

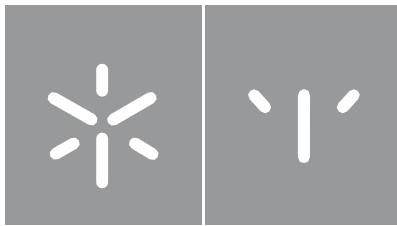


Universidade do Minho
Escola de Psicologia

Miguel Ângelo Lassel de
Resende

**Hábitos de jogar videojogos e
validação do *Ten-Item Internet
Gaming Disorder Test***





Universidade do Minho
Escola de Psicologia

Miguel Ângelo Lassal de Resende

**Hábitos de jogar videojogos e
validação do *Ten-Item Internet
Gaming Disorder Test***

Dissertação de Mestrado
Mestrado Integrado em
Psicologia

Trabalho efetuado sob a orientação do
Doutor Pedro Pechorro
E coorientação do
Professor Doutor Rui Abrunhosa Gonçalves

setembro de 2020

DIREITOS DE AUTOR E CONDIÇÕES DE UTILIZAÇÃO DO TRABALHO POR TERCEIROS

Este é um trabalho académico que pode ser utilizado por terceiros desde que respeitadas as regras e boas práticas internacionalmente aceites, no que concerne aos direitos de autor e direitos conexos.

Assim, o presente trabalho pode ser utilizado nos termos previstos na licença abaixo indicada.

Caso o utilizador necessite de permissão para poder fazer um uso do trabalho em condições não previstas no licenciamento indicado, deverá contactar o autor, através do RepositóriUM da Universidade do Minho.

Licença concedida aos utilizadores deste trabalho



Atribuição-NãoComercial-SemDerivações

CC BY-NC-ND

<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>

Agradecimentos

Nesta etapa final em que chega a hora de agradecer, são poucas as palavras que cabem neste papel para o fazer. Primeiramente, agradeço ao Doutor Pedro Pechorro pela sua paciência, prontidão e disponibilidade em ajudar, mas acima de tudo, por me ensinar a fazer melhor. Agradeço também ao Professor Doutor Rui Abrunhosa pela oportunidade de trabalhar um tema diferente daqueles que a Unidade de Ofensores e Sistema Legal investiga.

Agradeço a todos os participantes deste estudo, uma vez que sem a vossa colaboração o mesmo não seria possível.

Aos meus amigos, que por mais que eu dissesse que as coisas não corriam bem, no fundo, sempre souberam que eu era capaz e sempre me incentivaram. Um especial obrigado ao Afonso pela sua contribuição para este estudo.

À família que nós escolhemos ao longo destes cinco anos e que prevalecerá por muito tempo um especial obrigado pois sem vocês esta viagem não teria significado. Em especial, ao Luís Santos porque mesmo que os 10% do curso sejam os mais difíceis, também são os mais importantes pelo que o melhor é mesmo despachá-los, um muito obrigado.

À família da Maria, que rapidamente se tornou na minha segunda família, obrigado pela ajuda e apoio.

À Maria, por não me ter deixado desistir, por ser um exemplo de dedicação e tenacidade e por toda a ajuda que me deu. Sem ti, isto não seria possível. Obrigado por caminhares ao meu lado, és incrível.

À minha família que apesar das adversidades, sempre me apoiaram e quiseram o melhor para mim. Obrigado por se preocuparem e lutarem comigo.

Declaração de Integridade

Declaro ter atuado com integridade na elaboração do presente trabalho académico e confirmo que não recorri à prática de plágio nem a qualquer forma de utilização indevida ou falsificação de informações ou resultados em nenhuma das etapas conducente à sua elaboração.

Mais declaro que conheço e que respeitei o Código de Conduta Ética da Universidade do Minho.

Miguel Ângelo Lassal de Resende

(Miguel Ângelo Lassal de Resende)

Hábitos de jogar videojogos e validação do Ten-Item Internet Gaming Disorder

Resumo

A *Internet Gaming Disorder* (IGD) foi adicionada em 2013 à Secção de Modelos e Medidas Emergentes do DSM-5, sob a necessidade de se investigar esta perturbação antes do seu reconhecimento oficial. A literatura sugere que determinados motivos para jogar videojogos predizem a IGD e, ainda, que certos traços da personalidade estão associados à mesma, nomeadamente, a agressividade e os traços psicopáticos. O *Ten-Item Internet Gaming Disorder Test* (IGDT-10) é um teste de dez itens baseado nos nove critérios que o DSM-5 propõem para a avaliação da IGD. O presente estudo tem como objetivos caracterizar os hábitos de jogar videojogos da amostra e traduzir e validar a IGDT-10 para a população portuguesa. A amostra é constituída por 338 estudantes universitários com idade média de 22 anos ($DP=3.35$, amplitude=18-42). Os resultados corroboraram a literatura no que se refere aos hábitos de jogar videojogos, i.e., os participantes do sexo masculino iniciam-se mais cedo a jogar, gastam mais tempo a jogar e preferem videojogos de teor mais violentos. O IGDT-10 revelou-se um instrumento com boas qualidades psicométricas, nomeadamente em termos de validade, fiabilidade e invariância da medida entre os sexos.

Palavras-chave: Invariância da medida, motivos, *Ten-Item Internet Gaming Disorder Test* (IGDT-10), validação.

Gaming habits and validation of the Ten-Item Internet Gaming Disorder Test

Abstract

Internet Gaming Disorder (IGD) was added to the Emerging Measures and Models Section of DSM-5 in 2013, under the necessity to investigate it further before its official recognition. The literature suggests that certain motives for playing video games predict IGD, as well as certain personality traits are associated with IGD, namely aggressiveness and psychopathic traits. The Ten-Item Internet Gaming Disorder Test (IGDT-10) is a ten-item test based on the nine criteria proposed by the DSM-5 to assess IGD. The present study aims to characterize the sample's video game habits and translate and validate IGDT-10 for the Portuguese population. The sample consists of 338 university students with an average age of 22 years ($SD=3.35$, range= 18-42). The results are in line with the literature regarding the habits of playing video games, since males report early ages initiating gaming, spend more time playing games and prefer more violent video games. In turn, IGDT-10 proved to be an instrument with good psychometric properties. Finally, the IGDT-10 showed good psychometric properties in terms of validity, reliability and measurement invariance cross sexes.

Keywords: measurement invariance, motives, Ten-Item Internet Gaming Disorder Test (IGDT-10), validation.

Índice

Introdução.....	9
Videojogos	9
<i>Internet Gaming Disorder</i>	9
Hábitos de jogar videojogos, motivos e diferenças entre sexos	10
<i>Internet Gaming Disorder</i> e Personalidade.....	12
Agressividade.....	12
Traços Psicopáticos	12
Empatia	13
Objetivos	13
Método	14
Participantes.....	14
Instrumentos	15
Procedimento	17
Análise de Dados.....	18
Resultados.....	19
Caraterização dos hábitos de jogar videojogos.....	19
Análise Fatorial Confirmatória e Invariância	21
Consistência Interna	23
Validade Externa	23
Discussão	24
Referências Bibliográficas.....	29
Anexo: Parecer da Comissão de Ética para a Investigação em Ciências Sociais e Humanas	37

Índice de Tabelas

Tabela 1. Caraterísticas Sociodemográficas.....	14
Tabela 2. Idade média de início e média de horas passadas a jogar por semana.....	20
Tabela 3. Diferenças nas medidas de idade de início e tempo de jogo entre os sexos.....	21
Tabela 4. Hábitos de jogar videojogos.....	21
Tabela 5. Índices de Ajustamento.....	22
Tabela 6. Saturações para a estrutura unifatorial do IGDT-10.....	22
Tabela 7. Invariância da medida entre os sexos.....	23
Tabela 8. Validade convergente, divergente e de critério.....	24
Tabela 9. Associações entre o IGDT-10 e outras variáveis.....	24

Índice de Abreviaturas

ACITC	Amplitude das correlações item-total corrigidas
AFC	Análise Fatorial Confirmatória
ANOVA	Analysis of Variance
APA	<i>American Psychiatric Association</i>
BES-A	<i>Basic Empathy Scale- Adapted</i>
CEICSH	Comissão de Ética para a Investigação em Ciências Sociais e Humanas
CFI	<i>Comparative Fit Index</i>
COVID-19	<i>Corona Virus disease 2019</i>
DSM-5	<i>Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders (5th ed.)</i>
EQS	<i>Structural Equation Modeling Software</i>
GD	<i>Gaming Disorder</i>
IBM SPSS	<i>Statistical Package for the Social Sciences</i>
IFI	<i>Incremental Fit Index</i>
IGD	<i>Internet Gaming Disorder</i>
IGDS	<i>Internet Gaming Disorder Scale</i>
IGDT-10	<i>Ten-Item Internet Gaming Disorder Test</i>
MCII	Média de Correlações inter-item
PEGI	<i>Pan European Game Information</i>
RMSEA	<i>Root Mean Square Error of Approximation</i>
RPQ	<i>Reactive Proactive Aggression Questionnaire</i>
WHO	<i>World Health Organization</i>
YPI-TRI-S	<i>Youth Psychopathic Traits Inventory Triarchic Short version</i>

