,60		0,98			0,96
Item 4. Consumi (...)	0,04	0,28	9,68	114,40		0,74			0,55
Item 24. Vendi (...)	0,03	0,26	11,25	152,70		0,53			0,28
Item 19. Ameacei alguém com (...)	0,01	0,09	11,52	131,30			0,82		0,67
Item 25. (...) alguém	0,00	0,05	20,10	404,00			0,70		0,50
Item 14. Ataquei alguém com (...)	0,01	0,11	8,85	76,77			0,63		0,39
Item 35. (...) mesmo sem ter fome	0,77	1,33	1,63	1,25				0,85	0,73
Item 28. Tive dificuldade em parar (...)	0,73	1,31	1,72	1,55				0,79	0,62
Item 6. Comprei impulsivamente (...)	1,13	1,23	1,16	0,57				0,43	0,22
Alfa de Cronbach (α)					0,79	0,78	0,70	0,73	
Omega de McDonald (ω)					0,83	0,81	0,73	0,76	
% de Variância Explicada					17,6%	12,8%	11,2%	11,3%	

Nota. M = Média; DP = Desvio Padrão; Sk = Assimetria; Ku = Curtose; h² = Comunalidades; F1 = Comportamentos de ideação autodestrutiva; F2 = Comportamentos relacionados com drogas; F3 = Comportamentos agressivos criminalizados; F4 = Comportamentos de consumo compulsivo. Valores de saturação fatorial inferiores a .30 foram omitidos para facilitar a leitura.

Validade Nomológica

Para avaliar a validade nomológica da versão final da escala RISQ (14 itens: quatro subescalas e o total da escala), e face à violação dos pressupostos de normalidade, procedeu-se ao cálculo dos coeficientes de correlação de Spearman (ρ) entre a pontuação total e as dimensões da escala com medidas validadas de impulsividade (BIS-11), afetividade (PANAS) e sintomatologia ansiosa e depressiva (HADS). Os resultados obtidos encontram-se sintetizados na Tabela 4.

Tabela 4

Validade Nomológica da Escala RISQ: Correlações com Medidas de Afetividade, Sintomatologia Emocional e Impulsividade (n = 404)

Variável	F1	F2	F3	F4	Total
Afeto Negativo (PANAS)	0,409***	0,141**	0,081	0,251***	0,382***
Afeto Positivo (PANAS)	-0,198***	-0,091	0,059	-0,095	-0,173***
Ansiedade (HADS)	0,348***	0,099*	0,105*	0,289***	0,414***
Depressão (HADS)	0,315***	0,107*	0,043	0,207***	0,319***
Autocontrolo (BIS)	0,315***	0,143**	0,050	0,328***	0,374***
Planeamento (BIS)	0,208***	0,063	-0,022	0,168***	0,224***
Atenção (BIS)	0,289***	0,070	0,079	0,271***	0,339***
Total (BIS)	0,276***	0,098*	0,028	0,301***	0,355***

Nota. Os valores apresentados correspondem aos coeficientes de correlação de Spearman (ρ). F1 = Comportamentos de ideação autodestrutiva; F2 = Comportamentos relacionados com drogas; F3 = Comportamentos agressivos criminalizados; F4 = Comportamentos de consumo compulsivo. Os itens das subescalas BIS estão cotados no sentido da impulsividade. Portanto, pontuações mais elevadas nas subescalas indicam um maior défice (ex: maior pontuação em 'Autocontrolo' ou 'Planeamento' indica menor autocontrolo e menor capacidade de planeamento).

* $p < 0,05$. ** $p < 0,01$. *** $p < 0,001$.

De forma global, a pontuação total do RISQ revelou associações estatisticamente significativas na direção teoricamente esperada. Observou-se uma correlação positiva de magnitude moderada com a impulsividade global ($\rho = 0,36$; $p < 0,001$). Ao nível das dimensões da impulsividade, esta associação revelou-se particularmente expressiva nos défices de Autocontrolo ($\rho = 0,37$; $p < 0,001$) e Atenção ($\rho = 0,34$; $p < 0,001$) estendendo-se também de forma significativa às dificuldades de Planeamento ($\rho = 0,22$; $p < 0,001$). Paralelamente, verificaram-se correlações positivas com indicadores de mal-estar psicológico, nomeadamente com a ansiedade ($\rho = 0,41$; $p < 0,001$), o afeto negativo ($\rho = 0,38$; $p < 0,001$) e a depressão ($\rho = 0,32$; $p < 0,001$). Em sentido inverso, observou-se uma correlação negativa com o afeto positivo ($\rho = -0,17$; $p < 0,001$).

A análise ao nível dimensional permitiu identificar padrões diferenciados entre os fatores da escala. O Fator 1, *Comportamentos de ideação autodestrutiva*, destacou-se por apresentar associações particularmente consistentes com variáveis de sofrimento emocional, evidenciando correlações moderadas com o afeto negativo ($\rho = 0,41$; $p < 0,001$), com a ansiedade ($\rho = 0,35$; $p < 0,001$) e com a depressão ($\rho = 0,32$; $p < 0,001$). De forma congruente com este quadro clínico de

vulnerabilidade, foi a única dimensão a apresentar uma associação negativa altamente significativa com o afeto positivo ($\rho = -0,20$; $p < 0,001$). Adicionalmente, verificou-se uma associação positiva e significativa com a impulsividade global ($\rho = 0,28$; $p < 0,001$). De notar que, neste fator, a desregulação impulsiva revelou-se transversal, associando-se aos défices de Atenção ($\rho = 0,29$; $p < 0,001$), Autocontrolo ($\rho = 0,27$; $p < 0,001$) e Planeamento ($\rho = 0,21$; $p < 0,001$).

O Fator 2, *Comportamentos relacionados com drogas*, apresentou um padrão de associações mais discreto, observando-se correlações positivas de baixa magnitude com o afeto negativo ($\rho = 0,14$; $p < 0,01$), a impulsividade global ($\rho = 0,11$; $p < 0,05$) e a sintomatologia depressiva ($\rho = 0,11$; $p < 0,05$). Contudo, de entre as facetas da impulsividade, destacou-se a associação com os défices de Autocontrolo ($\rho = 0,14$; $p < 0,01$).

Por sua vez, o Fator 4, *Comportamentos de consumo compulsivo*, revelou associações consistentes tanto com indicadores de mal-estar emocional como de desregulação comportamental. No domínio emocional, destacaram-se as correlações positivas com a ansiedade ($\rho = 0,29$; $p < 0,001$) e com o afeto negativo ($\rho = 0,25$; $p < 0,001$). Paralelamente, no domínio comportamental, verificou-se uma associação robusta com a impulsividade global ($\rho = 0,30$; $p < 0,001$), impulsionada de forma muito expressiva pelos défices de Autocontrolo ($\rho = 0,33$; $p < 0,001$) e Atenção ($\rho = 0,27$; $p < 0,001$), mas também pelas dificuldades de Planeamento ($\rho = 0,17$; $p < 0,001$).

Importa ainda salientar o comportamento diferencial do Fator 3, *Comportamentos agressivos criminalizados*, que se revelou amplamente independente das restantes variáveis clínicas consideradas, apresentando apenas uma correlação positiva fraca com a sintomatologia ansiosa ($\rho = 0,11$; $p < 0,05$).

Validade de Construto das Abordagens Afetivas (Aproximação e Evitamento)

Com o intuito de explorar a validade de construto teórica proposta por Sadeh e Baskin-Sommers (2017), analisaram-se as associações entre os motivos subjacentes aos comportamentos de risco (Evitamento e Aproximação) e o conjunto de medidas psicológicas supramencionadas.

