

Perturbação de Jogo na População Adulta em Portugal: Um Estudo Transversal

Gambling Disorder in the Adult Population in Portugal: A Cross-Sectional Study

Helena R. Mendes¹, Carolina C. Costa², Carolina C. Silva¹, Rita Vale Lima³, Sofia Silva Costa⁴, Raquel Barros⁵

Autor Correspondente/Corresponding Author:

Helena R. Mendes [helenamendes1306@gmail.com]

ORCID: <https://orcid.org/0009-0001-2113-6471>

Medicina Geral e Familiar, Unidade Local de Saúde Médio Ave,

Unidade de Saúde Familiar Ribeirão, Ribeirão, Portugal

Rua Extensão de Saúde, 4760-715 Ribeirão

DOI: <https://doi.org/10.29315/gm.1075>

RESUMO

Introdução: A perturbação de jogo, classificada no DSM-5 como perturbação aditiva não relacionada com substâncias, caracteriza-se por um comportamento de jogo a dinheiro persistente e problemático, com impacto clínico significativo. A Organização Mundial da Saúde (OMS) estima que entre 0,1% e 6% da população global poderá desenvolver esta perturbação.

O nosso objetivo foi caracterizar o risco de perturbação de jogo na população adulta em Portugal.

Métodos: Estudo transversal, com amostragem por conveniência, realizado através de um questionário *online* divulgado em redes sociais e unidades de saúde. Foram recolhidos dados sociodemográficos, consumo de substâncias, estado de saúde e aplicada a versão portuguesa do *South Oaks Gambling Screen (SOGS-PV)*.

Resultados: Foram incluídos 595 participantes (idade média: 39,2 anos; 67,1% do sexo feminino). 10,9% (IC 95%: 8,7–13,7) apresentavam risco de perturbação de jogo. Os jogos mais frequentes foram rapsadinhas (41,5%), jogos de lotaria (34,7%) e jogos *online* (22%). Os fatores associados a perturbação de jogo foram o sexo masculino (OR: 3,57; IC 95%: 1,99–6,52), o consumo de tabaco (OR: 2,60; IC 95%: 1,34–4,95) e ter uma mãe (OR: 12,1; IC 95%: 0,534–138,2), amigo (OR: 2,349; IC 95%: 0,948–5,423) ou outro familiar (OR: 2,85; IC 95%: 1,165–6,481) com perturbação de jogo. Apenas 1,7% reportaram ter discutido esse tópico com o seu médico de família.

Conclusão: O risco de perturbação de jogo em adultos portugueses é relevante. A presença de fatores de risco identificáveis reforça a importância do rastreio oportunístico e da abordagem preventiva nos cuidados de saúde primários, potenciando a deteção e a intervenção precoces.

PALAVRAS-CHAVE: Adulto; Cuidados de Saúde Primários; Jogo de Azar/psicologia; Perturbações Disruptivas, de Controlo do Impulso e da Conduta

1. Unidade Local de Saúde Médio Ave, Unidade de Saúde Familiar Ribeirão, Ribeirão, Portugal. 2. Unidade Local de Saúde Entre Douro e Vouga, Unidade de Saúde Familiar Vale do Vouga, São João da Madeira, Portugal. 3. Unidade Local de Saúde Alto Ave, Unidade de Saúde Familiar Ronfe, Ronfe, Portugal. 4. Unidade Local de Saúde Médio Ave, Unidade de Saúde Familiar Joane, Joane, Portugal. 5. Unidade de Investigação Clínica do Centro Académico e de Formação (CAF), Unidade Local de Saúde do Alto Ave, Guimarães, Portugal

Recebido/Received: 2025-07-11. Aceite/Accepted: 2026-03-23. Publicado online/Published: 2026-05-26

© Gazeta Médica 2026. Re-use permitted under CC BY-NC 4.0. No commercial re-use.

© Gazeta Médica 2026. Reutilização permitida de acordo com CC BY-NC 4.0. Nenhuma reutilização comercial

ABSTRACT

Introduction: Gambling disorder, classified in the DSM-5 as a non-substance-related addictive disorder, is characterized by persistent and problematic gambling behavior that has a significant clinical impact. The World Health Organization (WHO) estimates that between 0.1% and 6% of the global population may develop this disorder. We aimed to characterize the risk of gambling disorder among the adult population in Portugal.

Methods: A cross-sectional study, using a convenience sample of adults recruited via social media and health units, was conducted using an online questionnaire with sociodemographic data, substance use, health status, and the Portuguese version of the South Oaks Gambling Screen (SOGS-PV).

Results: A total of 595 responses were included (mean age 39.2 years, 67.1% female). 10.9% (95% CI: 8.7–13.7) were at risk for gambling disorder. The most popular games are scratch cards (41.5%), lottery games (34.7%), and online games (22%). Contributing factors to gambling disorder included male gender (OR: 3.57; 95% CI: 1.99–6.52), tobacco use (OR: 2.60; 95% CI: 1.34–4.95) and having a mother (OR: 12.1; 95% CI: 0.534–138.2), friend (OR: 2.349; 95% CI: 0.948–5.423) or family member (OR: 2.85; 95% CI: 1.165–6.481) with gambling disorder. Only 1.7% reported discussing this topic with their family physician.

Conclusion: The risk of gambling disorder among Portuguese adults is significant. The presence of identifiable risk factors underscores the importance of opportunistic screening and preventive approaches in primary care, enhancing early detection and intervention.

KEYWORDS: Adult; Disruptive, Impulse Control, and Conduct Disorders; Gambling/psychology; Primary Health Care.