Introdução

Videojogos

Atualmente, são poucas as pessoas, em especial nas faixas etárias mais jovens, que não têm acesso ao mundo digital e às tecnologias necessárias para jogar videojogos. Com o opulento crescimento desta realidade nas últimas duas décadas, a preocupação acerca das possíveis consequências de jogar videojogos tem vindo a crescer pelo que surgiu o interesse e a necessidade de estudar este fenómeno. A literatura mostra que jogar videojogos pode resultar em benefícios nos processos cognitivos (cognição viso espacial, percepção e atenção), na motivação e na emoção, podendo ser utilizados para fins terapêuticos e educacionais (Granic et al., 2014; Green & Bavelier, 2012). Contudo, os estudos sobre os efeitos negativos dos videojogos debruçam-se sobre o comportamento de jogar videojogos de forma problemática, definido pela incapacidade persistente em controlar os hábitos de jogar apesar dos problemas causados na vida do indivíduo (Lemmens et al., 2009). Isto não significa que jogar videojogos seja necessariamente prejudicial, tal como já mencionado, mas pode tornar-se patológico quando esta atividade prejudica o funcionamento individual, social, familiar, ocupacional e psicológico, tornando-se disfuncional (Gentile et al., 2011).

Internet Gaming Disorder

Em 2013, a *American Psychiatric Association* (APA) adicionou a *Internet Gaming Disorder* (IGD) à secção dos Modelos e Medidas Emergentes do Manual de Diagnóstico e Estatística das Perturbações Mentais (DSM-5), com a necessidade de mais investigação na área antes da perturbação ser oficialmente reconhecida (Petry & O'Brien, 2013). O DSM-5 apresenta nove critérios para o diagnóstico da perturbação, designadamente, 1) a preocupação com os videojogos, 2) os sintomas de abstinência face à remoção dos videojogos, 3) a tolerância (necessidade de passar mais tempo a jogar), 4) a incapacidade de reduzir ou parar de jogar, 5) a perda de interesse nas atividades (com exceção dos videojogos), 6) o uso excessivo dos videojogos apesar do conhecimento dos problemas psicossociais resultantes, 7) o uso do engano face ao tempo passado a jogar, 8) o uso dos videojogos para escapar ou aliviar o humor negativo e, por último, 9) perder ou colocar em risco relações, trabalho, rendimento escolar, entre outros, devido ao jogo (APA, 2013). Sendo necessário cumprir, pelo menos, cinco destes critérios durante doze meses para ser possível diagnosticar a IGD como perturbação.

Em 2019, a *World Health Organization* (WHO) reconheceu oficialmente a *Gaming Disorder*

(GD) como uma perturbação comportamental, definindo-a como um padrão de jogar videojogos (*online* ou *offline*) de forma recorrente e persistente que resulta em consequências negativas a nível pessoal, familiar, social, educacional e noutras áreas do funcionamento que ocorrem por um período de, pelo menos, 12 meses que se manifestam pela perda do controlo do comportamento de jogar, pela valorização dos videojogos em detrimento de outros interesses ou atividades diárias e pela continuação ou agravamento dos hábitos de jogar apesar das consequências negativas (WHO, 2019). Comparando os dois quadros teóricos (i.e., APA e WHO) é possível que a WHO tenha adotado uma abordagem mais flexível uma vez que define o fenómeno utilizando um número reduzido de critérios para diagnosticar a perturbação, o que poderá levar a um aumento de falsos positivos (Pontes et al., 2019), pelo que o presente estudo basear-se-á no quadro de conceitualização da APA.

Quanto à prevalência da IGD, a literatura refere que esta varia entre os .7% e os 27.5%, sendo mais prevalente no sexo masculino e em faixas etárias mais jovens (Mihara & Higuchi, 2017). Ademais, as diferentes prevalências podem ser explicadas, entre outros fatores, pelas diferenças nos designs dos estudos, instrumentos utilizados e, ainda, na população que é estudada, o que sugere a necessidade de investigar as qualidades psicométricas dos instrumentos de avaliação da IGD existentes, de modo a assegurar a validade e fiabilidade dos critérios de avaliação (Petry & O'Brien, 2013; Pontes, 2018).

Entre os diversos instrumentos de avaliação da IGD, destaca-se o *Ten-Item Internet Gaming Disorder Test* (IGDT-10) desenvolvido por Király e colegas (2017) que é um instrumento curto, baseado nos nove critérios do DSM-5 para a IGD. Este encontra-se validado em sete línguas diferentes, nomeadamente, espanhol, francês, húngaro, inglês, norueguês, persa e polaco, tendo apresentado boas qualidades psicométricas, fortes correlações com um instrumento que avalia a IGD e associações moderadas ao tempo de jogo (Király et al., 2019; Király et al., 2017b).

Hábitos de jogar videojogos, motivos e diferenças entre sexos

Como atividade de entretenimento, jogar videojogos é um comportamento altamente recompensador e, por isso, potencialmente aditivo (Kuss et al., 2018). É possível que uma pequena porção de jogadores excessivamente envolvidos em jogar videojogos venha a sofrer consequências negativas dos seus hábitos de jogo que podem estar associados a determinados fatores de risco (e.g., sexo, idade, motivações, personalidade; Gervasi et al., 2017; Kuss et al., 2012; Mihara & Higuchi, 2017). Relativamente aos dispositivos habitualmente utilizados para

jogar videojogos, as estatísticas mostram que 60% dos jogadores utilizam o telemóvel, 52% utilizam o computador e 49% utilizam consolas (ESA, 2019). Do mesmo modo, Rho e colegas (2017) verificaram no seu estudo que 58.3% dos seus participantes utilizavam frequentemente o telemóvel ou o *tablet* para jogar, 39.9% utilizavam o computador e, ainda, 1.8% utilizavam a consola.

Tal como noutras adições, a idade de início do consumo constitui um fator de risco para o desenvolvimento e manutenção da perturbação, sendo que a IGD não é exceção (Beard et al., 2017; Mihara & Higuchi, 2017; Rehbein et al., 2016; Rho et al., 2017). De facto, os estudos empíricos sugerem que os motivos para jogar videojogos desempenham um papel importante no desenvolvimento e manutenção da IGD (Demetrovics et al., 2011). Um estudo de Yee (2006) encontrou dez componentes de motivação que, posteriormente foram classificados em três categorias abrangentes, isto é, conquista (avanço no jogo, mecânicas e competição), social (socialização, relação e trabalho em equipa) e imersão (descoberta, *role-play*, customização e fuga à realidade), sendo que os motivos de fuga e avanço no jogo foram os melhores preditores de adição.

Apesar disto, Demetrovics e colegas (2011), identificaram sete motivos principais para jogar videojogos, nomeadamente, fuga à realidade, *coping*, fantasia, desenvolvimento de habilidades, lazer, competição e social. Este estudo distinguiu ainda o motivo de fuga e o motivo de *coping*, sendo o primeiro definido pela fuga à realidade e o segundo como uma forma de lidar com a realidade. Por sua vez, outro estudo mostrou que conquista, socialização e fuga prediziam padrões de jogo aditivos (Dauriat et al., 2011) e, ainda, um outro que mostrou que a fuga e as mecânicas de jogo foram melhores preditores de adição ao jogo que o tempo gasto a jogar videojogos (Kuss et al., 2012). Do mesmo modo, um estudo revelou que o tempo passado a jogar estava associado a fatores negativos e ao motivo de fuga, o que significa que, por si só, o tempo passado a jogar videojogos não representa necessariamente um preditor para os problemas de adição aos videojogos quando se controlam os motivos para jogar (Király et al., 2017b).