Tabela 5

Correlações de Spearman entre as Abordagens Afetivas e medidas de validade nomológica (n = 275)

Medida Clínica	Evitamento	Aproximação
1. Impulsividade (BIS Total)	0,22***	0,15**
2. Afeto Negativo (PANAS)	0,44***	0,30***
3. Afeto Positivo (PANAS)	-0,18**	0,04
4. Ansiedade (HADS)	0,35***	0,18**
5. Depressão (HADS)	0,33***	0,12*

Nota. Evitamento e Aproximação encontram-se fortemente correlacionados entre si ($\rho = 0,58, p < 0,001$).

* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Antes da exploração destes resultados, importa referir como particularidade metodológica que a análise das motivações incidiu sobre uma subamostra mais reduzida ($n = 275$) face à amostra total do estudo. Esta redução era esperada e decorre da própria estrutura da escala, uma vez que os participantes apenas respondiam aos itens relativos às abordagens afetivas caso tivessem reportado envolvimento efetivo nos respetivos comportamentos de risco.

Inicialmente, observou-se uma correlação positiva forte entre as duas dimensões motivacionais ($\rho = 0,58; p < 0,001$). Ambas as dimensões demonstraram estar associadas à desregulação comportamental, apresentando correlações positivas de fraca magnitude com a impulsividade global. Embora o Evitamento tenha evidenciado uma associação ligeiramente superior ($\rho = 0,20; p = 0,001$), a Aproximação apresentou uma correlação com uma magnitude muito semelhante e de menor significância estatística ($\rho = 0,19; p = 0,002$). A análise do padrão das restantes correlações permitiu aprofundar as distinções entre as duas escalas.

O Evitamento de estados emocionais aversivos destacou-se por apresentar associações consistentes com indicadores de sofrimento psicológico interno. Especificamente, correlacionou-se positivamente com o afeto negativo ($\rho = 0,44$; $p < 0,001$), a ansiedade ($\rho = 0,35$; $p < 0,001$) e a depressão ($\rho = 0,33$; $p < 0,001$). Adicionalmente, foi a única dimensão a apresentar uma associação negativa e estatisticamente significativa com o afeto positivo ($\rho = -0,18$; $p < 0,01$).

Por outro lado, a dimensão de Aproximação revelou um perfil de associações consideravelmente mais atenuado face à sintomatologia clínica. As suas relações com os indicadores de internalização revelaram-se de menor magnitude, observando-se correlações positivas com o afeto negativo ($\rho = 0,30$; $p < 0,001$), a ansiedade ($\rho = 0,18$; $p < 0,01$) e a depressão ($\rho = 0,12$; $p < 0,05$). Ao contrário do padrão de Evitamento, não se observou qualquer associação estatisticamente significativa entre a Aproximação e o afeto positivo ($\rho = 0,04$; $p = 0,534$).

Fiabilidade: Estabilidade Temporal (Teste-Reteste)

Para avaliar a estabilidade temporal da versão portuguesa do RISQ, procedeu-se à análise da fiabilidade teste-reteste. Para o efeito, contou-se com a colaboração voluntária de um subgrupo da amostra inicial ($n = 40$) numa fase de recolha adicional, com um intervalo de aproximadamente duas semanas entre as avaliações. Sociodemograficamente, esta subamostra caracterizou-se por uma predominância do género feminino (77,5%), com idades compreendidas entre os 18 e os 68 anos ($M = 29,13$; $DP = 12,72$). Os resultados relativos aos indicadores de fiabilidade teste-reteste encontram-se sumarizados na Tabela 6.

Tabela 6*Indicadores de Estabilidade Temporal (Teste-Reteste) do RISQ ao fim de duas semanas (n = 40)*

Dimensão	ρ de Spearman n	ICC [IC 95%]	Momento 1 (M $\pm$ DP)	Momento 2 (M $\pm$ DP)	W	p	r rank- biseria l
RISQ Global	0,80***	0,91 [0,90; 0,93]	4,75 $\pm$ 5,43	4,58 $\pm$ 5,78	200,0	0,313	0,23
F1 - Ideação Autodestrutiva	0,92***	0,95 [0,94; 0,96]	1,90 $\pm$ 3,41	1,83 $\pm$ 3,40	53,0	0,610	0,17
F2 – Uso de Drogas	1,00***	0,97 [0,97; 0,98]	0,10 $\pm$ 0,44	0,08 $\pm$ 0,35	1,0	1,000	1,00
F4 - Consumo Compulsivo	0,72***	0,86 [0,83; 0,88]	2,73 $\pm$ 3,34	2,68 $\pm$ 3,52	131,5	0,579	0,14

Nota. p = Correlação de Spearman; ICC = Coeficiente de Correlação Intraclasse (Concordância Absoluta, Single Measures); IC = Intervalo de Confiança; M = Média; DP = Desvio Padrão. O Fator 3 não foi incluído na análise por ausência de variância no Momento 2. *** $p < 0,001$.

Através do coeficiente de correlação de Spearman (ρ), observaram-se associações positivas, fortes a muito fortes, e estatisticamente significativas entre os dois momentos de avaliação, variando entre $\rho = 0,72$ (Fator 4) e $\rho = 1,00$ (Fator 2). A correlação perfeita observada neste último fator deve ser interpretada à luz da reduzida prevalência base destas condutas na amostra, refletindo a fraca variabilidade das respostas e a consequente manutenção idêntica das pontuações entre as duas avaliações.

Para avaliar a concordância absoluta das medidas, recorreu-se adicionalmente ao Coeficiente de Correlação Intraclasse (ICC; modelo two-way mixed, medidas únicas). Os índices de concordância revelaram-se de elevada magnitude para a pontuação global (ICC = 0,91), Fator 1 (ICC = 0,95) e Fator 2 (ICC = 0,97), e bons para o Fator 4 (ICC = 0,86). Importa ressaltar que não foi possível calcular os indicadores de estabilidade para o Fator 3 (Comportamentos agressivos criminalizados) devido à ausência de variância no reteste (i.e., pontuação de zero para todos os participantes no Momento 2).

Por fim, de forma a despistar eventuais flutuações longitudinais nos níveis de envolvimento em risco, realizou-se o teste não-paramétrico de Wilcoxon para amostras emparelhadas. Não se verificaram diferenças estatisticamente significativas entre as avaliações do

Momento 1 e do Momento 2 em nenhuma das dimensões (todos os valores de $p > 0,05$). Em suma, o conjunto destes dados atesta a adequação da estabilidade temporal da escala num intervalo de duas semanas.

Caracterização Descritiva do Envolvimento em Comportamentos de Risco

Para além da avaliação dimensional do RISQ, analisaram-se os indicadores descritivos referentes à idade de início e à frequência recente dos comportamentos. Importa ressaltar que o número de respostas válidas nestes indicadores flutua consideravelmente entre as diferentes condutas, uma vez que apenas os participantes que reportaram envolvimento prévio ao longo da vida preencheram esta secção de caracterização ($n = 275$).

A idade média de iniciação na maioria das condutas situou-se entre os 15 e os 21 anos. Observou-se uma maior precocidade em comportamentos como o *Item 16. Magoei-me intencionalmente* ($M = 15,08$; $DP = 4,38$), o *Item 35. Comi muito mesmo sem ter fome* ($M = 15,57$; $DP = 7,07$) e o *Item 28. Tive dificuldade em parar de comer* ($M = 16,20$; $DP = 6,90$). Salienta-se que os dois últimos itens integram o Fator 4, relativo a Comportamentos de consumo compulsivo.

Relativamente à frequência de envolvimento no último mês, observou-se variabilidade entre as condutas avaliadas. Comportamentos como os do *Item 14. Ataquei alguém com arma*, o *Item 19. Ameacei alguém com arma* e o *Item 25. Assaltei alguém*, todos pertencentes ao Fator 3 (Comportamentos agressivos criminalizados), não registaram qualquer ocorrência recente, com a totalidade da amostra válida (100%) a reportar zero repetições. Em contraste, as condutas com maior prevalência atual foram novamente as pertencentes ao Fator 4. Especificamente, 79,2% dos respondentes válidos indicaram ter praticado o comportamento do *Item 35. Comi muito mesmo sem ter fome* pelo menos uma vez no mês transato, verificando-se um padrão semelhante para o *Item 28. Tive dificuldade em parar de comer*, com 67,8% de envolvimento recente.