INTRODUÇÃO

O jogo é uma prática antiga que se tornou progressivamente mais acessível devido ao crescimento das plataformas digitais. Para a maioria das pessoas, representa uma forma ocasional de entretenimento, sem grandes riscos. Contudo, para uma minoria, pode evoluir para um padrão comportamental problemático, com consequências para o indivíduo e para a sociedade.¹⁻³

Na quinta edição do Manual Diagnóstico e Estatístico de Perturbações Mentais (DSM-5), a perturbação de jogo foi incluída no capítulo das perturbações relacionadas com substâncias e perturbações aditivas.⁴ Esta inclusão reflete semelhanças entre os mecanismos neurobiológicos da perturbação de jogo e das dependências químicas, dado que ambas envolvem alterações nos circuitos cerebrais de recompensa, de controlo de impulsos e de regulação emocional.⁵

A perturbação de jogo é definida como um padrão de comportamento de jogo persistente e problemático que causa sofrimento e prejuízo significativos. De acordo com o DSM-5, o diagnóstico é feito quando estão presentes, pelo menos, quatro critérios clínicos num período de 12 meses.⁴

Entre os instrumentos de rastreio existentes, destaca-se o *South Oaks Gambling Screen* (SOGS), utilizado para a identificação de comportamentos de jogo problemático. Em Portugal, encontra-se disponível a ver-

são portuguesa do instrumento (SOGS-PV), traduzida e adaptada à realidade sociocultural portuguesa por Torrado *et al* (2020).⁶ O questionário inclui 26 questões, das quais 20 são pontuadas, permitindo classificar os indivíduos em três categorias de risco. Este questionário encontra-se integrado no sistema eletrónico dos cuidados de saúde primários (CSP) em Portugal. Apesar da sua ampla utilização, o SOGS-PV não se encontra formalmente validado para a população portuguesa, devendo a interpretação dos seus resultados ser efetuada com cautela.⁷

Uma revisão sistemática publicada em 2016 identificou uma prevalência global de perturbação de jogo entre 0,1% e 5,8%. Na Europa, os valores estimados variaram entre 0,1% e 3,4%.⁸ Mais recentemente, uma meta-análise publicada em 2024, estimou uma prevalência global de 1,41%, com 8,7% da população a apresentar comportamentos de risco para o desenvolvimento da perturbação.¹

Em Portugal, os dados disponíveis permanecem limitados e dispersos. Um estudo epidemiológico realizado em 2009 estimou uma prevalência nacional de 0,2% de provável perturbação de jogo (SOGS-PV \geq 5).⁷ Mais recentemente, um inquérito nacional realizado em 2022 revelou que 1,3% da população apresenta algum risco de perturbação de jogo (SOGS-PV 1-4) e 0,5% apresenta elevada probabilidade de perturbação de jogo (SOGS-PV \geq 5).⁹

Estudos e relatórios nacionais têm igualmente destacado a elevada exposição da população portuguesa a modalidades de jogo socialmente normalizadas, como as raspadinhas, bem como o crescimento do jogo *online*, fenómenos que podem contribuir para o aumento do risco de comportamentos de jogo problemáticos.¹⁰

O presente estudo tem como objetivo caracterizar a prevalência do risco de perturbação de jogo numa amostra da população adulta residente em Portugal, bem como identificar alguns dos fatores predisponentes.

Reconhecendo o número limitado de variáveis analisadas, este estudo pretende contribuir para a compreensão do perfil de risco da perturbação de jogo no contexto português e apoiar o desenvolvimento de estratégias de prevenção e intervenção mais ajustadas à realidade dos CSP.

1. PARECERES

O estudo foi conduzido respeitando a Declaração de Helsínquia da Associação Médica Mundial. O protocolo foi aprovado pela Comissão de Ética da Unidade Local de Saúde do Alto Ave (Ref. 46/2024), tendo sido seguidas as recomendações sugeridas.

2. CONTEXTO E POPULAÇÃO DO ESTUDO

Realizou-se um estudo transversal quantitativo, com amostragem por conveniência. Foram incluídos indivíduos ≥ 18 anos, residentes em Portugal, sendo excluídos < 18 anos e não residentes. O tamanho amostral foi estimado com a calculadora Raosoft®, assumindo nível de confiança de 95% e margem de erro de 5%.

3. DESENHO DO ESTUDO E COLHEITA DOS DADOS

Foi elaborado um questionário *online* pelos investigadores, disponibilizado através da plataforma Google® Forms, que incluiu: dados sociodemográficos (género, idade, estado civil, nível de escolaridade, composição do agregado, classe socioeconómica, situação profissional); consumo de substâncias psicoativas; autoavaliação do estado de saúde físico e mental; SOGS-PV; e questões relativas à abordagem dos comportamentos de jogo pelo médico de família. Segundo a escala SOGS-PV, os participantes foram classificados em três categorias, de acordo com as pontuações obtidas: sem problemas de jogo (0 pontos), alguns problemas de jogo (pontuação de 1-4) e provável perturbação de jogo (pontuação ≥ 5).

O convite à participação foi divulgado através das redes sociais das investigadoras e nas Unidades Locais de Saúde (ULS) do Alto Ave, Médio Ave e Entre Douro e Vouga, após parecer favorável da Comissão de Ética.

A recolha de dados decorreu entre maio e julho de 2024. O acesso ao questionário requereu consentimento informado prévio. O formulário pôde ser submetido apenas uma vez por participante e foi considerado completo quando todas as perguntas obrigatórias fossem respondidas. O anonimato foi assegurado durante todo o estudo. Os dados foram registados em ficheiros Microsoft Excel – Office 365®, protegidos por palavra-passe, conhecida exclusivamente pelas investigadoras.

4. ANÁLISE ESTATÍSTICA

Os dados recolhidos via Google® Forms foram exportados para Microsoft Excel – Office 365®, sendo a análise estatística realizada no RStudio (Posit Software, PBC), versão 2023.06.2.

Variáveis categóricas (≥ 2 níveis) foram descritas por frequências absolutas e relativas. A análise bivariada utilizou regressão logística binária para avaliar associações entre variáveis biológicas e de dependência com a probabilidade de perturbação de jogo. Todas as variáveis foram submetidas a análise univariada para avaliação da significância. O teste do qui-quadrado de Pearson analisou a relação entre variáveis categóricas e a classificação final SOGS, considerando-se $p < 0,05$ significativo. A regressão logística foi ajustada para potenciais confundidores (género, idade e nível de escolaridade). Foram calculados razões de probabilidade (OR), intervalos de confiança (IC) e valores de p . Apresentou-se o modelo de regressão logística com melhor ajuste aos dados. O estudo seguiu as orientações STROBE (*Strengthening the Reporting of Observational Studies in Epidemiology*; <https://www.strobe-statement.org/>).