A literatura mostra, frequentemente, que o sexo masculino reporta maior tempo de jogo em comparação com o sexo feminino (Lemmens et al., 2015), pelo que o maior tempo está associado ao maior envolvimento do sexo masculino a jogar e à sua disposição para a IGD (Petry & O'Brien, 2013). O maior envolvimento do sexo masculino em jogar poderá estar relacionado com as preferências por determinados tipos de videojogos (Rehbein et al., 2016), isto é, o sexo masculino prefere videojogos de tiro, estratégia ou *role playing* (interpretação de papéis),

enquanto que o sexo feminino prefere videogames mais casuais (jogos de plataforma, puzzles) (Elliot et al., 2012; Möller & Krahe, 2009). Os videogames de tiro, estratégia ou *role playing* incluem elementos de teor mais violento por comparação aos videogames casuais e, ainda, requerem aos seus jogadores grandes quantidades de tempo para avançar nos mesmos, expondo assim o sexo masculino a níveis mais altos de violência (Möller & Krahe, 2009). Aliás, a preferência do sexo masculino por este tipo de videogames está relacionada com a existência de competição nos mesmos, ou seja, indivíduos que são motivados pela competição podem considerar estes videogames mais divertidos e, por isso, podem passar mais tempo a jogá-los (Vorderer et al., 2003).

Internet Gaming Disorder e Personalidade

Frequentemente, certos traços de personalidade, como neuroticismo, psicopatia e agressividade elevados, podem prever a IGD. Todavia, uma revisão de literatura de Gervasi e colaboradores (2017) acerca desta temática revela que combinações de certos traços de personalidade desempenham um papel importante na aquisição, desenvolvimento e manutenção da IGD.

Agressividade

A agressividade é definida como “um comportamento intencional de causar dano a um indivíduo que é motivado a evitar o dano” (Anderson & Bushman, 2001, p.2), sendo que pode ser dicotomizada em agressividade reativa (i.e., agressividade é uma resposta impulsiva face a um estímulo negativo) e proativa (i.e., violência como um meio para atingir um fim). Não raras vezes, a literatura mostra que videogames com elementos violentos podem aumentar a agressividade e que a violência presente nesses videogames está correlacionada com a dessensibilização, com a diminuição da empatia e do comportamento social (Anderson et al., 2010). Concomitantemente, vários estudos verificaram associações positivas entre a IGD e a agressividade (Collins et al., 2012; Montag et al., 2011), bem como observaram que maiores indícios de agressividade desempenham um papel preditor da perturbação (Kim et al., 2008; Mehroof & Griffiths, 2010; Walther et al., 2012).

Traços Psicopáticos

Estudos recentes têm vindo a demonstrar interesse nos traços obscuros da personalidade, como o maquiavelismo, psicopatia, sadismo, narcisismo e maldade, e a sua associação a

determinados comportamentos *online* como a IGD e o jogo *online* (Kim et al., 2008; Kircaburun & Griffiths, 2018; Kircaburun et al., 2018; Sindermann et al., 2018).

A psicopatia pode ser vista à luz do Modelo Triárquico da Psicopatia que assenta em três componentes, a ousadia, a malvadez e a desinibição (Patrick et al., 2009). Segundo os autores, a ousadia é definida como o sentido de aventura, a capacidade de recuperar de eventos stressantes e a tolerância ao perigo desconhecido, enquanto que a malvadez se refere às manifestações comportamentais de hostilidade, agressividade e violência (Patrick et al., 2009). A desinibição é definida pela falta de autocontrolo que reflete uma tendência para a irresponsabilidade, impulsividade, raiva e hostilidade (Patrick et al., 2009). Neste sentido, Kimming e colegas (2018) constataram que, comparando um grupo de jogadores com um grupo de não jogadores, a exposição a jogos violentos estava associada à desinibição. Além disto, Kircaburun e colaboradores (2018) verificaram uma relação indireta entre a GD e traços obscuros da personalidade, entre os quais, a psicopatia, sendo esta relação mediada através de diversos motivos para jogar, nomeadamente, a fuga à realidade, a fantasia, a competição e o desenvolvimento de habilidades. Porém, os efeitos foram fracos, o que revela a necessidade de estudar o papel destes traços da personalidade na IGD (Kircaburun et al., 2018).

Empatia

Os estudos acerca da relação entre a IGD e a empatia mostram diferentes resultados. Por um lado, Liau e colegas (2014) observaram que a empatia não é um preditor da IGD após terem controlado o nível inicial da IGD e o género dos participantes. Outros estudos verificaram que a empatia está negativamente associada à IGD, ou seja, quanto maior a empatia menor o risco de IGD, pelo que esta constituiria um fator protetor da perturbação (Che et al., 2017). Hui e colegas (2019) também avaliaram o papel preditor dos componentes da empatia na IGD, revelando a existência de associações indiretas das componentes afetiva e cognitiva com a IGD, sendo que estas associações foram estabelecidas por meio dos motivos de fuga à realidade. Assim, a componente afetiva, mais concretamente a preocupação empática, prediz os motivos de fuga à realidade que, por sua vez, prediz a IGD (Hui et al., 2019).

Objetivos

O presente estudo tem como principais objetivos 1) caraterizar os hábitos de jogar videojogos e 2) traduzir e validar o *Ten-Item Internet Gaming Disorder Test* para a população

portuguesa. Para o primeiro objetivo colocaram-se as seguintes hipóteses, 1) observar-se-ão diferenças no tempo de jogo e idade de início a jogar entre os sexos, 2) o sexo masculino reportará mais motivos de competição e o sexo feminino mais motivos sociais e de fuga, e 3) o sexo masculino reportará jogos com PEGI superior aos jogos reportados pelo sexo feminino. Para o segundo objetivo tem-se como hipóteses, 1) o IGDT-10 apresentará uma estrutura unifatorial e invariância da medida entre os sexos, 2) apresentará também uma consistência interna adequada e 3) boa validade externa.

Método

Participantes

A amostra do presente estudo é constituída por 338 participantes ($M= 22.2$ anos, $DP=3.35$, amplitude = 18-42), sendo 185 (54.7%) do sexo masculino ($M= 22.2$ anos, $DP= 3.39$, amplitude= 18-35) e 153 (45.3%) do sexo feminino ($M= 22.2$ anos, $DP=3.57$, amplitude= 18-42). Da amostra total, 323 (95.6%) participantes são de nacionalidade portuguesa, 160 (47.3%) participantes são alunos de cursos que pertencem às áreas do Direito, Ciências Sociais e Educação e 162 (48.4%) participantes pertencem ao nível socioeconómico médio (ver Tabela 1).

Tabela 1.
Caraterísticas Sociodemográficas

	Total <i>N</i> =338		Masculino <i>n</i> = 185		Feminino <i>n</i> =153	
	<i>n</i>	%	<i>n</i>	%	<i>n</i>	%
Nacionalidade						
Portuguesa	323	95.6	180	97.3	143	93.5
Brasileira	13	3.80	5	2.70	8	5.20
Outra	2	.60	0	0	2	1.30
Curso						
Ciências, Saúde e Tecnologias	149	44.1	122	65.9	27	17.6
Arquitetura, Artes e Design	8	2.40	4	2.20	4	2.60
Direito, Ciências Sociais e	160	47.3	49	26.5	111	72.5
Educação						
Economia, Gestão e	9	2.70	5	2.70	4	2.30
Contabilidade						
Humanidades, Secretariado e	12	3.60	5	2.70	7	4.60
Tradução						
Nível Socioeconómico						
Baixo	110	32.8	47	25.7	63	41.4
Médio	162	48.4	103	56.3	59	38.8
Elevado	63	18.8	33	18.0	30	19.7

Instrumentos

Ten-Item Internet Gaming Disorder Test (IGDT-10; Király et al., 2017a). O IGDT-10 avalia o nível de *Internet Gaming Disorder* num período referente aos 12 meses anteriores. É constituído por dez itens, sendo que cada item corresponde aos critérios de diagnóstico da IGD do DSM-5, à exceção do critério “Colocou em risco ou perdeu um relacionamento, emprego ou oportunidade educacional ou de carreira significativa devido à participação em jogos na internet” (APA, 2013), dividido em dois itens devido à sua complexidade (Item 9- “Colocaste em risco ou perdeste alguma relação significativa por jogares videojogos?”; Item 10- “Nos últimos 12 meses, alguma vez colocaste em risco a tua performance na escola ou no trabalho por causa de jogares videojogos?”). Os participantes respondem de acordo com uma escala de Likert de três pontos, designadamente, “Nunca”= 0, “Às vezes”= 1 e “Frequentemente”= 2, sendo que pontuações mais altas correspondem a níveis mais severos de IGD. O alfa de Cronbach desta medida psicométrica será apresentado na secção dos resultados.