Influência de Variáveis Sociodemográficas e das Motivações Subjacentes aos Comportamentos de Risco

À semelhança do procedimento metodológico de Sadeh e Baskin-Sommers (2017), exploraram-se as associações entre o envolvimento global em comportamentos de risco (pontuação total do RISQ), as motivações subjacentes (Evitamento e Aproximação; $n = 275$) e as características sociodemográficas da amostra. Através do coeficiente de correlação de Spearman, observou-se uma correlação negativa, de fraca magnitude, entre a idade e a pontuação global da escala ($\rho = -0,14$; $p = 0,005$), sugerindo que os participantes mais jovens da amostra tendem a reportar uma maior frequência de comportamentos de risco. Relativamente às motivações subjacentes, observaram-se igualmente associações negativas e estatisticamente significativas da idade tanto com o Evitamento ($\rho = -0,20$; $p = 0,001$) como com a Aproximação ($\rho = -0,15$; $p = 0,014$), indicando que as faixas etárias mais jovens apresentam uma maior reatividade motivacional em ambas as vias.

Relativamente ao nível de escolaridade, a comparação entre grupos através do teste não-paramétrico de Kruskal-Wallis indicou a ausência de diferenças estatisticamente significativas na pontuação global da escala ($H(4) = 7,82$; $p = 0,098$). A análise ao nível dimensional revelou um padrão transversalmente não significativo para grande parte dos domínios comportamentais, nomeadamente no Fator 1 ($H(4) = 6,80$; $p = 0,147$), Fator 2 ($H(4) = 1,39$; $p = 0,846$) e Fator 4 ($H(4) = 7,43$; $p = 0,115$). A única exceção verificou-se no Fator 3 *Comportamentos agressivos criminalizados*, onde se observou um efeito estatisticamente significativo da escolaridade ($H(4) = 27,91$; $p < 0,001$; $\epsilon^2 = 0,069$). Para clarificar a origem destas diferenças, realizaram-se comparações múltiplas post hoc através do teste de Dunn (com correção de Holm). Os resultados demonstraram que os participantes com nível de escolaridade correspondente ao 9º ano ou inferior apresentaram um envolvimento significativamente superior nestas condutas quando comparados com todos os restantes níveis de ensino: Ensino Secundário ($p < 0,001$), Licenciatura ($p < 0,001$), Mestrado ($p < 0,001$) e Doutoramento ($p = 0,015$). Não se verificaram quaisquer diferenças significativas entre os restantes grupos (todos os $p > 0,05$). Complementarmente, a escolaridade não demonstrou

qualquer impacto significativo nas motivações para o risco, quer no Evitamento ($H(4) = 2,01$; $p = 0,734$), quer na Aproximação ($H(4) = 5,33$; $p = 0,255$).

No que concerne às diferenças de género, a comparação das distribuições foi realizada com recurso ao teste não-paramétrico de Mann-Whitney. Devido à reduzida dimensão amostral do grupo de participantes não binários ($n = 4$), a qual inviabilizaria a robustez, o poder estatístico e a validade de análises comparativas inferenciais, optou-se pela exclusão deste subgrupo nas análises baseadas no género, retendo-se para os testes de comparação os grupos feminino ($n = 308$) e masculino ($n = 92$).

Os resultados revelaram a existência de diferenças estatisticamente significativas na pontuação global do RISQ ($W = 11388,50$, $p = 0,004$), apresentando um tamanho de efeito de magnitude pequena (r rank-biserial = 0,20). A direção deste efeito divergiu do padrão reportado na validação original: na presente amostra, constatou-se que foram os participantes do género feminino ($M = 4,34$; $DP = 4,77$) a reportar um maior envolvimento geral em comportamentos de risco comparativamente aos participantes do género masculino ($M = 2,87$; $DP = 3,67$). Para compreender melhor esta divergência, aprofundou-se a análise ao nível das quatro dimensões da escala.

Verificou-se que as pontuações globais superiores no género feminino são impulsionadas fundamentalmente por um domínio comportamental: o Fator 4 *Comportamentos de consumo compulsivo*, onde as mulheres apresentaram médias significativamente mais elevadas ($M = 2,89$; $DP = 3,26$ vs. $M = 1,82$; $DP = 2,48$; $W = 11149,00$; $p = 0,002$; r rank-biserial = 0,21). Em contrapartida, não se observaram diferenças estatisticamente significativas entre os géneros nas restantes dimensões, nomeadamente no Fator 1 de ideação autodestrutiva ($W = 12600,50$; $p = 0,067$), no Fator 2 relacionado com drogas ($W = 14854,50$; $p = 0,062$) e no Fator 3 de agressão criminalizada ($W = 14293,50$; $p = 0,542$).

Por fim, de forma a articular as diferenças comportamentais com as abordagens afetivas, avaliou-se o papel do género nas dimensões motivacionais. Verificou-se que as mulheres apresentaram níveis significativamente superiores de motivação por Evitamento ($M = 6,34$; $DP =$

6,69) comparativamente aos homens ($M = 4,16$; $DP = 5,19$; $U = 4719,00$; $p = 0,012$; $r \text{ rank-biserial} = 0,22$). Em contraste, não se observaram diferenças estatisticamente significativas entre os géneros na motivação por Aproximação ($U = 5310,00$; $p = 0,164$).

Discussão

O presente estudo teve como objetivo primordial traduzir, adaptar e validar psicometricamente o Risky, Impulsive, and Self-Destructive Behavior Questionnaire (RISQ; Sadeh & Baskin-Sommers, 2017) para a população adulta portuguesa. Dada a escassez de instrumentos na língua portuguesa que avaliem a heterogeneidade e a elevada coocorrência dos comportamentos de risco de forma integrada na idade adulta, contemplando não só a frequência, mas também as motivações e consequências destas condutas, este trabalho procurou colmatar uma lacuna relevante na avaliação psicológica em Portugal (Sadeh & Baskin-Sommers, 2017; Thomsen et al., 2011).

Na análise da validade de construto, a expectativa de replicar uma estrutura fatorial semelhante à original (H1) não foi corroborada. A AFC inicial demonstrou que o modelo teórico de 38 itens e oito subescalas não se ajustava aos dados da presente amostra, obtendo-se índices de ajustamento global inadequados ($CFI = 0,663$; $TLI = 0,625$; $RMSEA = 0,079$; $SRMR = 0,089$), o que motivou a transição para uma AFE. Esta abordagem envolveu um processo sistemático de refinamento psicométrico, pautado pela eliminação progressiva de itens que apresentavam baixas cargas fatoriais ou saturações cruzadas. Importa notar que, ao longo deste processo de redução, os 24 itens excluídos correspondiam predominantemente a comportamentos de risco mais normativos e socialmente tolerados, tais como o consumo de álcool, a participação em jogos de aposta ou a adoção de condutas rodoviárias imprudentes. Em contrapartida, os itens retidos alinharam-se em torno das condutas de maior gravidade clínica e criminal. Este procedimento conduziu a um modelo final substancialmente mais parcimonioso, onde os 38 itens originais foram reduzidos para 14 itens.