RESULTADOS

Após exclusão dos questionários incompletos ou preenchidos de forma incorreta, foram incluídas no estudo 595 respostas ao formulário, de um total de 603 submetidas.

1. CARACTERIZAÇÃO GERAL DA AMOSTRA

Como mostrado na Tabela 1, os participantes tinham, em média, 39,2 anos de idade, com idades compreendidas entre os 18 e 76 anos. A maioria era do género

feminino (67,1%), do estado civil casado (46,9%), com ensino superior completo (75,1%), da classe socioeconómica média (90,4%) e empregada (93,9%). Relativamente ao estado de saúde, 75,6% e 79,5% relataram ter uma saúde física e mental, respetivamente, entre boa e excelente. No que diz respeito ao consumo regular de substâncias, o álcool foi a substância mais consumida, seguido do tabaco e da cannabis. Ainda assim, 68,7% afirmaram não consumir regularmente qualquer substância.

A distribuição das variáveis, género, nível de escolaridade, situação profissional, saúde mental, consumo de álcool, de tabaco e ausência de consumo de substâncias, pelos dois grupos (SOGS = 0 e SOGS ≥ 1) é significativamente diferente, ou seja, existe uma associação entre estas variáveis e a variável SOGS.

No grupo de risco (SOGS ≥ 1), em comparação com o grupo sem risco, verifica-se um aumento na percentagem de indivíduos do sexo masculino, com ensino secundário completo, desempregados, com consumo de álcool e com consumo de tabaco. Por outro lado, observa-se uma diminuição na percentagem de indi-

víduos com ensino superior completo, com estado de saúde mental entre bom e excelente, e que não consumiam regularmente qualquer substância. A distribuição das restantes variáveis é semelhante nos dois grupos.

2. PERTURBAÇÃO DE JOGO

Os resultados do SOGS-PV demonstraram que 10,9% (95% IC: 8,7-13,7) dos participantes apresentam problemas de jogo, traduzindo algum risco de perturbação de jogo, sendo que 2% deles apresentam provável perturbação de jogo.

3. TIPOS E FREQUÊNCIA DE USO DE JOGOS E A RELAÇÃO COM A PERTURBAÇÃO DE JOGO

Os jogos mais populares são os do tipo raspadinha (41,5%, dos quais 3,5% joga ≥ 1 vez por semana), apostas em números ou lotaria (34,7%, sendo que 5% joga ≥ 1 vez por semana) e jogos *online* ou videojogos (22%, com 9,1% a jogar ≥ 1 vez por semana).

Quando analisadas isoladamente através de regressão logística bivariada, várias modalidades de jogo de-

TABELA 1. Características descritivas da amostra de adultos, residentes em Portugal, Abril a Julho de 2024 (n = 595).

Características	Total	SOGS = 0 (n = 530)	SOGS ≥ 1 (n = 65)	p value
Faixa etária [18,35] [36,64] ≥65	278 (46,7) 299 (50,3) 18 (3,0)	241 (45,5) 272 (51,3) 17 (3,2)	37 (56,9) 27 (41,5) 1 (1,5)	0,2116
Género não binário Masculino Feminino	1 (0,17) 195 (32,8) 399 (67,1)	1 (0,19) 156 (29,4) 373 (70,4)	0 (0,0) 39 (60,0) 26 (40,0)	<0,001 *
Estado civil Solteiro Casado Divorciado Viúvo	267 (44,9) 279 (46,9) 42 (7,1) 7 (1,2)	231 (43,6) 253 (47,7) 40 (7,5) 6 (1,1)	36 (55,4) 26 (40,0) 2 (3,1) 1 (1,5)	0,1938
Nível de escolaridade Ensino básico Ensino secundário Ensino superior	24 (4,0) 124 (20,8) 447 (75,1)	16 (3,0) 104 (19,6) 410 (77,4)	8 (12,3) 20 (30,8) 37 (56,9)	<0,001 *
Vive sozinho Sim Não	48 (8,1) 547 (91,9)	40 (7,5) 490 (92,5)	8 (12,3) 57 (87,7)	0,2762
Classe Socioeconómica baixa média alta	40 (6,7) 538 (90,4) 17 (2,9)	34 (6,4) 482 (90,9) 14 (2,6)	6 (9,2) 56 (86,2) 3 (4,6)	0,3236
Situação profissional Empregado Desempregado	559 (93,9) 36 (6,1)	502 (94,7) 28 (5,3)	57 (87,7) 8 (12,3)	0,04627 *
Saúde física Mau Razoável Bom Muito Bom Excelente	8 (1,3) 137 (23,0) 254 (42,7) 171 (28,7) 25 (4,2)	5 (0,9) 120 (22,6) 224 (42,3) 157 (29,6) 24 (4,5)	3 (4,6) 17 (26,2) 30 (46,2) 14 (21,5) 1 (1,5)	0,09141
Saúde mental Mau Razoável Bom Muito Bom Excelente	14 (2,4) 108 (18,2) 279 (46,9) 166 (27,9) 28 (4,7)	10 (1,9) 89 (16,8) 256 (48,3) 152 (28,7) 23 (4,3)	4 (6,2) 19 (29,2) 23 (35,4) 14 (21,5) 5 (7,7)	0,007377 *
Álcool Sim Não	116 (19,5) 479 (80,5)	95 (17,9) 435 (82,1)	21 (32,3) 44 (67,7)	0,009413 *
Tabaco Sim Não	95 (15,97) 500 (84,03)	73 (13,8) 457 (86,2)	22 (33,8) 43 (66,2)	<0,001 *
Cannabis Sim Não	8 (1,3) 587 (98,7)	6 (1,1) 524 (98,9)	2 (3,1) 63 (96,9)	0,2142
Ecstasy Sim Não	1 (0,2) 594 (99,8)	0 (0,0) 530 (100,0)	1 (1,5) 64 (98,5)	0,1092
Heroína/ Cocaína/ Anfetaminas Não	595 (100,0)	530 (100,0)	65 (100,0)	--
LSD Sim Não	1 (0,2) 594 (99,8)	1 (0,2) 529 (99,8)	0 (0,0) 65 (100,0)	1
Outras drogas Sim Não	2 (0,3) 593 (99,7)	1 (0,2) 529 (99,8)	1 (1,5) 64 (98,5)	0,2067
Nenhuma droga Sim Não	409 (68,7) 186 (31,3)	380 (71,7) 150 (28,3)	29 (44,6) 36 (55,4)	<0,001 *