The Internet Gaming Disorder Scale (IGDS; Lemmens et al., 2015). Este instrumento avalia a IGD através de 27 itens, três itens por cada critério do DSM-5, como por exemplo “Quando não podias jogar sentiste-te tenso ou inquieto?” (critério dos sintomas de abstinência). Cada item pode ser respondido na forma “Sim” ou “Não”, no entanto, neste estudo será usada a versão com escala de Likert de 6 pontos (“Nunca”= 0, “Uma a quatro vezes no último ano”= 1, “Cinco a onze vezes no último ano”= 2, “Cerca de uma a três vezes por mês”= 3, “Uma ou mais vezes por semana”= 4 e “Todos os dias ou quase todos os dias”= 5), sendo que são referentes à presença dos critérios do DSM-5 nos últimos 12 meses. O alfa de Cronbach deste instrumento no presente estudo é de .94.

Basic Empathy Scale Adapted (BES-A; Salas-Wright et al., 2012; validada para a população portuguesa por Pechorro et al., 2015). Esta escala de autorresposta é constituída por sete itens construídos para avaliar duas dimensões da empatia designadamente empatia afetiva, avaliada através de três itens (e.g., “Depois de falar com um amigo que está triste geralmente também fico triste”), e empatia cognitiva (e.g., “Geralmente costumo perceber quando as pessoas estão contentes”), perfazendo quatro itens. Os itens são cotados de acordo com uma escala de Likert de cinco pontos (“Discordo Totalmente”= 0 a “Concordo Totalmente”= 4), sendo que pontuações mais altas revelam níveis mais proeminentes de empatia. O total da escala e das respetivas dimensões pode ser calculado através da média dos itens, pelo que quanto maior a pontuação, maior a empatia. No presente estudo este instrumento apresentou uma consistência interna

adequada com um alfa de Cronbach de .76, sendo que a dimensão afetiva e a dimensão cognitiva exibiram alfas de Cronbach de .84 e .81, respetivamente.

Reactive Proactive Aggression Questionnaire (RPQ; Raine et al., 2006; validado para a população portuguesa por Pechorro et al., 2015). Este instrumento de autorrelato possui 23 itens que abordam agressividade física e verbal e, ainda, contextos motivacionais e situacionais, com o objetivo de distinguir as dimensões da agressividade reativa, constituída por 11 itens (e.g., “Gritaste com outras pessoas quando elas te chatearam?”) e agressividade proativa, constituída por 12 itens (e.g., “Gritaste com outras pessoas para elas fazerem o que tu querias?”). As respostas são dadas numa escala do tipo Likert de três pontos (“Nunca”= 0, “Às vezes”= 1 e “Frequentemente”= 2). O total das dimensões pode ser calculado pela soma dos itens, sendo que resultados mais elevados correspondem a níveis mais elevados de agressividade. O instrumento apresentou, neste estudo, um alfa de Cronbach total de .73, um alfa de Cronbach de .70 para a dimensão reativa e um alfa de Cronbach de .56 para a dimensão proativa.

Youth Psychopathic Traits Inventory Triarchic Short version (YPI-TRI-S; Pechorro et al., 2018). Este inventário é constituído por 21 itens de autorrelato e foi contruído de modo a medir traços psicopáticos. Possui três dimensões, cada uma com sete itens, nomeadamente a Ousadia (e.g., “É fácil para mim manipular as pessoas”), a Desinibição (e.g., “Muitas vezes faço coisas sem pensar nas consequências”) e a Malvadez (e.g., “Tenho a capacidade de não me sentir culpado nem arrependido de coisas más que tenha feito”). Cada item é respondido de acordo com uma escala do tipo Likert de quatro pontos (“Não se aplica de todo”= 0 a “Aplica-se muito bem”= 3), pelo que pontuações mais altas, obtidas pela soma dos itens da escala e cada uma das dimensões, estão associadas à presença de mais características psicopáticas. A consistência interna deste instrumento no presente estudo dada pelo alfa de Cronbach, é de .81 para a escala total, mais concretamente, de .78 para a dimensão da Ousadia, de .72 para a dimensão da Desinibição e, por último, .72 para a dimensão da Malvadez.

Questionário Sociodemográfico. Este questionário visa recolher informação sociodemográfica dos participantes, nomeadamente, idade, sexo, nacionalidade, escolaridade e, por último, profissão e escolaridade dos pais que, quando conjugadas, foi possível estabelecer o nível socioeconómico de cada indivíduo segundo o sistema de classificação definido por Simões (1994).

Questionário de Hábitos de Jogar Videojogos. Este questionário foi contruído especificamente para o presente estudo e versa sobre aspetos relacionados com o

comportamento de jogar videojogos nos últimos 12 meses, nomeadamente, se os participantes jogaram ou não, o tempo em horas passado a jogar por semana, os cinco jogos favoritos jogados nos últimos 12 meses, a idade em que se iniciaram a jogar videojogos e, ainda, os motivos que os levaram a jogar videojogos, entre outros. Os motivos foram questionados por meio de uma questão aberta pelo que foram, posteriormente, categorizados de acordo com as categorias sugeridas por Demetrovics e colaboradores (2011). Para além disto, os videojogos indicados pelos participantes foram classificados mediante os elementos violentos que contêm através do *Pan European Game Information* (PEGI) que atribui uma idade recomendada para que seja jogado, ou seja, quanto maior a presença de elementos violentos num jogo, o PEGI aconselha uma maior idade para que o jogador jogue videojogos de forma segura.

Procedimento

No âmbito da presente investigação, contactou-se a principal autora do IGDT-10 de forma a obter autorização para a tradução, adaptação e utilização do mesmo. Este foi submetido a um processo de tradução-retroversão por diversos investigadores, incluindo a autora.

O presente estudo foi submetido à Comissão de Ética para a Investigação em Ciências Sociais e Humanas (CEICSH) da Universidade do Minho (Processo CEICSH 100/2019). Obtido o parecer positivo desta comissão, foram contactados diversos professores de diferentes cursos da Universidade do Minho, de modo a solicitar autorização para aplicar os instrumentos junto dos seus alunos. Desta forma, foi apresentado o consentimento informado e o inquérito às turmas com uma breve explicação dos objetivos da investigação.

Atendendo às circunstâncias impostas pela Direção Geral de Saúde em consequência do COVID-19, o método de recolha presencial foi alterado para uma recolha *online* através de um formulário do *Google Forms* que manteve a estrutura original apesar de ser em formato digital. O formulário foi enviado através do email institucional, pelo que somente alunos da Universidade do Minho poderiam responder, bem como, apenas era aceite uma resposta por cada indivíduo. Do mesmo modo, este incluía, para além dos instrumentos supramencionados, uma explicação do estudo e o consentimento informado não assinado. Ademais, em ambos os métodos de recolha, informou-se os participantes acerca do carácter voluntário da participação no estudo, referindo que poderiam desistir a qualquer momento, pelo que seria garantido o anonimato e a confidencialidade dos dados recolhidos. Importa referir que, apesar de serem utilizados dois métodos de recolha (presencial vs. *online*), os estudos indicam que não existem diferenças

significativas quer ao nível das respostas, quer ao nível das propriedades psicométricas dos instrumentos (e.g., Boyer et al., 2001; Huang, 2006).

Análise de Dados

Os dados recolhidos foram analisados com recurso ao software IBM SPSS, versão 26.0 (IBM SPSS, 2019). Utilizou-se o software EQS, versão 6.4 (Bentler & Wu, 2018), para a realização da Análise Fatorial Confirmatória (AFC) com estimação por métodos robustos. Calcularam-se os índices de ajustamento incluindo o Qui-quadrado/ graus de liberdade de Satorra-Bentler ($S-B\chi^2 / gl$), CFI (*Comparative Fit Index*), o IFI (*Incremental Fit Index*) ou Bollen's IFI, assim como o RMSEA (*Root Mean Square Error of Approximation*). Considerou-se o valor do Qui-quadrado/ graus de liberdade inferior ou igual 5 como aceitável, inferior ou igual a 2 como bom e igual a 1 como muito bom (Marôco, 2014; West et al., 2012). Ademais, valores de CFI maiores ou iguais a .90 e de RMSEA menores ou iguais a .08, consideraram-se indicadores de um ajustamento adequado do modelo e, ainda valores de CFI maiores ou iguais a .95 e de RMSEA menores ou iguais a .06 foram considerados indicadores de um bom ajustamento do modelo (Byrne, 2006; West et al., 2012). Segundo Marôco (2014), o IFI é um indicador insensível ao tamanho da amostra, pelo que valores superiores a .90 são considerados aceitáveis e valores acima de .95 são considerados bons.

Para além dos indicadores globais, foram também calculadas as saturações estandardizadas dos itens como indicadores da adequação do modelo, sendo que foram considerados adequados valores de saturação superiores a .40 (Brown, 2015). Desta forma, testou-se um modelo unifatorial onde todos os itens saturam um único fator latente. Atendendo aos resultados obtidos, importa referir que não foi necessário realizar índices de modificação para melhorar o modelo.