Diferente da estrutura norte-americana, os dados aglomeraram-se numa configuração de quatro dimensões. A nomenclatura destes novos domínios resultou de uma interpretação concetual, ancorada na convergência semântica dos itens que os compõem: o Fator 1 *Comportamentos de ideação autodestrutiva*, que integra comportamentos suicidários e autolesivos; o Fator 2 *Comportamentos relacionados com drogas*, que reúne comportamentos associados ao consumo e à venda de estupefacientes; o Fator 3 *Comportamentos agressivos criminalizados*, que congrega atos de violência interpessoal com claro potencial penal; e o Fator 4 *Comportamentos de consumo compulsivo*, que agrega manifestações de compulsividade em diferentes domínios comportamentais, nomeadamente alimentar e de consumo. A ausência de ajustamento do modelo original à presente amostra constitui um resultado que, embora divirja da validação inicial, se afigura como teoricamente plausível.

Em traços gerais, levanta-se a hipótese de que esta divergência possa decorrer das idiossincrasias do contexto sociocultural e legal português face à realidade norte-americana (Cohen, 2000). Acresce, de forma mais contundente, que a acentuada redução estrutural do instrumento espelha a baixa taxa basal (*base rate*) destas condutas. Uma vez que a versão final avalia comportamentos de elevada gravidade, a sua manifestação numa população normativa assume contornos isolados e esporádicos, inviabilizando a retenção de uma estrutura fatorial mais ampla. Caso esta validação fosse conduzida junto de populações clínicas ou com morbilidade severa, seria estatisticamente expectável observar um aumento considerável nas frequências e na variabilidade de resposta, refletindo de forma distinta a utilidade clínica dos itens agora excluídos.

Adicionalmente, os resultados relativos à distribuição dos itens evidenciaram uma baixa prevalência geral e taxas reduzidas de variabilidade em vários domínios, culminando em desvios severos à normalidade univariada, com índices de assimetria e curtose acentuados. Esta particularidade distributiva clarifica o motivo pelo qual a expectativa de replicação da estrutura fatorial original (H1) não foi corroborada. Tratando-se de uma população comunitária, é teoricamente congruente e estatisticamente esperado que comportamentos de elevada gravidade clínica ou legal apresentem taxas basais (*base rates*) muito próximas de zero.

Este padrão foi claramente suportado pela análise da frequência recente, onde a totalidade da amostra reportou a ausência de condutas de agressão com armas ou assaltos no último mês. Esta abstenção amostral espelha fielmente a configuração criminal portuguesa. Os crimes de roubo (envolvendo agressão física ou ameaça armada) apresentam uma prevalência estatisticamente residual na população geral, registando inclusivamente uma descida de 7,4% nas ocorrências participadas recentemente (Sistema de Segurança Interna - Gabinete da Secretária Geral, 2025). Sendo os comportamentos avaliados pela RISQ pautados por este nível de severidade, em contraste com furtos de menor gravidade e sem violência, a captação de ocorrências destas tipologias criminais numa amostra comunitária, durante um período delimitado de um mês, constitui um cenário estatisticamente implausível.

Em contraste, observaram-se elevados níveis de envolvimento recente reportados para o consumo compulsivo. Na verdade, estima-se que as compras compulsivas afetem globalmente cerca de 5% da população (Maraz et al., 2016). Esta realidade reflete o atual panorama nacional, onde as compras compulsivas estão enquadradas no leque de comportamentos aditivos sem substância, constituindo hoje um desafio complexo e ainda subvalorizado em Portugal (Projeto de Lei n.º 223/XVII/1.^a: Cria o Programa Nacional para os Comportamentos Aditivos sem Substância, 2025). Face a esta distribuição marcadamente assimétrica, a opção pelo recurso exclusivo a provas estatísticas não-paramétricas revelou-se uma decisão metodológica prudente e necessária para assegurar a robustez e o rigor das análises de validade subsequentes.

Relativamente à validade nomológica, os resultados corroboraram de forma substancial a segunda hipótese de investigação (H2). Confirmaram as premissas teóricas de que o envolvimento em comportamentos de risco se associa a maiores níveis de mal-estar psicológico (ansiedade, depressão e afeto negativo) e impulsividade global (Whiteside & Lynam, 2001). Ao nível das dimensões da impulsividade, observou-se que o risco geral reflete défices transversais, ancorando-se em falhas de Autocontrolo, de Atenção e também em dificuldades significativas de Planeamento. Esta evidência sugere que, nesta amostra, a propensão para o risco não decorre apenas de falhas na inibição motora e na regulação atencional, mas implica igualmente uma miopia

temporal, ou seja, uma incapacidade de perspetivar o futuro e antecipar as consequências das ações (Gratz & Roemer, 2004).

Para além destas tendências gerais, a análise pormenorizada de cada domínio revelou perfis etiológicos distintos. O Fator 1 *Comportamentos de ideação autodestrutiva* e o Fator 4 *Comportamentos de consumo compulsivo* evidenciaram os perfis clínicos mais graves. A ideação autodestrutiva confirmou estar ancorada numa forte vulnerabilidade psicológica, acompanhada não só pela presença de afeto negativo, mas por um marcado défice na vivência de emoções positivas, apresentando, simultaneamente, uma componente transversal de desregulação impulsiva (Bentley et al., 2016; Klonsky, 2007; Steinberg, 2008). O consumo compulsivo, por seu turno, pode ser interpretado como o resultado de uma interação clinicamente relevante entre a urgência de atenuar estados afetivos aversivos e uma vincada dificuldade em inibir impulsos (com destaque para os défices de Autocontrolo e Planeamento), parecendo sustentar a sua função como estratégia compensatória (Haedt-Matt & Keel, 2011; Heatherton & Baumeister, 1991).

Em contraste, o Fator 2 *Comportamentos relacionados com drogas* revelou-se menos associado a um quadro de mal-estar psicológico generalizado, sugerindo que estas condutas refletem primariamente falhas na inibição e regulação comportamental (Horvath & Zuckerman, 1993). Por fim, o Fator 3 *Comportamentos agressivos criminalizados* revelou-se largamente independente destas métricas. Destaca-se, em particular, a ausência de associações significativas entre este fator e qualquer dimensão da impulsividade avaliada pela BIS-11, o que sugere que o envolvimento nestas condutas agressivas específicas não parece decorrer de falhas no controlo de impulsos na presente amostra. Isto indicia que as mesmas se encontram associadas a determinantes distintos daqueles captados pelas medidas aqui utilizadas (e.g., traços antissociais, psicopatia ou fatores de risco socioambientais).

Em suma, o instrumento demonstra uma evidência favorável para refletir a matriz etiológica do risco, confirmando o seu forte ancoramento no mal-estar emocional e na desregulação impulsiva.

No domínio das abordagens afetivas subjacentes ao risco, a observação de uma forte correlação positiva entre as estratégias de Evitamento e Aproximação fornece implicações clínicas importantes. Esta sobreposição indica que estas motivações não operam como traços rígidos ou mutuamente exclusivos do indivíduo (Loewenstein et al., 2001; Sadeh & Baskin-Sommers, 2017). Pelo contrário, suporta a premissa de que a mesma pessoa apresenta uma considerável flexibilidade motivacional, recorrendo a diferentes vias de *coping* consoante a conveniência, a natureza do comportamento adotado ou a urgência do contexto (Loewenstein et al., 2001). Embora ambas as dimensões partilhem associações com a impulsividade global, demonstrando que o comportamento de risco assenta numa matriz comum de desregulação inibitória, o peso dessa vulnerabilidade não é idêntico. De um ponto de vista clínico, este padrão divergente sugere que o envolvimento em condutas de risco como estratégia de fuga aversiva (Evitamento) atua de forma mais reativa, estando intimamente ligado ao descontrolo impulsivo e ao mal-estar sistémico, ao passo que a busca de gratificação (Aproximação) parece envolver uma menor carga de impulsividade pura.