SOGS: South Oaks Gambling Screen questionnaire-Portuguese Version; LSD: dietilamida do ácido lisérgico.

* Os resultados são significativos para $p < 0,05$.

TABELA 2. Características descritivas da perturbação de jogo pela escala South Oaks Gambling Screen questionnaire-Portuguese Version (SOGS-PV) da amostra de adultos, residentes em Portugal, abril a julho de 2024 (n = 595).

	SOGS-PV	n (%) n = 595	95% IC
Sem problemas de jogo	0	530 (891)	86,3 – 91,3
Alguns problemas de jogo	[1-4]	53 (8,9)	6,9 – 11,5
Provável perturbação de jogo	≥5	12 (2,0)	1,2 – 3,5

IC: intervalo de confiança

monstraram estar significativamente associadas ao risco de perturbação de jogo: o jogo de cartas a dinheiro (OR: 34,69; IC 95%: 5,0–684,5; $p < 0,01$), as apostas desportivas (OR: 19,77; IC 95%: 7,37–58,8; $p < 0,001$), o jogo em casino (OR: 17,3; IC 95%: 3,30–126,7; $p < 0,001$), a máquina de jogo (OR: 8,50; IC 95%: 1,5–46,8), os jogos do tipo raspadinha (OR: 10,59; IC 95%: 4,28–26,5) e os jogos *online* ou videojogos (OR: 3,36; IC 95%: 1,66–6,47) (Tabela 3).

Contudo, após o ajuste para uma regressão logística multivariada, apenas as apostas desportivas (OR: 16,00; IC 95%: 4,17–73,38; $p < 0,001$), os jogos do tipo raspadinha (OR: 11,9; IC 95%: 3,65–39,91; $p < 0,001$) e os jogos *online* ou videojogos (OR: 2,85; IC 95%: 1,22–6,23; $p < 0,05$) mantiveram uma associação estatisticamente significativa com o risco de perturbação de jogo (Tabela 3).

TABELA 3. Análise de regressão logística bivariada e multivariada do tipo e frequência de jogo como preditores de risco de perturbação de jogo (SOGS ≥ 1).

	SOGS ≥ 1 OR [95% CI] bivariada	<i>p value</i>	SOGS ≥ 1 OR [95% CI] multivariada	<i>p value</i>
Cartas a dinheiro	34,69 [5,0–684,5]1	0,00161	14,06 [0,72–628,9]1	0,08951
Apostas em animais	-	-	-	-
Apostas desportivas	19,77 [7,37–58,8]1	<0,0011	16,00 [4,17–73,38]1	<0,0011
Dados a dinheiro	8,27 [0,32–210,7]1	0,1371	0,10 [0,00–6,20]1	0,29291
Casino	17,3 [3,30–126,7]1	0,001141	0,48 [0,02–8,36]1	0,61131
Apostas em números ou lotaria	2,14 [0,76–5,15]1	0,111	0,50 [0,10–1,87]1	0,34841
Bingo a dinheiro	8,26 [0,32–210,7]1	0,1371	93,1[0,54–18467,8]1	0,07271
Bolsa ou mercados financeiros	2,07 [0,3–8,5]1	0,3641	3,16 [0,45–13,95]1	0,16781
Máquina de jogo	8,50 [1,5–46,8]1	0,00971	-	-
Jogos de perícia	1,36 [0,07–8,16]1	0,7751	0,009[0,0001–0,41]1	0,02811
Jogos do tipo raspadinhas	10,59 [4,28–26,5]1	<0,0011	11,90 [3,65–39,91]1	<0,0011
Jogos online ou videojogos	3,36 [1,66–6,47]1	0,00041	2,85 [1,22–6,23]1	0,01111
Outros	3,16 [0,68–11,2]1	0,09581	2,31 [0,35–10,41]1	0,31491
			Ac-0,91[0,88–0,93]; Sens-0,215; Spec-0,991; AUC-0,7061	

OR: odds ratio

4. QUANTIA DE DINHEIRO APOSTADO NUM DIA E DINHEIRO EMPRESTADO

Um total de 84,2% dos participantes referiu já ter gasto dinheiro em jogos. Mais de metade indicou ter despendido entre 1€ e 10€. Importa destacar que 6,7% (40 participantes) já gastaram, pelo menos, 100€ num único dia. Verificou-se um aumento na proporção de indivíduos que gastaram ≥100€ num único dia no grupo em risco quando comparado com o grupo sem risco (15,4% vs 5,7%, respetivamente).

5. FAMILIARES OU PESSOAS PRÓXIMAS COM PROBLEMAS DE JOGO

Cerca de 25,5% dos participantes relataram ter uma pessoa próxima com problemas relacionados com o jogo. Destes, 9,4% mencionaram outro parente, 8,2% um amigo e 3% o pai como sendo a pessoa afetada. A análise comparativa revelou que o grupo em risco apresenta um aumento estatisticamente significativo na prevalência de amigos com problemas de jogo (15,4% no grupo com risco *versus* 7,4% no grupo sem risco; $p = 0,047$). Este padrão também foi observado em relação a outros parentes (13,8% vs 8,9%), à mãe (1,5% vs 0,4%) e ao pai (3,0% vs 3,1%). Estes dados sugerem que indivíduos em risco de jogo patológico estão inseridos em contextos sociais e familiares com maior permeabilidade a este comportamento, com o círculo de amizades a representar o fator de diferenciação mais robusto entre os grupos.