Primeiramente, foi realizada uma AFC de modo a estabelecer um bom ajustamento do modelo. A invariância configural foi testada através de uma AFC que avalia a estrutura fatorial de cada grupo (masculino e feminino), ou seja, a mesma estrutura fatorial e saturações livres em ambos os grupos. A invariância da medida foi calculada utilizando a análise fatorial multigrupos tendo-se considerado que as variáveis seguiam uma distribuição normal (i.e., curtose inferior a 3 e assimetria inferior a 10) (Blunch, 2016). Após a identificação de um bom ajustamento do modelo base entre os sexos, a invariância métrica e escalar foi testada entre os grupos, comparando o modelo base com modelos restritos (igualdade das saturações fatoriais). Para a invariância métrica, forçaram-se saturações dos fatores iguais para os grupos e para a invariância escalar,

forçaram-se saturações e intercetos iguais nos grupos. Importa referir que a invariância escalar implica que as saturações dos fatores e os níveis dos intercetos sejam iguais entre os grupos, o que permite que as médias de cada grupo sejam comparadas nos seus *scores* ao nível das variáveis latentes (van de Schoot et al., 2012). Os modelos da invariância da medida foram agrupados por forma a calcular as diferenças dos seus qui-quadrados ($\Delta\chi^2$) e as diferenças nos graus de liberdade (Δgl). Se $\Delta\chi^2$ for significativo, então os dois modelos não são equivalentes, porém, este indicador tem sido criticado pela sua sensibilidade ao tamanho da amostra. Diferenças abaixo de .01 no CFI, menores que .015 no RMSEA e não significativas ao nível dos S-B χ^2 foram considerados indicadores da invariância entre os sexos (Blunch, 2016; Putnick & Bornstein, 2016).

Paralelamente, calculou-se o alfa de Cronbach e o coeficiente de Ómega para avaliar a consistência interna do instrumento, sendo que foram considerados valores bons acima de .80 (Dunn et al., 2014). Calculou-se, também, as correlações médias inter-item (MCII; consideradas boas dentro do intervalo de .15-.50), tal como a amplitude das correlações item-total corrigidas (ACITC; consideradas boas acima de .20) para avaliar a fiabilidade da medida (Finch et al., 2016). Foram ainda calculadas correlações de Pearson para analisar associações entre variáveis que seguem uma distribuição normal (assimetria e curtose entre -2 e 2) e correlações de Spearman para variáveis cuja distribuição não é normal (Leech et al., 2015; Marôco, 2014). Calcularam-se também associações de qui-quadrado entre variáveis nominais, incluindo a dimensão do efeito (ϕ - ϕ_i) considerada baixa entre .10 e .30, média entre .30 e .50 e grande quando maior que .50 (Cohen, 1988; Marôco, 2014). Valores de correlações entre .00 e .20 foram consideradas fracas, entre .20 e .50 foram consideradas moderadas e acima de .50 foram consideradas fortes (Ferguson, 2009). Por fim, foram utilizados testes de ANOVA e Mann-Whitney para avaliar as diferenças entre variáveis com distribuição normal e não normal, respetivamente, calculando-se o tamanho do efeito (η_p^2 - *Partial Eta Squared* e r , respetivamente) (Field, 2013). O (η_p^2) foi considerado baixo entre .01 e .06, médio entre .06 e .14 e alto se maior que .14 (Cohen, 1988).

Resultados

Caraterização dos hábitos de jogar videojogos

Foi possível verificar que, em média, o sexo masculino joga aproximadamente 19 horas por semana, enquanto que o sexo feminino joga cerca de 9 horas por semana, e que esta diferença é estatisticamente significativa, o que evidencia que o sexo masculino apresenta um

maior consumo de tempo a jogar videojogos em comparação ao sexo feminino. Concomitantemente, o sexo masculino reportou, em média, idades de início a jogar videojogos por volta dos 8 anos, contrariamente ao sexo feminino cuja idade média de início desta atividade aproxima-se dos 10 anos, pelo que esta diferença foi estatisticamente significativa (ver Tabela 2).

Tabela 2.

Idade média de início e média de horas passadas a jogar por semana

	Total M (DP)	Masculino M (DP)	Feminino M (DP)	U Mann- Whitney	<i>p</i>	<i>r</i>
Idade de início	9.03 (3.59)	8.38 (3.52)	9.81 (3.54)	10943.5	.00	-.19
Horas de jogo						
<i>Online</i>	9.22 (13.2)	13.1 (15.0)	4.25 (8.17)	6268.0	.00	-.46
<i>Offline</i>	5.08 (8.09)	5.73 (9.32)	4.26 (6.13)	13341.0	.77	-.01
Total	14.3 (15.1)	18.9 (16.5)	8.63 (10.6)	6423.5	.00	-.45

Tal como se pode verificar na Tabela 3, em termos de dispositivos habitualmente utilizados para jogar, 158 (85.4%) participantes do sexo masculino utilizam frequentemente o computador, enquanto que apenas 76 (49.7%) participantes do sexo feminino utilizam este dispositivo para jogar. Por sua vez, 63 (34.1%) participantes do sexo masculino utilizam o telemóvel ou o *tablet* para jogar, ao passo que 126 (82.4%) participantes do sexo feminino utilizam mais frequentemente estes dispositivos para jogar. Verificaram-se também diferenças estatisticamente significativas no uso do computador sendo que o sexo masculino representa uma proporção mais alta de utilização deste dispositivo e, ainda, no uso do telemóvel ou *tablet* sendo que o sexo feminino apresenta uma maior proporção de utilização deste dispositivo.

O motivo mais reportado na amostra para jogar videojogos, em ambos os sexos, foi o lazer, sendo que 223 (66.0%) participantes elegeram este motivo como a principal razão para jogarem videojogos. Para além do lazer, o motivo de fuga à realidade foi o mais reportado por ambos os sexos (10.7%), ou seja, 25 (14.0%) jogadores do sexo masculino e 11 (7.40%) jogadores do sexo feminino referiram jogar pelo motivo de fuga à realidade. Concomitantemente, observaram-se diferenças estatisticamente significativas entre o sexo feminino e o sexo masculino ao nível do lazer, fantasia e motivos sociais, ou seja, o sexo feminino apresenta proporções mais altas no lazer enquanto que o sexo masculino apresenta proporções mais altas na fantasia e nos motivos sociais. Por fim, o sexo masculino parece ter uma preferência por jogos cujo PEGI é igual ou superior a 12 anos (74.0%), o que revela uma tendência para optar por jogos com um teor de violência mais proeminente, ao invés do sexo feminino que revelou uma preferência por jogos de PEGI inferior ou igual a 12 anos (82.6%).

Tabela 3.**Hábitos de jogar videojogos**

	Total N=338		Masculino n=185		Feminino n=153		χ^2	p	ϕ
	n	%	n	%	n	%			
Plataforma									
Computador	234	69.2	158	85.4	76	49.7	50.2	.00	-.39
Consola	109	32.2	68	36.8	41	26.8	3.80	.05	-.11
Telemóvel/ <i>Tablet</i>	189	55.9	63	34.1	126	82.4	79.3	.00	.48
Motivos									
Lazer	223	66.0	101	56.4	122	82.4	23.6	.00	.26
Desenvolver habilidades	6	1.80	5	2.80	1	.700	2.02	.16	-.08
Fantasia	17	5.00	14	7.80	3	2.00	5.51	.01	-.13
Competição	4	1.20	4	2.20	0	0	3.35	.07	-.10
Socializar	20	5.90	17	9.50	3	2.00	7.90	.01	-.15
Fuga à realidade	36	10.7	25	14.0	11	7.40	3.52	.06	-.10
Coping	21	6.20	13	7.30	8	5.40	.465	.50	-.04

Nota. χ^2 =qui-quadrado; p=p-value; ϕ = phi

Análise Fatorial Confirmatória e Invariância

Foi avaliada a estrutura unifatorial do IGDT-10 proposta para este instrumento, através do programa EQS, utilizando-se uma amostra de 323 participantes de nacionalidade portuguesa, subdividida em 180 (55.7%) participantes do sexo masculino e 143 (44.3%) participantes do sexo feminino. Tal como se pode verificar na Tabela 4, da análise fatorial confirmatória de um modelo unifatorial, foram obtidos índices de ajustamento do modelo considerados bons para cada uma das amostras (Marôco, 2014; West et al., 2012).