Apesar desta base partilhada, o padrão de correlações revelou uma nítida diferenciação no perfil de saúde mental associado a cada estratégia. A adoção de estratégias de Evitamento revelou-se um preditor significativamente mais expressivo de vulnerabilidade psicológica, demonstrando associações consistentes com marcadores de internalização (ansiedade, depressão e afeto negativo) e, crucialmente, sendo a única dimensão a correlacionar-se de forma negativa com a afetividade positiva. Este padrão sugere que a adoção de comportamentos de risco por evitamento assume o papel de um mecanismo de *coping* desadaptativo, ativado predominantemente perante a ineficácia dos recursos de regulação emocional e a incapacidade de experienciar afeto positivo (Leyro et al., 2010; Nock, 2010). Em contrapartida, a motivação por Aproximação revelou um perfil clínico mais moderado, apresentando associações atenuadas com o mal-estar e não interferindo com a capacidade de experienciar afeto positivo (Horvath & Zuckerman, 1993; Zuckerman & Kuhlman, 2000).

Este perfil de elevada vulnerabilidade associado ao evitamento encontrou particular reflexo nas diferenças de género observadas no presente estudo, culminando na refutação parcial da nossa quarta hipótese (H3). Ao contrário da validação original norte-americana, na presente amostra foram as mulheres a reportar um envolvimento significativamente superior no risco, impulsionado quase em exclusivo pelo Fator 4 *Comportamentos de consumo compulsivo*. Simultaneamente, o género feminino evidenciou níveis significativamente mais elevados de motivação por Evitamento. Em conjunto, este padrão corrobora a literatura clássica que demonstra uma maior propensão das mulheres para a internalização do mal-estar e para o uso subsequente de estratégias compensatórias e de desregulação comportamental (como as alterações no padrão alimentar e o consumo compulsivo) como mecanismo primário para atenuar estados emocionais aversivos (Eaton et al., 2012; Mendes & Ferreira, 2020; Nolen-Hoeksema, 2012).

No que concerne à estabilidade temporal do RISQ, os indicadores obtidos através do procedimento de teste-reteste, num intervalo de duas semanas, revelaram uma elevada consistência temporal. Para além das fortes correlações lineares observadas, a aplicação do Coeficiente de Correlação Intraclass confirmou uma excelente concordância absoluta entre os dois momentos de avaliação, atestando a precisão do instrumento. Esta estabilidade foi adicionalmente corroborada pela ausência de diferenças significativas nas pontuações através do teste de Wilcoxon, o que indica que a escala é robusta face às flutuações longitudinais esporádicas e capta disposições comportamentais estáveis e consolidadas na amostra.

Um dos resultados mais singulares residiu no Fator 2 *Comportamentos relacionados com drogas*, que apresentou uma correlação perfeita ($\rho = 1.00$). A interpretação desta correlação carece, contudo, de enquadramento estatístico. Dada a assimetria positiva severa da distribuição e as médias marginais observadas nesta dimensão, o coeficiente obtido espelha, em larga medida, um efeito de chão (*floor effect*). Por conseguinte, este indicador psicométrico capta fundamentalmente a elevada taxa de estabilidade da ausência do comportamento (participantes com pontuação nula em ambas as avaliações), aliada a uma flutuação longitudinal estatisticamente negligenciável na subamostra com histórico de consumo.

Por outro lado, a impossibilidade de extrair métricas de estabilidade para o *Fator 3 Comportamentos agressivos criminalizados* deveu-se à ausência absoluta de variância no segundo momento de avaliação, onde todos os participantes pontuaram zero. Conforme discutido anteriormente, este padrão é clinicamente esperado, dado que condutas de severidade criminal tendem a ter uma taxa de incidência reduzida e esporádica numa população normativa, sendo improvável a sua repetição sistemática num curto espaço de tempo.

Em termos de correlatos demográficos, a exploração da idade revelou dinâmicas de particular interesse. A idade média de iniciação nos comportamentos de risco situou-se predominantemente entre a adolescência e o início da idade adulta, entre os 15 e os 21 anos. Observou-se, contudo, uma vulnerabilidade ainda mais precoce para condutas de ideação autodestrutiva (e.g., autolesão intencional; $M = 15,08$; $DP = 4,38$) e de consumo compulsivo (e.g., comer muito sem ter fome; $M = 15,57$; $DP = 7,07$) registaram as idades de início mais precoces de toda a escala. Adicionalmente, verificou-se que os participantes mais jovens reportam uma maior frequência global de risco ($\rho = -0,14$; $p = 0,005$) e uma maior reatividade motivacional, tanto pela via do evitamento como da aproximação ($\rho = -0,20$; $p = 0,001$). Esta evidência alinha-se transversalmente com os modelos teóricos focados nas trajetórias de desenvolvimento durante a adolescência e adultez emergente (Arnett, 1992). Autores como Steinberg (2008) apontam a adolescência como um período crítico de maturação neurobiológica, caracterizado por uma assincronia entre o desenvolvimento do sistema límbico, responsável pela busca de recompensa, e o córtex pré-frontal, encarregue do controlo inibitório, o que potencia exponencialmente a vulnerabilidade para a experimentação de riscos e para a desregulação emocional na entrada para a idade adulta.

No que respeita ao nível de escolaridade, os resultados evidenciaram um padrão transversalmente homogéneo para a maioria das dimensões, com uma exceção de particular relevância clínica e social: o *Fator 3 Comportamentos agressivos criminalizados*. Os participantes com níveis de escolaridade equivalentes ou inferiores ao 9º ano apresentaram um envolvimento significativamente superior nestas condutas de severidade criminal, comparativamente a todos os

restantes graus de ensino (com níveis de significância a oscilar entre $p < 0,001$ e $p = 0,015$). Este resultado é corroborado pela literatura criminológica e sociológica, que perspetiva o baixo nível de escolaridade como um indicador de vulnerabilidade socioeconómica, de exclusão e de menor acesso a fatores de proteção normativa, tais como a integração em redes de suporte social estruturadas, a aquisição de competências sociocognitivas para a resolução não-violenta de conflitos e a ocupação supervisionada do tempo, variáveis que classicamente se associam a percursos de desvio social mais severo (Farrington, 2003; Lösel & Farrington, 2012).

Por fim, importa reconhecer que as conclusões demográficas globais deste estudo divergiram do artigo original de Sadeh e Baskin-Sommers (2017), razão pela qual a Hipótese 3 da presente investigação não foi corroborada. Conforme discutido anteriormente, o facto de a presente amostra apresentar um maior envolvimento global das mulheres no risco é explicado pela elevada prevalência e frequência das condutas de consumo compulsivo (Fator 4) associadas a motivações de evitamento no género feminino. Esta divergência geral face ao estudo original é metodologicamente justificada pelas acentuadas disparidades no perfil das amostras. Enquanto a validação norte-americana assentou em três amostras distintas (especificamente, indivíduos da comunidade em geral, estudantes universitários e veteranos militares recrutados em contextos clínicos e hospitalares), a presente amostra portuguesa apresenta idiossincrasias sociodemográficas muito específicas, caracterizando-se por ser predominantemente jovem, detentora de formação universitária e massivamente composta por mulheres. Adicionalmente, a própria redução estrutural do instrumento para 14 itens alterou a ponderação das subescalas originais. É, por isso, teoricamente expectável e metodologicamente rigoroso que a expressão estatística do risco se molde a este perfil demográfico particular.

Limitações, Estudos Futuros e Conclusões

Apesar dos contributos relevantes, o presente estudo apresenta algumas limitações metodológicas que devem ser ponderadas. Em primeiro lugar, o recurso a uma amostragem de conveniência gerou uma inevitável assimetria sociodemográfica, traduzida numa

sobrerrepresentação de faixas etárias mais jovens e de participantes do género feminino. Esta predominância feminina é consistente com estudos metodológicos que identificam taxas de resposta superiores entre mulheres em questionários voluntários, particularmente em contextos de investigação online (W. G. Smith, 2008). Embora este enviesamento seja inerente à difusão *online*, esta metodologia revelou-se a mais vantajosa para assegurar a recolha de uma amostra vasta num curto espaço de tempo.