TABELA 4. Análise univariada e multivariada das variáveis significativas.

	SOGS ≥ 1 OR [95% CI] univariada	<i>p value</i>	SOGS ≥ 1 OR [95% CI] multivariada	<i>p value</i>
Faixa etária				
[18,35]	(Referência)	-	(Referência)	-
[36,64]	0,647 [0,38– 1,09]	0,104	0,525 [0,282–0,958]	0,03793
≥65	0,383 [0,02– 1,95]	0,358	0,292 [0,015–1,681]	0,26022
Gênero				
Feminino	(Referência)	-	(Referência)	-
Masculino	3,564 [2,11 – 6,11]	<0,001	3,573 [1,993–6,519]	<0,001
Estado civil				
Solteiro	(Referência)	-	-	-
Casado	0,659 [0,38– 1,12]	0,127	-	-
Divorciado	0,321 [0,05– 1,11]	0,128	-	-
Viúvo	1,069 [0,06– 6,51]	0,951	-	-
Nível de escolaridade				
Ensino básico	5,541 [2,13– 13,51]	<0,001	8,027 [2,785– 21,96]	<0,001
Ensino secundário	2,131 [1,17– 3,79]	0,011	1,993 [1,005– 3,875]	0,04416
Ensino superior	(Referência)	-	(Referência)	-
Vive sozinho?				
Sim	1,719 [0,72– 3,68]	0,188	2,465 [0,905– 6,155]	0,06231
Não	(Referência)	-	(Referência)	-
Classe socioeconômica				
Baixa	(Referência)	-	-	-
Média	0,658 [0,28– 1,80]	0,368	-	-
Alta	1,214 [0,23– 5,32]	0,802	-	-
Situação profissional				
Empregado	(Referência)	-	-	-
Desempregado	2,516 [1,03– 5,55]	0,0297	-	-
Saúde física				
Mau	14,399 [1,51– 327,9]	0,0335	22,15 [1,812–588,6]	0,0243
Razoável	3,399 [0,65– 62,7]	0,2451	5,68 [0,906–113,4]	0,1228
Bom	3,214 [0,64– 58,49]	0,2609	5,27 [0,910–102,2]	0,1298
Muito bom	2,140 [0,40– 39,65]	0,4719	2,65 [0,432–52,276]	0,3817
Excelente	(Referência)	-	(Referência)	-
Saúde mental				
Mau	(Referência)	-	-	-
Razoável	0,534 [0,16– 2,11]	0,3290	-	-
Bom	0,225 [0,07– 0,87]	0,0178	-	-
Muito bom	0,230 [0,07– 0,92]	0,0248	-	-
Excelente	0,543 [0,12– 2,59]	0,4286	-	-
Consumo de substâncias				
Álcool	2,19 [1,22– 3,81]	0,0067	-	-
Tabaco	3,20 [1,79– 5,62]	<0,001	2,601 [1,340–4,954]	0,00401
<i>Cannabis</i>	2,77 [0,40– 12,33]	0,218	-	-
Outras	8,27 [0,32– 210,7]	0,137	-	-
Nenhumas	0,318 [0,19– 0,54]	<0,001	-	-
Maior quantia de dinheiro gasta num dia				
1€ ou menos	(Referência)	-	-	-
Entre 1€ e 100€	2,13 [1,03–4,97]	0,056	-	-
Entre 100€ e mais de 10 000€	5,54 [2,02–15,68]	<0,001	-	-
Pessoas com problemas de jogo				
Pai	1,0198 [0,16–3,69]	0,979	-	-
Mãe	4,13 [0,19–43,65]	0,250	12,1[0,534–138,190]	0,04968
Irmão	0,536 [0,029–2,72]	0,5498	-	-
Outro parente	1,65 [0,73–3,41]	0,199	2,849 [1,165–6,481]	0,01571
Amigo	2,289 [1,032–4,68]	0,030	2,349 [0,948–5,423]	0,05310
			Ac-0,898[0,87– 0,92]; Sens- 0,123; Spec- 0,992; AUC-0,771; AIC: 368,7	

OR: *odds ratio*; IC: intervalo de confiança.

6. CARACTERÍSTICAS DA POPULAÇÃO E ASSOCIAÇÃO COM A PERTURBAÇÃO DE JOGO

As variáveis associadas a um risco aumentado de perturbação de jogo foram: ser do sexo masculino (OR: 3,57; IC 95%: 1,99–6,52), ter um nível de escolaridade baixo (OR: 8,03; IC 95%: 2,79–21,96) ou médio (OR: 1,99; IC 95%: 1,01–3,88), em comparação com o ensino superior, apresentar um estado de saúde física debilitado (OR: 22,15; IC 95%: 1,81–588,6), ser fumador (OR: 2,60; IC 95%: 1,34–4,95), e ter uma mãe (OR: 12,1; IC 95%: 0,534–138,2), um amigo (OR: 2,35; IC 95%: 0,95–5,42) ou um parente (OR: 2,85; IC 95%: 1,17–6,48) com problemas de jogo. Comparativamente ao grupo dos 18 aos 35 anos, os indivíduos com idades entre os 36 e os 64 anos apresentaram *odds* significativamente mais baixas de perturbação de jogo, com uma redução de, aproximadamente, 47,5% (OR = 0,525; IC 95%: 0,282–0,958).

7. RELAÇÃO COM O MÉDICO DE FAMÍLIA

Do total da amostra, apenas 10 (1,7%) participantes reportaram ter sido abordada esta temática em consulta com o médico de família, sendo que todos afirmaram ter sido totalmente sinceros na resposta que deram ao seu médico de família.