Tabela 4.**Índices de Ajustamento**

	Total	Masculino	Feminino
S-B χ^2 /gl	2.22	1.51	1.23
IFI	.95	.96	.98
CFI	.95	.96	.98
RMSEA (IC 90%)	.06 (.04-.08)	.05 (.02-.081)	.04 (.00-.08)

Nota. S-B χ^2 (gl)= qui-quadrado de Satorra-Bentler/graus de liberdade; IFI= *Incremental Fit Index*; CFI= *Comparative Fit Index*; RMSEA (90% IC) = *Root Mean Square Error of Approximation* (Intervalo de confiança a 90%)

Na Tabela 5 podem ser observadas as saturações dos itens num único fator na amostra masculina, feminina e total. Constatou-se que as saturações são, na sua maioria, superiores ao valor recomendado de .40, todavia o item 4 na amostra feminina apresentou um valor mais baixo de .30.

Tabela 5.
Saturações para a estrutura unifatorial do IGDT-10

Item	Saturações T /M/F
1. Quando não estavas a jogar, com que frequência fantasiaste sobre jogar, pensaste em sessões de videojogos anteriores e/ou antecipaste o próximo jogo?	.58/.46/.63
2. Com que frequência sentiste-te inquieto, irritável, ansioso e/ou triste quando não podias jogar ou jogavas menos que o habitual?	.54/.48/.62
3. Nos últimos 12 meses alguma vez sentiste a necessidade de jogar mais frequentemente ou jogaste por períodos mais longos para sentires que jogaste o suficiente?	.50/.49/.43
4. Nos últimos 12 meses alguma vez tentaste reduzir, sem sucesso, o tempo que passavas a jogar?	.47/.59/.30
5. Alguma vez nos últimos 12 meses jogaste videojogos em vez de estares com os teus amigos ou participares em passatempos que gostavas previamente?	.57/.46/.74
6. Alguma vez jogaste bastante apesar das consequências negativas (por exemplo, não dormir, não ter bom rendimento nos estudos ou no trabalho, discutir com a tua família e amigos e/ou negligenciar deveres importantes)?	.75/.71/.68
7. Em algum momento, tentaste esconder da tua família, amigos e outras pessoas importantes, o tempo que passas a jogar ou mentiste-lhes em relação a jogares videojogos?	.72/.75/.68
8. Jogaste para aliviar o teu humor negativo (por exemplo, desamparo, culpa e ansiedade)?	.47/.42/.53
9. Colocaste em risco ou perdeste uma relação significativa por jogares videojogos?	.74/.75/.82
10. Nos últimos 12 meses, alguma vez colocaste em risco a tua performance nos estudos ou no trabalho por causa de jogares videojogos?	.79/.80/.72

Nota. T /M/F= Amostra Total/ Masculina/ Feminina

Avaliou-se a invariância da medida entre os sexos, apresentada na Tabela 6. O modelo base foi analisado quanto à invariância métrica ou fraca e quanto à invariância escalar ou forte. Os resultados observados revelaram um bom ajustamento do modelo para a invariância métrica e para a invariância escalar, o que suporta a invariância entre os sexos. Além disto, observaram-se $\Delta S-B\chi^2$ (gl) não significativas e $\Delta CFI < .01$ e $\Delta RMSEA < .015$, o que suporta a invariância da medida entre os sexos.

Tabela 6.
Invariância da medida entre os sexos

Modelo	S-B χ^2 (gl)	$\Delta S-B\chi^2$ (gl)	CFI	RMSEA (90% IC)
Modelo base	1.36	—	.97	.05(.02-.07)
Invariância fraca (métrica)	1.37	13.97(9) ^{ns}	.97	.05(.02-.07)
Invariância forte (escalar)	1.37	14.59(10) ^{ns}	.97	.05(.02-.07)

Nota. S-B χ^2 (gl)= qui-quadrado de Satorra-Bentler/graus de liberdade; IFI= *Incremental Fit Index*; CFI= *Comparative Fit Index*; RMSEA (90% IC) = *Root Mean Square Error of Approximation* (Intervalo de confiança a 90%); ^{ns}= não significativo

Consistência Interna

A Tabela 7 apresenta os valores da consistência interna do IGDT-10 obtidos através do cálculo do alfa de Cronbach, coeficiente de Ómega, da média das correlações inter-item e da amplitude de correlações item-total corrigidas. Os valores obtidos do alfa de Cronbach revelaram-se adequados (alfas superiores a .70) juntamente com coeficientes de Ómega considerados bons nas diferentes amostras. Ademais, o IGDT-10 mostrou uma média das correlações inter-item dentro dos valores recomendados (.15-.20) e, ainda, uma amplitude de correlações item-total corrigidas superiores ao valor recomendado (.20) nas diferentes amostras.

Tabela 7.

Consistência interna

	Total	Masculino	Feminino
Alfa	.76	.76	.72
Ómega	.86	.85	.86
MCII	.24	.24	.21
ACITC	.29-.53	.30-.50	.21-.54

Nota. Alfa= Alfa de Cronbach; MCII= Média das correlações inter-item; ACITC= Amplitude das correlações item-total corrigidas

Validade Externa

A Tabela 8 apresenta associações entre o IGDT-10 e as variáveis para avaliar a validade externa nas diferentes amostras. A validade convergente foi realizada com a IGDS que é uma escala em processo de validação operacionalizada para avaliar a IGD, tendo-se verificado associações fortes, estatisticamente significativas, entre o IGDT-10 e a IGDS nas diferentes amostras. Por sua vez, a validade divergente foi efetuada com a BES-A, indicando correlações estatisticamente não significativas entre ambas. Todavia, foi possível observar correlações moderadas e fracas, estatisticamente significativas, entre as dimensões da empatia, nomeadamente, a dimensão afetiva com uma correlação positiva na amostra masculina e a dimensão cognitiva com uma correlação negativa na amostra total. A validade de critério foi realizada com o número de horas de jogo totais por semana, pelo que se observou uma associação moderada, estatisticamente significativa, entre o IGDT-10 e o tempo gasto a jogar videogames.

Tabela 8.

Validade convergente, divergente e de critério

	Total	Masculino	Feminino
IGDS	.82**	.81**	.82**
BES-A Total	-.02	.10	-.05
BES-A Afetiva	.11*	.25**	.05
BES-A Cognitiva	-.16**	-.10	-.15
Horas de Jogo Total	.32**	.23**	.36**

Nota. IGDS= *Internet Gaming Disorder Scale*; BES-A= *Basic Empathy Scale Adapted*; * $p \leq .01$; ** $p \leq .05$

Além das associações analisadas para avaliar a validade externa, analisaram-se também associações entre a IGDT-10 e medidas que avaliam a agressividade e os traços psicopáticos (ver Tabela 9). No geral, verificaram-se associações positivas entre o IGDT-10, o RPQ e o YPI-TRI-S e, ainda, associações entre a IGD e os traços psicopáticos (ousadia e malvadez) no sexo feminino.

Tabela 9.

Associações entre o IGDT-10 e outras variáveis

	Total	Masculino	Feminino
RPQ Total	.24**	.27**	.22**
RPQ Reativa	.24**	.28**	.23**
RPQ Proativa	.16**	.17*	.11
YPI-TRI-S Total	.26**	.12	.35**
YPI-TRI-S Ousadia	.18**	.07	.23**
YPI-TRI-S Desinibição	.25**	.21**	.30**
YPI-TRI-S Malvadez	.14**	-.02	.24**

Nota. IGDT-10= *Ten Item Internet Gaming Disorder test*; RPQ= *Reactive-Proactive Aggression Questionnaire*; YPI-TRI-S= *Youth Psychopathic Traits Inventory Triarchic Short*; * $p \leq .01$; ** $p \leq .05$

A validade de grupos conhecidos foi demonstrada através da comparação da média da pontuação total do IGDT-10 que permite apurar se as respostas dadas por ambos os sexos são diferentes. Da análise descritiva foi possível observar diferentes médias das pontuações de ambos os sexos, sendo que o sexo masculino ($M= 4.72$, $DP= 3.22$) pontua, em média, mais que o sexo feminino ($M= 3.21$, $DP= 2.59$) no IGDT-10. Os resultados da ANOVA permitiram observar diferenças estatisticamente significativas ao nível das pontuações totais entre o sexo masculino e sexo feminino $F(1, 336) = 22.12$, $p = .00$, $\eta_p^2 = .06$, isto é, o sexo tem um efeito significativo nas pontuações totais do IGDT-10.