Importa, de igual modo, reconhecer que a avaliação de comportamentos de elevada severidade e com potenciais implicações legais encontra-se vulnerável ao viés da desejabilidade social e do estigma. Não obstante, o formato de autopreenchimento *online* e estritamente anónimo assumiu um papel protetor, mitigando estes efeitos e assegurando níveis de privacidade superiores aos de uma avaliação presencial.

Acresce que a acentuada redução estrutural do instrumento face à versão original norte-americana (de 38 para 14 itens) pode dificultar a comparabilidade transcultural do construto. Contudo, importa salientar que esta reconfiguração aporta vantagens psicométricas e pragmáticas relevantes. Na avaliação psicológica de autorrelato, instrumentos excessivamente longos tendem a aumentar a fadiga e a carga cognitiva dos participantes, o que pode comprometer a qualidade dos dados recolhidos e a precisão das respostas (Galesic & Bosnjak, 2009; Rolstad et al., 2011). Ao tornar a escala substancialmente mais parcimoniosa e menos suscetível à fadiga do respondente, esta versão reduzida viabiliza a sua futura integração em baterias de avaliação clínica e protocolos de investigação mais extensos, sem penalizar excessivamente o tempo de administração.

Por fim, de um ponto de vista concetual, a escala não contempla a avaliação de condutas de risco emergentes e altamente prevalentes na atualidade (e.g., comportamentos de risco tecnológico ou dependências digitais). Sendo o desígnio deste estudo a adaptação fiel de um instrumento preexistente, a inclusão de novos domínios extravasaria os seus pressupostos metodológicos iniciais.

Tendo em consideração as limitações enunciadas, propõem-se linhas orientadoras para a investigação futura, seguindo uma progressão metodológica clara. Como passo prioritário, e numa perspectiva de validação transcultural, recomenda-se a retoma da escala original norte-americana de 38 itens em populações específicas. O desenvolvimento de estudos futuros deverá focar-se primariamente na condução de uma AFC numa amostra comunitária mais abrangente, com o intuito de testar a viabilidade do modelo teórico inicial. Posteriormente, sugere-se a aplicação deste instrumento completo junto de populações específicas, nomeadamente amostras forenses, reclusos ou populações clínicas diagnosticadas com perturbações do comportamento alimentar e consumo de substâncias. A testagem nestes contextos de maior severidade comportamental criaria as condições estatísticas de variabilidade essenciais para atestar a robustez da estrutura original.

Em paralelo, e no que concerne à versão reduzida (de 14 itens) desenvolvida na presente investigação, perspetiva-se a necessidade de consolidar as suas qualidades psicométricas. Para tal, recomenda-se a sua replicação numa amostra comunitária independente, mais vasta e representativa da população portuguesa, passo metodológico suficiente para atestar a estabilidade da nova estrutura fatorial nesta fase de validação.

Por fim, e face à complexidade dos comportamentos em análise, a adoção de um desenho de estudo multimétodo afigura-se como um contributo de grande relevância. A superação da exclusividade das medidas de autorrelato poderia ser alcançada através da triangulação de fontes de informação, complementando a aplicação da escala com a realização de entrevistas clínicas, outras baterias de avaliação e a recolha de informação colateral (e.g., consulta de processos clínicos ou de registos criminais e disciplinares). Embora a inclusão destas metodologias presenciais ou arquivísticas possa, teoricamente, exponenciar o viés da desejabilidade social perante a natureza estigmatizante das condutas, a rigorosa garantia de anonimização e confidencialidade dos dados continuará a assumir-se como o mecanismo central para salvaguardar a fiabilidade dos resultados.

Em suma, a introdução da versão portuguesa do RISQ assume um carácter pioneiro, constituindo um contributo exploratório inicial para o panorama da avaliação psicológica em

Portugal. A reconfiguração do instrumento resultou numa versão breve de 14 itens, centrada nos comportamentos que apresentaram maior consistência e relevância nesta amostra. Mais do que assumir uma validade definitiva, esta configura-se como um instrumento de cariz preliminar com potencial para a avaliação do risco, sublinhando-se a elevada sensibilidade do construto às diferenças socioculturais. Adicionalmente, embora a avaliação tenha atestado o benefício da estabilidade temporal da medida a curto prazo, a consolidação das suas qualidades psicométricas exige, inevitavelmente, replicação empírica futura. Ainda assim, os dados alcançados reforçam a premissa de que o envolvimento no risco não é um fenómeno homogéneo, mas sim uma manifestação complexa, frequentemente impulsionada por acentuados défices de regulação emocional, mal-estar psicológico e falhas no controlo inibitório. Conclui-se, deste modo, que a disponibilização desta ferramenta preliminar conceptualiza o risco não apenas como um desvio comportamental, mas como um importante indicador de vulnerabilidade psicológica, traçando um caminho promissor para práticas de avaliação e intervenção clínica cada vez mais precisas.

Referências:

- Arnett, J. (1992). Reckless behavior in adolescence: A developmental perspective. *Developmental Review*, 12(4), 339–373. [https://doi.org/10.1016/0273-2297\(92\)90013-R](https://doi.org/10.1016/0273-2297(92)90013-R)
- Bahri, M., Farrahi, H., Mahdavinataj, H., & Batouli, S. A. H. (2025). The thalamus network seems responsible for the depression and anxiety affecting risk-taking. *Psychiatry Research: Neuroimaging*, 351, 112003. <https://doi.org/10.1016/j.psychresns.2025.112003>
- Barkley, R. A. (1997). Behavioral inhibition, sustained attention, and executive functions: Constructing a unifying theory of ADHD. *Psychological Bulletin*, 121(1), 65–94. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.121.1.65>
- Baskin-Sommers, A., & Sommers, I. (2006). The co-occurrence of substance use and high-risk behaviors. *Journal of Adolescent Health*, 38(5), 609–611. <https://doi.org/10.1016/j.jadohealth.2005.07.010>
- Beck, U. (1992). *Risk society: Towards a new modernity*. Sage Publications.
- Bentley, K. H., Franklin, J. C., Ribeiro, J. D., Kleiman, E. M., Fox, K. R., & Nock, M. K. (2016). Anxiety and its disorders as risk factors for suicidal thoughts and behaviors: A meta-analytic review. *Clinical Psychology Review*, 43, 30–46. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2015.11.008>
- Beyth-Marom, R., Austin, L., Fischhoff, B., Palmgren, C., & Jacobs-Quadrel, M. (1993). Perceived consequences of risky behaviors: Adults and adolescents. *Developmental Psychology*, 29(3), 549–563. <https://doi.org/10.1037/0012-1649.29.3.549>

- Bisol, C. A., & Tapia, A. M. (2012). A psicologia e o conceito de risco: Estudos publicados entre 1999 e 2010. *Psico*, 43(3).
<https://revistaseletronicas.pucrs.br/revistapsico/article/view/7824>
- Boholm, Å. (2003). The cultural nature of risk: Can there be an anthropology of uncertainty? *Ethnos*, 68(2), 159–178. <https://doi.org/10.1080/0014184032000097722>
- Bouchard, T. J. (2004). Genetic influence on human psychological traits: A survey. *Current Directions in Psychological Science*, 13(4), 148–151. <https://doi.org/10.1111/j.0963-7214.2004.00295.x>
- Brito-Costa, S., Moisés, A., Briegas, J. M., & Castro, F. V. (2019). Versão portuguesa da escala de impulsividade EIB-11: Propriedades psicometricas. *Confinia Cephalalgica*, 29(1), 11–17.
- Burt, S. A., & Donnellan, M. B. (2009). Development and validation of the Subtypes of Antisocial Behavior Questionnaire. *Aggressive Behavior*, 35(5), 376–398.
<https://doi.org/10.1002/ab.20314>
- Buss, D. M. (Ed.). (2005). *The handbook of evolutionary psychology*. John Wiley & Sons.
<https://doi.org/10.1002/9780470939376>
- Cauffman, E., Steinberg, L., & Piquero, A. R. (2005). Psychological, neuropsychological and physiological correlates of serious antisocial behavior in adolescence: The role of self-control. *Criminology*, 43(1), 133–176. <https://doi.org/10.1111/j.0011-1348.2005.00005.x>
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed). L. Erlbaum Associates.