DISCUSSÃO

Os resultados do presente estudo indicam que 10,9% (95% IC: 8,7–13,7) dos participantes apresentaram problemas de jogo. Em comparação, uma meta-análise¹ reportou uma prevalência inferior, de 8,7%.

No que concerne à provável perturbação de jogo, 2% (95% IC: 1,2–3,5) dos participantes obtiveram uma pontuação igual ou superior a 5 no SOGS-PV. Comparando com estudos anteriores realizados em Portugal, utilizando a mesma escala, tem-se assistido a um aumento na prevalência de indivíduos com problemas de jogo. A proporção de indivíduos com provável perturbação de jogo subiu de 0,2% em 2009⁸ para 0,5% em 2022.⁹ Tal incremento pode ser justificado pela maior acessibilidade, diversidade da oferta e normalização social do jogo.¹¹

As estimativas globais de prevalência corroboram, em parte, os resultados deste estudo, embora se observem algumas diferenças. Uma revisão sistemática de 2016 indicou uma prevalência global de perturbação de jogo entre 0,1% e 5,8%, com valores na Europa entre 0,1% e 3,4%.⁸ Uma meta-análise de 2024¹ reportou uma prevalência de perturbação de jogo de 1,41%,

valor inferior ao observado neste estudo, o que poderá demonstrar uma tendência crescente desta condição. Estas discrepâncias entre os resultados podem ser atribuídas, em parte, às diferentes metodologias e instrumentos de avaliação, uma vez que o SOGS-PV avalia o risco de perturbação de jogo, enquanto que outras ferramentas podem também identificar casos confirmados.

Apesar da maioria da amostra ser do género feminino (67,1%), estado civil casado (46,9%) e com ensino superior (75,1%), características geralmente associadas a menor risco, observou-se uma prevalência de risco superior à reportada em estudos anteriores, possivelmente influenciada pelo maior acesso ao jogo e pelo contexto socioeconómico português.

No grupo de risco (SOGS \geq 1), verificou-se uma maior proporção de homens, menor escolaridade, desemprego e consumo de álcool e tabaco. A associação significativa entre o género masculino (OR: 3,57; IC 95%: 1,99–6,52) e menor escolaridade (OR: 8,03; IC 95%: 2,79–21,96 para ensino básico) com o risco de perturbação de jogo está em consonância com a literatura. Estes resultados sugerem que níveis mais baixos de escolaridade podem contribuir para comportamentos de jogo problemático, conforme documentado em estudos anteriores.^{3,10,12–14}

Adicionalmente, observou-se uma associação significativa entre o consumo de tabaco e o risco de perturbação de jogo (OR: 2,601; IC 95%: 1,340–4,954). Este achado sustenta a evidência de que comportamentos aditivos coexistem frequentemente, possivelmente devido a mecanismos neurobiológicos partilhados que envolvem circuitos de recompensa e impulsividade.^{10,15,16}

No que respeita ao estado de saúde autoavaliado, os indivíduos que classificaram o seu estado de saúde como “mau” apresentaram uma probabilidade significativamente mais elevada de risco de perturbação de jogo (OR: 22,15; IC 95%: 1,812–588,6, $p = 0,024$), em comparação com aqueles que reportaram um estado de saúde “excelente”. Esta associação aponta para uma possível relação entre saúde precária e comportamentos aditivos, tal como identificado em investigações prévias.¹⁷

A influência do contexto familiar e social também se demonstrou relevante, com 25,5% a referir uma pessoa próxima com problemas de jogo. A presença de mãe (OR: 12,1; 95% CI: 0,534–138,2), amigo (OR: 2,349; 95% CI: 0,948–5,423), ou parente (OR: 2,85; 95% CI: 1,165–6,481) com problemas de jogo asso-

ciou-se a um risco aumentado de perturbação de jogo. Isto sugere que fatores ambientais e genéticos podem desempenhar um papel na transmissão intergeracional deste comportamento aditivo.¹⁸

A distribuição etária mostrou que indivíduos entre os 36 e 64 anos apresentam um risco reduzido para perturbação de jogo quando comparados com aqueles entre os 18 e 35 anos (OR: 0,525; IC 95%: 0,282-0,958), um achado que reforça a literatura existente.^{19,20}

Tendo em conta a análise em regressão logística multivariada, a frequência de apostas desportivas (OR: 16,00; IC 95%: 4,17-73,38; $p < 0,001$), raspadinhas (OR: 11,9; IC 95%: 3,65-39,91; $p < 0,001$) e jogo *online* (OR: 2,85; IC 95%: 1,22-6,23; $p < 0,05$) foram identificadas como fatores de risco significativos. Estes achados estão em consonância com estudos prévios. As apostas desportivas são caracterizadas por elevada frequência, acessibilidade e envolvimento emocional, fatores que promovem a impulsividade e o investimento continuado.²¹ No caso do jogo *online*, a disponibilidade 24/7, o anonimato e a possibilidade de múltiplas apostas em simultâneo são características que favorecem a escalada do comportamento e a perda de controlo, sobretudo entre os mais jovens.²² No que respeita às raspadinhas, apesar de socialmente aceite como jogo de baixo risco, a literatura tem demonstrado que esta modalidade pode funcionar como uma “porta de entrada” para formas mais severas de jogo, especialmente entre populações com baixos níveis de literacia.^{10,23} A recompensa imediata e a simplicidade do jogo podem mascarar o seu potencial aditivo, conduzindo a um uso repetitivo e persistente.²⁴

A análise dos dados revelou uma lacuna na abordagem da perturbação de jogo no contexto dos CSP, com apenas 1,7% dos participantes a referirem que este tema foi abordado durante uma consulta médica. Os indivíduos que reportaram essa abordagem afirmaram ter respondido com sinceridade, o que realça o potencial do ambiente clínico para promover a autorrevelação. Neste sentido, os resultados do presente estudo sugerem que o jogo patológico é um problema frequentemente negligenciado, o que se poderá traduzir na perda de oportunidade de intervenção e na evolução para quadros clínicos mais graves.^{3,25}