Discussão

O presente estudo visou caracterizar os hábitos de jogar videojogos numa amostra universitária, bem como traduzir e validar o *Ten-Item Internet Gaming Disorder Test* (IGDT-10). No que se refere aos hábitos de jogar videojogos, verificou-se que os participantes jogam, em

média, cerca de 14 horas por semana, o que representa um valor mais baixo em comparação com estudos realizados anteriormente (e.g., Collins et al., 2012; Montag et al., 2019). O sexo masculino evidenciou um maior tempo gasto a jogar videojogos comparativamente ao sexo feminino, refletindo as diferenças entre o sexo masculino e o sexo feminino sugeridas pela literatura que demonstra que o sexo masculino gasta significativamente mais tempo a jogar videojogos que o sexo feminino (Gentile et al., 2009; Lemmens et al., 2015; Lemmens et al., 2009).

Relativamente à idade de início a jogar, verificou-se que os participantes começaram a jogar com cerca de 9 anos, sendo que no sexo masculino verificou-se uma idade média de início de jogo inferior ao sexo feminino, o que indica que o sexo masculino começa a jogar mais cedo. De facto, um estudo de Pontes e Griffiths (2015) revelou que 45.7% dos seus participantes começaram a jogar antes dos 6 anos, enquanto que 44.3% começou entre os 7 e os 12 anos. Do mesmo modo, Rho e colegas (2017) observaram que 48.3% dos seus participantes começaram a jogar entre o 2º e 3º ciclo do ensino básico até ao ensino secundário ou, por outras palavras, cerca de metade dos seus participantes começaram a jogar videojogos entre os 10 e os 18 anos. Ademais, uma menor idade ao iniciar esta atividade pode representar um fator de risco para o desenvolvimento da IGD quando associado a outras variáveis, nomeadamente, o sexo, a baixa escolaridade, o desemprego, a baixa satisfação com a vida, a baixa competência social, a agressividade e as perturbações do sono (Beard et al., 2017; Mihara & Higuchi, 2017; Rehbein et al., 2016; Rho et al., 2017). Assim, os resultados corroboram a primeira hipótese, demonstrando a necessidade de investigar o papel da idade enquanto fator de risco, sendo que reforçam a importância de avaliar a perturbação o mais cedo possível, por forma a prevenir o agravamento da perturbação em adolescentes e adultos.

No que concerne aos motivos para jogar videojogos, os participantes, na sua maioria, reportaram jogar por motivos relacionados com o lazer, sendo a fuga à realidade o segundo motivo mais reportado. Observou-se ainda que o sexo feminino representa a maior proporção no motivo de lazer, enquanto que o sexo masculino representa a maior proporção nos motivos de fantasia e sociais, o que revela discrepâncias com a literatura que demonstra que o sexo feminino reporta, mais frequentemente, motivos sociais e de fuga e que o sexo masculino reporta, principalmente, motivos de competição e conquista, rejeitando-se a segunda hipótese (Demetrovics et al., 2011; Yee, 2006). Não obstante, Demetrovics e colegas (2011) observaram que ao comparar três grupos de diferentes faixas etárias (14 aos 54 anos), os participantes com idade superior reportaram mais frequentemente motivos de lazer em relação aos participantes

com idades inferiores, o que sugere que à medida que a idade dos participantes aumenta, também a média dos motivos relacionados com o uso recreativo dos jogos aumenta, o que pode explicar os resultados obtidos.

Relativamente aos dispositivos habitualmente utilizados para jogar videojogos, o sexo masculino manifesta uma preferência pelo computador, enquanto que o sexo feminino elege o telemóvel ou o *tablet*. Ademais, observou-se que o sexo masculino prioriza jogos de teor mais violento, pelo que 74% destes participantes reportaram jogos cujo PEGI é igual ou superior a 12 anos, contrariamente, cerca de 83% das participantes do sexo feminino reportaram jogos cujo PEGI é igual ou inferior a 12 anos. O sexo feminino joga videojogos mais casuais que são menos taxativos (exigente ao nível do *hardware*) quanto aos dispositivos em que são jogados, pelo que o telemóvel/*tablet* representa um dispositivo adequado para cumprir os requisitos desses jogos (Hartman et al., 2015; Kasumovic et al., 2015; Möller & Krahé, 2009; Rho et al., 2017). Por outro lado, na generalidade, o sexo masculino joga videojogos cujo conteúdo, por conter elementos mais competitivos e de ação, exige dispositivos capazes de satisfazer as necessidades dos mesmos sem perda de performance, sendo que o computador pode-se revelar uma escolha adequada para jogar (Hartman et al., 2015; Kasumovic et al., 2015; Möller & Krahé, 2009; Rho et al., 2017), corroborando a terceira hipótese.

No que concerne ao IGDT-10, este instrumento foi construído com base nos critérios do DSM-5 para a IGD tendo demonstrado boas qualidades psicométricas em sete línguas diferentes (Király et al., 2019). A AFC mostrou que a estrutura unidimensional original apresenta um bom ajustamento, o que corrobora as investigações prévias (Király et al., 2019; Király et al., 2017a). Observou-se que os itens do IGDT-10 saturaram a estrutura unidimensional teoricamente proposta acima de .40, com exceção do item 4 (critério da “perda de controlo”) no sexo feminino, o que pode dever-se à escassez de respostas diferentes de “Nunca” por parte deste grupo a este item. Além disto, o presente estudo adotou um valor mais conservador para as saturações, porém a estatística clássica aceita valores acima de .30 (Nunnally & Bernstein, 1994). Aliás, na amostra total e masculina, este item revelou saturações mais altas e, ainda, tal como demonstrado, esta exceção não foi significativa ao ponto de inviabilizar o estabelecimento da invariância da medida.

A invariância da medida foi comprovada, uma vez que ambos os sexos interpretaram o IGDT-10 do mesmo modo, permitindo compará-los utilizando o mesmo, o que representa um ponto forte deste estudo (Király et al., 2019). Quanto à fiabilidade do instrumento, os valores do alfa de Cronbach revelaram-se adequados (acima de .70), à semelhança de estudos prévios (Király

et al., 2019; Király et al., 2017a). Adicionalmente, calculou-se o coeficiente de Ómega que é útil dadas as limitações do alfa enquanto indicador de consistência interna (Dunn et al., 2014), apresentando valores bons.

Os resultados obtidos suportam a validade convergente, divergente e de critério do IGDT-10. No que diz respeito à validade convergente, aferiram-se associações positivas fortes com a IGDS, suportando uma boa validade convergente. Os resultados suportam a validade discriminante demonstrada através de associações não significativas e associações fracas entre a empatia e a IGD. Todavia, encontrou-se uma associação positiva moderada, estatisticamente significativa, entre a empatia afetiva e a IGD no sexo masculino, o que sugere que quanto maior a empatia afetiva, maior a pontuação ao nível da IGD. Esta associação vai de encontro ao estudo de Che e colegas (2017), cujas descobertas evidenciaram que quanto maior a empatia, menor a IGD. Ademais, a IGD encontra-se moderadamente associada ao tempo gasto a jogar videogames, assegurando uma boa validade de critério, corroborando resultados anteriores (Király et al., 2019). Adicionalmente, encontraram-se associações positivas, estatisticamente significativas entre a IGD, a agressividade e os traços psicopáticos, corroborando a literatura que sugere que estes traços de personalidade estão associados à IGD e podem afigurar-se como fatores de risco para esta perturbação (Gervasi et al., 2017). Todavia, foram encontradas associações positivas no sexo feminino em certas dimensões dos traços psicopáticos, contrariamente ao sexo masculino. Estes resultados foram inesperados dado que o sexo feminino pontua menos nos traços psicopáticos e na IGD em comparação ao sexo masculino (Cale & Lilienfeld, 2002; Sindermann, 2018). Estas discrepâncias podem ser explicadas pela utilização de instrumentos de autorrelato que podem estar sujeitos a erros nas respostas fornecidas pelos participantes, porém não se coloca de parte a hipótese de estarmos perante uma nova descoberta, pelo que é necessária investigação adicional.

Os resultados também indicam boa validade de grupos conhecidos, ou seja, o sexo masculino e o sexo feminino diferem nas suas pontuações, sendo que o sexo masculino pontua mais no IGDT-10 (Mihara & Higuchi, 2017). Desta forma, corroboraram-se todas as hipóteses propostas referentes ao IGDT-10, uma vez que este apresenta uma estrutura unifatorial, invariância, boa fiabilidade e boa validade convergente, divergente, de critério e de grupos conhecidos.