- Cohen, M. J. (Ed.). (2000). *Risk in the modern age: Social theory, science and environmental decision-making*. Palgrave Macmillan. <https://doi.org/10.1007/978-1-349-62201-6>
- Costa, Jr, P. T., & McCrae, R. R. (2014). The NEO Inventories. Em *Personality Assessment* (2.^a ed., pp. 229–260). Taylor & Francis.
- Eaton, N. R., Keyes, K. M., Krueger, R. F., Balsis, S., Skodol, A. E., Markon, K. E., Grant, B. F., & Hasin, D. S. (2012). An invariant dimensional liability model of gender differences in mental disorder prevalence: Evidence from a national sample. *Journal of Abnormal Psychology*, 121(1), 282–288. <https://doi.org/10.1037/a0024780>
- Eslinger, P. J., Flaherty-Craig, C. V., & Benton, A. L. (2004). Developmental outcomes after early prefrontal cortex damage. *Brain and Cognition*, 55(1), 84–103. [https://doi.org/10.1016/S0278-2626\(03\)00281-1](https://doi.org/10.1016/S0278-2626(03)00281-1)
- Evenden, J. (1999). Impulsivity: A discussion of clinical and experimental findings. *Journal of Psychopharmacology*, 13(2), 180–192. <https://doi.org/10.1177/026988119901300211>
- Farrington, D. P. (2003). Developmental and life-course criminology. *Criminology*, 41(2), 221–225. <https://doi.org/10.1111/j.1745-9125.2003.tb00987.x>
- Ferrer, R. A., Taber, J. M., Sheeran, P., Bryan, A. D., Cameron, L. D., Peters, E., Lerner, J. S., Grenen, E., & Klein, W. M. P. (2020). The role of incidental affective states in appetitive risk behavior: A meta-analysis. *Health Psychology*, 39(12), 1109–1124. <https://doi.org/10.1037/hea0001019>

- Flynn, J., Slovic, P., & Mertz, C. K. (1994). Gender, race, and perception of environmental health risks. *Risk Analysis*, 14(6), 1101–1108. <https://doi.org/10.1111/j.1539-6924.1994.tb00082.x>
- Galesic, M., & Bosnjak, M. (2009). Effects of questionnaire length on participation and indicators of response quality in a web survey. *Public Opinion Quarterly*, 73(2), 349–360. <https://doi.org/10.1093/poq/nfp031>
- Galinha, I. C., & Pais-Ribeiro, J. L. (2005). Contribuição para o estudo da versão portuguesa da Positive and Negative Affect Schedule (PANAS): II – Estudo Psicométrico. *Análise Psicológica*, 23(2), 219–227. <https://doi.org/10.14417/ap.84>
- Girão, R., & Oliveira, R. A. (2005). Condução de risco: Um estudo exploratório sobre os aspectos psicológicos do risco na tarefa de condução. *Análise Psicológica*, 23(1), 59–66. <https://doi.org/10.14417/ap.69>
- 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>
- Gustafson, P. E. (1998). Gender differences in risk perception: Theoretical and methodological perspectives. *Risk Analysis*, 18(6), 805–811. <https://doi.org/10.1111/j.1539-6924.1998.tb01123.x>

- Haedt-Matt, A. A., & Keel, P. K. (2011). Revisiting the affect regulation model of binge eating: A meta-analysis of studies using ecological momentary assessment. *Psychological Bulletin*, 137(4), 660–681. <https://doi.org/10.1037/a0023660>
- Harré, N., Field, J., & Kirkwood, B. (1996). Gender differences and areas of common concern in the driving behaviors and attitudes of adolescents. *Journal of Safety Research*, 27(3), 163–173. [https://doi.org/10.1016/0022-4375\(96\)00013-8](https://doi.org/10.1016/0022-4375(96)00013-8)
- Heatherton, T. F., & Baumeister, R. F. (1991). Binge eating as escape from self-awareness. *Psychological Bulletin*, 110(1), 86–108. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.110.1.86>
- Henriques, J. B., & Davidson, R. J. (2000). Decreased responsiveness to reward in depression. *Cognition & Emotion*, 14(5), 711–724. <https://doi.org/10.1080/02699930050117684>
- Herman, A. M., Critchley, H. D., & Duka, T. (2018). Risk-taking and impulsivity: The role of mood states and interoception. *Frontiers in Psychology*, 9, 1625. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.01625>
- Horvath, P., & Zuckerman, M. (1993). Sensation seeking, risk appraisal, and risky behavior. *Personality and Individual Differences*, 14(1), 41–52. [https://doi.org/10.1016/0191-8869\(93\)90173-Z](https://doi.org/10.1016/0191-8869(93)90173-Z)
- Lee, S., Park, J., & Bryan Lee, S. (2016). The interplay of Internet addiction and compulsive shopping behaviors. *Social Behavior and Personality: An International Journal*, 44(11), 1901–1912. <https://doi.org/10.2224/sbp.2016.44.11.1901>

- Leyro, T. M., Zvolensky, M. J., & Bernstein, A. (2010). Distress tolerance and psychopathological symptoms and disorders: A review of the empirical literature among adults. *Psychological Bulletin*, 136(4), 576–600. <https://doi.org/10.1037/a0019712>
- Loewenstein, G. F., Weber, E. U., Hsee, C. K., & Welch, N. (2001). Risk as feelings. *Psychological Bulletin*, 127(2), 267–286. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.127.2.267>
- Lösel, F., & Farrington, D. P. (2012). Direct protective and buffering protective factors in the development of youth violence. *American Journal of Preventive Medicine*, 43(2), S8–S23. <https://doi.org/10.1016/j.amepre.2012.04.029>
- MacArthur, G. J., Smith, M. C., Melotti, R., Heron, J., Macleod, J., Hickman, M., Kipping, R. R., Campbell, R., & Lewis, G. (2012). Patterns of alcohol use and multiple risk behaviour by gender during early and late adolescence: The ALSPAC cohort. *Journal of Public Health*, 34(Suppl. 1), i20–i30. <https://doi.org/10.1093/pubmed/fds006>
- McGue, M., & Iacono, W. G. (2005). The association of early adolescent problem behavior with adult psychopathology. *American Journal of Psychiatry*, 162(6), 1118–1124. <https://doi.org/10.1176/appi.ajp.162.6.1118>
- Meador, N., King, K., Moe-Byrne, T., Wright, K., Graham, H., Petticrew, M., Power, C., White, M., & Sowden, A. J. (2016). A systematic review on the clustering and co-occurrence of multiple risk behaviours. *BMC Public Health*, 16(1), 657. <https://doi.org/10.1186/s12889-016-3373-6>
- Mendes, C. B., & Ferreira, C. (2020). A social rank approach to disordered eating: Exploring relationships between shame, fears of compassion, striving, and body shame. *Psychology*