A baixa frequência de rastreio observada pode estar relacionada com a falta de formação dos profissionais, ausência de protocolos padronizados e a baixa visibilidade social da perturbação de jogo quando comparada com outras adições.²⁶ Considerando a coocorrência desta perturbação com outras perturbações psiquiátricas, o contexto dos CSP oferece uma oportu-

nidade estratégica para abordar este problema.^{27,28} A integração do rastreio do jogo patológico nos CSP, especialmente em grupos de risco, pode potenciar a deteção precoce e a prevenção. O reforço da literacia em saúde e financeira é crucial para reduzir o estigma, promover a procura de ajuda e identificar casos atempadamente, alinhando-se com as estratégias nacionais de prevenção em comportamentos aditivos e dependências (CAD).³

Algumas limitações deste estudo devem ser consideradas. O desenho transversal não permite estabelecer relações de causalidade. A participação voluntária pode ter introduzido viés de autosseleção, comprometendo a representatividade da amostra. Os comportamentos de jogo, consumo de substâncias e estado de saúde foram autorreportados, o que pode introduzir viés de deseabilidade social. O reduzido tamanho de alguns subgrupos poderá ter limitado a precisão estatística de estimativas, comprometendo a robustez dos resultados.

Futuras investigações poderão beneficiar da realização de estudos longitudinais que avaliem a evolução de comportamentos de jogo e a eficácia de intervenções preventivas.

CONCLUSÃO

O estudo evidencia uma prevalência crescente de perturbação de jogo na população adulta portuguesa, associada ao sexo masculino, menor escolaridade, desemprego, consumo de tabaco e influência familiar. Modalidades como apostas desportivas, raspadinhas e jogo *online* apresentam maior risco. Estes resultados enquadram-se no contexto dos CAD e reforçam a necessidade de estratégias integradas de prevenção, promoção do jogo responsável, deteção precoce nos CSP e capacitação dos profissionais, visando reduzir o impacto da perturbação de jogo em Portugal.

AGRADECIMENTOS

Às coordenadoras das USF de Joane, Ronfe, Ribeirão e Vale do Vouga, pela sua disponibilidade e colaboração neste estudo, facilitando a sua divulgação no contexto das respetivas unidades. Às orientadoras de formação, Dr.^a Vera Amaral, Dr.^a Carina Antunes, Dr.^a Juliana Couto, Dr.^a Marta Pereira, Dr.^a Liliana Gonçalves e Dr. Carlos Moreira pelo acompanhamento próximo, orientação científica e contributos valiosos ao longo de todo o processo. A todos os participantes que, de forma voluntária, contribuíram para a realização deste trabalho, o nosso sincero agradecimento.

DECLARAÇÃO DE CONTRIBUIÇÃO /CONTRIBUTORSHIP STATEMENT

HM, CC, CS, RL, SC: Desenho, análise, interpretação, escrita, rascunho original, revisão e aprovação final do artigo.

RB: Desenho, análise, revisão e aprovação final do artigo.

Todos os autores aprovaram a versão final a ser publicada

HM, CC, CS, RL, SC: Design, analysis, interpretation, writing, original draft, review, and final approval of the article.

RB: Design, analysis, review, and final approval of the article.¹

All authors approved the final version to be published

RESPONSABILIDADES ÉTICAS

Conflitos de Interesse: Os autores declaram a inexistência de conflitos de interesse na realização do presente trabalho.

Fontes de Financiamento: Não existiram fontes externas de financiamento para a realização deste artigo.

Confidencialidade dos Dados: Os autores declaram ter seguido os protocolos da sua instituição acerca da publicação dos dados de doentes.

Proteção de Pessoas e Animais: Os autores declaram que os procedimentos seguidos estavam de acordo com os regulamentos estabelecidos pela Comissão de Ética responsável e de acordo com a Declaração de Helsínquia revista em 2024 e da Associação Médica Mundial.

Proveniência e Revisão por Pares: Não comissionado; revisão externa por pares.

ETHICAL DISCLOSURES

Conflicts of Interest: The authors have no conflicts of interest to declare.

Financing Support: This work has not received any contribution, grant or scholarship.

Confidentiality of Data: The authors declare that they have followed the protocols of their work center on the publication of patient data.

Protection of Human and Animal Subjects: The authors declare that the procedures followed were in accordance with the regulations of the relevant clinical research ethics committee and those of the Code of

Ethics of the World Medical Association (Declaration of Helsinki as revised in 2024).

Provenance and Peer Review: Not commissioned; externally peer-reviewed.

REFERÊNCIAS

1. Tran LT, Wardle H, Colledge-Frisby S, Taylor S, Lynch M, Rehm J, et al. The prevalence of gambling and problematic gambling: a systematic review and meta-analysis. *Lancet Public Health*. 2024;9:e594-e613. doi: 10.1016/S2468-2667(24)00126-9.
2. Wood RT, Griffiths MD. Understanding Positive Play: An Exploration of Playing Experiences and Responsible Gambling Practices. *J Gambl Stud*. 2015;31:1715-34. doi: 10.1007/s10899-014-9489-7.
3. Torrado M. Jogo com mais saúde: para uma política de jogo responsável. Lisboa: Serviço de Intervenção nos Comportamentos Aditivos e nas Dependências (SICAD) [consultado em Nov 2024]. Disponível em: <https://www.icad.pt/DocumentList/GetFile?id=726&languageId=1>
4. American Psychiatric Association. Diagnostic and statistical manual of mental disorders. 5th ed. Washington: American Psychiatric Association; 2013.
5. Fauth-Bühler M, Mann K, Potenza MN. Pathological gambling: a review of the neurobiological evidence relevant for its classification as an addictive disorder. *Addict Biol*. 2017;22:885-97. doi: 10.1111/adb.12378.
6. Torrado M, Bacelar-Nicolau L, Skryabin V, Teixeira M, Eusébio S, Ouakinin S. Emotional dysregulation features and problem gambling in university students: a pilot study. *J Addict Dis*. 2020 ;38:550-66. doi: 10.1080/10550887.2020.1800889.
7. Lesieur HR, Blume SB. The South Oaks Gambling Screen (SOGS): a new instrument for the identification of pathological gamblers. *Am J Psychiatry*. 1987;144:1184-8. doi: 10.1176/ajp.144.9.1184.
8. Calado F, Griffiths MD. Problem gambling worldwide: An update and systematic review of empirical research (2000-2015). *J Behav Addict*. 2016;5:592-613. doi:10.1556/2006.5.2016.073.
9. Instituto para os Comportamentos Aditivos e as Dependências. V Inquérito Nacional ao Consumo de Substâncias Psicoativas na População Geral, Portugal 2022. Lisboa: SICAD; 2024. [consultado em Nov 2024] Disponível em: <https://www.icad.pt/DocumentList/GetFile?id=569&languageId=1>
10. Morgado P, Soares Coelho P, Marreiros H, Cerejeira J, Aguiar-Conraria L, Torrado M, Torres V; *Conselho Económico e Social* (CES). Relatório 1ª fase — Quem paga as raspadinhas? Braga/Portugal: CES; Set 2023. [consultado em Nov 2024]. Disponível em: https://ces.pt/wp-content/uploads/2023/09/Relatorio_1a-Fase-Quem-paga-a-Raspadinha.pdf
11. Costes JM, Kairouz S, Fiedler I, Bartczuk RP, Lelonek-Kuleta B, Minutillo A, Notari L. Online gambling practices and related problems in five European countries: findings from the Electronic Gam(b)ling Multinational Empirical Survey (E-GAMES) project. *J Gambl Stud*. 2023. doi: 10.1007/s10899-023-10229-8.
12. Sharman S, Butler K, Roberts A. Psychosocial risk factors in disordered gambling: A descriptive systematic overview of vulnerable populations. *Addict Behav*. 2019;99:106071. doi: 10.1016/j.addbeh.2019.106071.
13. Moreira D, Azeredo A, Dias P. Risk Factors for Gambling Disorder: A Systematic Review. *J Gambl Stud*. 2023;39:483-511. doi:10.1007/s10899-023-10195-1.
14. Buth S, Wurst FM, Thon N, Lahusen H, Kalke J. Comparative Analysis of Potential Risk Factors for at-Risk Gambling, Problem Gambling and Gambling Disorder among

- Current Gamblers-Results of the Austrian Representative Survey 2015. *Front Psychol.* 2017;8:2188. doi:10.3389/fpsyg.2017.02188.
15. Ford M, Håkansson A. Problem gambling, associations with comorbid health conditions, substance use, and behavioural addictions: Opportunities for pathways to treatment. *PLoS One.* 2020;15:e0227644. doi: 10.1371/journal.pone.0227644.
 16. Russell TI, Robinson MJF. Neural mechanisms of habit formation in the dorsal striatum. *Behav Neurosci.* 2019;133:361-77. doi: 10.1037/bne0000311.
 17. Oftedal S, Kolt GS, Holliday EG, Stamatakis E, Vandelanotte C, Brown WJ, Duncan MJ. Associations of health behavior patterns, mental health, and self-rated health. *Prev Med.* 2019;118:295-303. doi:10.1016/j.ypmed.2018.11.017.
 18. Cunha D, Fonseca A, Relvas AP. Perturbação de jogo e família: uma revisão da literatura. *Psicologica.* 2017;59:73-89.
 19. Dellosa G, Browne M. Understanding structural risk factors in electronic gambling machines: evidence from machine data. *J Behav Addict.* 2024;13:702-15. doi:10.1556/2006.2024.00051.
 20. Richard J, King SM. Understanding the developmental pathways of youth gambling problems. *J Child Psychol Psychiatry.* 2023;64:645-88. doi:10.1111/jcpp.13713.
 21. Hing N, Russell AM, Browne M. Risk Factors for Gambling Problems on Online Electronic Gaming Machines, Race Betting and Sports Betting. *Front Psychol.* 2017;8:779. doi: 10.3389/fpsyg.2017.00779.
 22. Griffiths M, Parke J, Wood R, Parke A. Online poker gambling in university students: further findings from an online survey. *Int J Ment Health Addict.* 2010;8:82-9. doi: 10.1007/s11469-009-9203-7.
 23. Welte JW, Barnes GM, Tidwell MO, Wieczorek WF. Predictors of Problem Gambling in the U.S. *J Gambl Stud.* 2017;33:327-42. doi: 10.1007/s10899-016-9639-1
 24. Kessler RC, Hwang I, LaBrie R, Petukhova M, Sampson NA, Winters KC, et al. DSM-IV pathological gambling in the National Comorbidity Survey Replication. *Psychol Med.* 2008;38:1351-60. doi: 10.1017/S0033291708002900.
 25. Quilty LC, Wardell JD, Thiruchselvam T, Keough MT, Hendershot CS. Brief interventions for problem gambling: A meta-analysis. *PLoS One.* 2019;14:e0214502. doi: 10.1371/journal.pone.0214502.
 26. Braun B, Ludwig M, Slecza P, Bühringer G, Kraus L. Gamblers seeking treatment: Who does and who doesn't? *J Behav Addict.* 2014;3:189-98. doi: 10.1556/JBA.3.2014.3.7. Erratum in: *J Behav Addict.* 2014;3:268. doi: 10.1556/JBA.3.2014.4.9.
 27. Lorains FK, Cowlishaw S, Thomas SA. Prevalence of comorbid disorders in problem and pathological gambling: systematic review and meta-analysis of population surveys. *Addiction.* 2011;106:490-8. doi: 10.1111/j.1360-0443.2010.03300.x.
 28. Petry NM, Stinson FS, Grant BF. Comorbidity of DSM-IV pathological gambling and other psychiatric disorders: results from the National Epidemiologic Survey on Alcohol and Related Conditions. *J Clin Psychiatry.* 2005;66:564-74. doi:10.4088/JCP.v66n0504.