- and Psychotherapy: Theory, Research and Practice*, 93(3), 490–502.
<https://doi.org/10.1111/papt.12241>
- Nock, M. K. (2010). Self-injury. *Annual Review of Clinical Psychology*, 6(1), 339–363.
<https://doi.org/10.1146/annurev.clinpsy.121208.131258>
- Nolen-Hoeksema, S. (2012). Emotion regulation and psychopathology: The role of gender. *Annual Review of Clinical Psychology*, 8(1), 161–187. <https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-032511-143109>
- Pais-Ribeiro, J., Silva, I., Ferreira, T., Martins, A., Meneses, R., & Baltar, M. (2007). Validation study of a Portuguese version of the Hospital Anxiety and Depression Scale. *Psychology, Health & Medicine*, 12(2), 225–237. <https://doi.org/10.1080/13548500500524088>
- Patton, J. H., Stanford, M. S., & Barratt, E. S. (1995). Factor structure of the Barratt Impulsiveness Scale. *Journal of Clinical Psychology*, 51(6), 768–774. [https://doi.org/10.1002/1097-4679\(199511\)51:6%253C768::AID-JCLP2270510607%253E3.0.CO;2-1](https://doi.org/10.1002/1097-4679(199511)51:6%253C768::AID-JCLP2270510607%253E3.0.CO;2-1)
- Projeto de Lei n.º 223/XVII/1.^a: Cria o Programa Nacional para os Comportamentos Aditivos sem Substância (2025). <https://app.parlamento.pt>
- Rappaport, R. A. (1996). Risk and the human environment. *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 545(1), 64–74.
<https://doi.org/10.1177/0002716296545001007>
- Rhodes, N., & Pivik, K. (2011). Age and gender differences in risky driving: The roles of positive affect and risk perception. *Accident Analysis & Prevention*, 43(3), 923–931.
<https://doi.org/10.1016/j.aap.2010.11.015>

- Rolstad, S., Adler, J., & Rydén, A. (2011). Response burden and questionnaire length: Is shorter better? A review and meta-analysis. *Value in Health*, 14(8), 1101–1108. <https://doi.org/10.1016/j.jval.2011.06.003>
- Rose, S., & Dhandayudham, A. (2014). Towards an understanding of Internet-based problem shopping behaviour: The concept of online shopping addiction and its proposed predictors. *Journal of Behavioral Addictions*, 3(2), 83–89. <https://doi.org/10.1556/JBA.3.2014.003>
- Sadeh, N., & Baskin-Sommers, A. (2017). Risky, Impulsive, and Self-Destructive Behavior Questionnaire (RISQ): A validation study. *Assessment*, 24(8), 1080–1094. <https://doi.org/10.1177/1073191116640356>
- Sathya, J., Babu, M., Gayathri, J., Indhumathi, G., Abdul Samad, Z., & Anandhi, E. (2023). Compulsive Buying Behavior and Online Shopping Addiction of Women. *Information Sciences Letters*, 12(5), 1641–1650. <https://doi.org/10.18576/isl/120512>
- Sistema de Segurança Interna - Gabinete da Secretária Geral. (2025). *Relatório Anual de Segurança Interna—RASI 2025* (RASI 2025). Sistema de Segurança Interna.
- Slovic, P. (1987). Perception of risk. *Science*, 236(4799), 280–285. <https://doi.org/10.1126/science.3563507>
- Slovic, P. (2020). Risk perception and risk analysis in a hyperpartisan and virtuously violent world. *Risk Analysis*, 40(S1), 2231–2239. <https://doi.org/10.1111/risa.13606>
- Smith, D., & Fischbacher, M. (2009). The changing nature of risk and risk management: The challenge of borders, uncertainty and resilience. *Risk Management*, 11(1), 1–12. <https://doi.org/10.1057/rm.2009.1>

- Smith, W. G. (2008). Does gender influence online survey participation? A record-linkage analysis of university faculty online survey response behavior. *Online submission*.
<https://eric.ed.gov/?id=ED501717>
- Spigner, C., Hawkins, W. E., & Loren, W. (1993). Gender differences in perception of risk associated with alcohol and drug use among college students. *Women & Health*, 20(1), 87–97. https://doi.org/10.1300/J013v20n01_06
- Steinberg, L. (2008). A social neuroscience perspective on adolescent risk-taking. *Developmental Review*, 28(1), 78–106. <https://doi.org/10.1016/j.dr.2007.08.002>
- Swanson, J. W., Holzer, C. E., Ganju, V. K., & Jono, R. T. (1990). Violence and psychiatric disorder in the community: Evidence from the Epidemiologic Catchment Area surveys. *Hospital and Community Psychiatry*, 41(7), 761–770. <https://doi.org/10.1176/ps.41.7.761>
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2013). *Using multivariate statistics* (6. ed., international ed). Pearson.
- Tansey, J., & O’Riordan, T. (1999). Cultural theory and risk: A review. *Health, Risk & Society*, 1(1), 71–90. <https://doi.org/10.1080/13698579908407008>
- Thomsen, C. J., Stander, V. A., McWhorter, S. K., Rabenhorst, M. M., & Milner, J. S. (2011). Effects of combat deployment on risky and self-destructive behavior among active duty military personnel. *Journal of Psychiatric Research*, 45(10), 1321–1331. <https://doi.org/10.1016/j.jpsychires.2011.04.003>

- Watson, D., Clark, L. A., & Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and negative affect: The PANAS scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54(6), 1063–1070. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.54.6.1063>
- Whiteside, S. P., & Abramowitz, J. S. (2004). Obsessive–compulsive symptoms and the expression of anger. *Cognitive Therapy and Research*, 28(2), 259–268. <https://doi.org/10.1023/B:COTR.0000021544.64104.29>
- Whiteside, S. P., & Lynam, D. R. (2001). The five-factor model and impulsivity: Using a structural model of personality to understand impulsivity. *Personality and Individual Differences*, 30(4), 669–689. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(00\)00064-7](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(00)00064-7)
- Young, K. (2015). The evolution of internet addiction disorder. Em C. Montag & M. Reuter (Eds.), *Internet addiction* (pp. 3–17). Springer International Publishing. https://doi.org/10.1007/978-3-319-07242-5_1
- Zigmond, A. S., & Snaith, R. P. (1983). The Hospital Anxiety and Depression Scale. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 67(6), 361–370. <https://doi.org/10.1111/j.1600-0447.1983.tb09716.x>
- Zuckerman, M., & Kuhlman, D. M. (2000). Personality and risk-taking: Common biosocial factors. *Journal of Personality*, 68(6), 999–1029. <https://doi.org/10.1111/1467-6494.00124>

**Reunião da Comissão de Ética e Deontológica para a Investigação Científica (CEDIC)
da Faculdade de Psicologia e Educação da Universidade Lusófona, Centro
Universitário do Porto**

Ata n.º 56

01 de Outubro de 2025

Parecer 1

Título de Projecto: “Tédio e comportamentos de risco: Contributos psicométricos e exploração do papel de variáveis sociodemográficas, evitamento experiencial e impulsividade” (ref. CEDIC127_07.25)

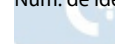
Autor: Diogo Carreiras

Decisão Final CEDIC:

- Após análise do projeto, documentação submetida e parecer dos revisores, a CEDIC emite o parecer final de “Favorável”.

A Presidente da CEDIC

Assinado por: **MARIA JOSÉ PEREIRA FERREIRA**
Num. de Identificação: 11532252



Prof. Doutora Maria José Ferreira

	A	B	C	D	E	F
	Quantas vezes fez este comportamento ao longo da sua vida?	Quantas vezes fez este comportamento no último mês?	Que idade tinha da primeira vez?	Este comportamento alguma vez lhe causou problemas como: ir para o hospital, problemas legais ou problemas no trabalho, com família ou amigos?	Realizo este comportamento para deixar de me sentir perturbado/a, sobrecarregado/a ou em sofrimento.	Realizo este comportamento para sentir excitação, adrenalina ou prazer.
Comportamento	Número inteiro	Número inteiro	Idade	S = Sim S = Não	Escala 0-4	Escala 0-4
<i>Ex. Conduzir sob efeito de substâncias</i>	10	2	18	S	4	3
<i>Ex. Saltar de um avião</i>	0					
1. Consumi cocaína ou (...)						
2. Comprei impulsivamente coisas de que não precisava e que não vou usar						
3. Pensei em suicidar-me						
4. Ataqueei alguém com (...)						