O presente estudo apresenta um conjunto de limitações que exigem precaução ao interpretar e extrapolar os resultados. Primeiramente, foi utilizada uma amostra de conveniência,

o que significa que os resultados poderão não ser extrapoláveis para a população geral. Paralelamente, são utilizadas medidas de autorrelato que estão sujeitas a viés por parte dos participantes, o que poderá interferir com a informação reportada. Apesar destas limitações, o presente estudo apresenta aspetos favoráveis. Mais concretamente, este estudo contribui para a investigação na área com evidências de um instrumento com boas qualidades psicométricas para avaliar a IGD na população portuguesa e, ainda, o facto da amostra ser homogénea comparativamente aos estudos realizados anteriormente (e.g., Collins et al., 2012).

Em estudos futuros seria importante validar a versão dicotómica do IGDT-10, de modo a utilizar este instrumento para a classificação de jogadores que experienciem algum desajustamento do funcionamento global resultante dos seus hábitos de jogo. Para além disto, seria pertinente analisar a validade clínica e preditiva deste instrumento em populações clínicas por comparação a populações não clínicas, bem como continuar a investigar a IGD, de modo a aprimorar a compreensão científica acerca deste construto.

Por fim, como implicações práticas o presente estudo apresenta resultados que suportam a adequação da tradução portuguesa do IGDT-10 enquanto um instrumento válido e fiável para ser utilizado na população portuguesa. Desta forma, os resultados suportam o uso desta medida para a triagem da IGD na população portuguesa.

Referências Bibliográficas

- American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (5th ed.). <https://doi.org/10.1176/appi.books.9780890425596>
- Anderson, C. A., & Bushman, B. J. (2001). Effects of violent video games on aggressive behavior, aggressive cognition, aggressive affect, physiological arousal, and prosocial behavior: A meta-analytic review of the scientific literature. *Psychological Science*, 12(5), 353–359. <https://doi.org/10.1111/1467-9280.00366>
- Anderson, C. A., Shibuya, A., Ihori, N., Swing, E. L., Bushman, B. J., Sakamoto, A., Rothstein, H., & Saleem, M. (2010). Violent video game effects on aggression, empathy, and prosocial behavior in eastern and western countries: A meta-analytic review. *Psychological Bulletin*, 136(2), 151-173. <https://doi.org/10.1037/a0018251>
- Beard, C. L., Haas, A. L., Wickham, R. E., & Stavropoulos, V. (2017). Age of Initiation and Internet Gaming Disorder: The Role of Self-Esteem. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 20(6), 397-401. [doi:10.1089/cyber.2017.0011](https://doi.org/10.1089/cyber.2017.0011)
- Bentler, P., & Wu, E. (2018). *Supplement to EQS 6.4 for windows user's guide*. Multivariate Software
- Blunch, N. (2016). *Introduction to structural equation modeling using IBM SPSS statistics and EQS*. SAGE Publications
- Boyer, K. K., Olson, J. R., Calantone, R. J., & Jackson, E. C. (2002). Print versus electronic surveys: A comparison of two data collection methodologies. *Journal of Operations Management*, 20(4), 357-373. [https://doi.org/10.1016/S0272-6963\(02\)00004-9](https://doi.org/10.1016/S0272-6963(02)00004-9)
- Brown, T. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2nd ed.). The Guilford Press
- Byrne, B. (2006). *Structural equation modeling with EQS: Basic concepts, applications, and programming*. Lawrence Erlbaum Associates
- Cale, E. M., & Lilienfeld, S. O. (2002). Sex differences in psychopathy and antisocial personality disorder. *Clinical Psychology Review*, 22(8), 1179-1207. [https://doi.org/10.1016/s0272-7358\(01\)00125-8](https://doi.org/10.1016/s0272-7358(01)00125-8)
- Che, D., Hu, J., Zhen, S., Yu, C., Li, B., Chang, X., & Zhang, W. (2017). Dimensions of emotional intelligence and online gaming addiction in adolescence: The indirect effects of two facets

of perceived stress. *Frontiers in Psychology*, 8. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2017.01206>

Collins, E., Freeman, J., & Chamarro-Premuzic, T. (2012). Personality traits associated with problematic and non-problematic massively multiplayer online role-playing game use. *Personality and Individual Differences*, 52(2), 133-138. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2011.09.015>

Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. L. Erlbaum Associates.

Dauriat, F. Z., Zermatten, A., Billieux, J., Thorens, G., Bondolfi, G., Zullino, D., & Khazaal, Y. (2011). Motivations to play specifically predict excessive involvement in massively multiplayer online role-playing games: Evidence from an online survey. *European Addiction Research*, 17(4), 185-189. <https://doi.org/10.1159/000326070>

Demetrovics, Z., Urbán, R., Nagygyörgy, K., Farkas, J., Zilahy, D., Mervó, B., Reindl, A., Ágoston, C., Kertész, A., & Harmath, E. (2011). Why do you play? The development of the motives for online gaming questionnaire (MOGQ). *Behavior Research Methods*, 43(3), 814-825. <https://doi.org/10.3758/s13428-011-0091-y>

Dunn, T., Baguley, T., & Brunsden, V. (2014). From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology*, 105, 399–412. <https://doi.org/10.1111/bjop.12046>

Elliott, L., Ream, G., Mcginsky, E., & Dunlap, E. (2012). The Contribution of Game Genre and Other Use Patterns to Problem Video Game Play among Adult Video Gamers. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 10(6), 948-969. <https://doi.org/10.1007/s11469-012-9391-4>

Entertainment Software Association (2019). Essential facts about the computer and video game industry. Retrieved from <https://www.theesa.com/esa-research/2019-essential-facts-about-the-computer-and-video-game-industry> on August 11, 2020

Ferguson, C. (2009). An effect size primer: A guide for clinicians and researchers. *Professional Psychology: Research and Practice*, 40, 532–538. <https://doi.org/10.1037/a0015808>

Field, A. (2013). *Discovering statistics using IBM SPSS statistics* (4th ed.). SAGE Publications Ltd.

Finch, W., Immekus, J., & French, B. (2016). *Applied psychometrics using SPSS and AMOS*.

Information Age Publishing Inc

- Gentile, D. A., Choo, H., Liau, A., Li, D., Khoo, A., Sim, T., & Fung, D. (2011). Pathological video game use among youths: A two-year longitudinal study. *Pediatrics*, *127*(2), 319–329. <https://doi.org/10.1542/peds.2010-1353>
- Gervasi, A. M., Marca, L. L., Costanzo, A., Pace, U., Guglielmucci, F., & Schimmenti, A. (2017). Personality and internet gaming disorder: A systematic review of recent literature. *Current Addiction Reports*, *4*(3), 293-307. <https://doi.org/10.1007/s40429-017-0159-6>
- Granic, I., Lobel, A., & Engels, R. C. M. E. (2014). The benefits of playing video games. *American Psychologist*, *69*(1), 66–78. <https://doi.org/10.1037/a0034857>
- Green, C. S., & Bavelier, D. (2012). Learning, attentional control, and action video games. *Current Biology*, *22*(6), 197–206. <https://doi.org/10.1016/j.cub.2012.02.012>
- Hartmann, T., Möller, I., & Krause, C. (2014). Factors underlying male and female use of violent video games. *New Media & Society*, *17*(11), 1777-1794. <https://doi.org/10.1177/1461444814533067>
- Huang, H. (2006). Do print and web surveys provide the same results? *Computers in Human Behavior*, *22*(3), 334-350. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2004.09.012>
- Hui, B. P., Wu, A. M., & Pun, N. (2019). Disentangling the effects of empathy components on Internet gaming disorder: A study of vulnerable youth in China. *Journal of Behavioral Addictions*, *8*(1), 181-189. <https://doi.org/10.1556/2006.8.2019.12>
- IBM Corp. (2019). *IBM SPSS Statistics for Windows* (version 26). IBM Corp.
- Kasumovic, M. M., Blake, K., Dixon, B. J., & Denson, T. F. (2015). Why do people play violent video games? Demographic, status-related, and mating-related correlates in men and women. *Personality and Individual Differences*, *86*, 204-211. <http://dx.doi.org/10.1016/j.paid.2015.06.018> 0191-8869
- Kim, E. J., Namkoong, K., Ku, T., & Kim, S. J. (2007). The relationship between online game addiction and aggression, self-control and narcissistic personality traits. *European Psychiatry*, *23*(3), 212-218. <https://doi.org/10.1016/j.eurpsy.2007.10.010>
- Kimmig, A. S., Andringa, G., & Derntl, B. (2018). Potential adverse effects of violent video gaming: interpersonal- affective traits are rather impaired than disinhibition in young adults.

- Király, O., Bőthe, B., Ramos-Diaz, J., Rahimi-Movaghar, A., Lukavska, K., Hrabec, O., Miovsky, M., Billeux, J., Deleuze, J., Nuyens, F., Karila, L., Griffiths, M. D., Nagygyörgy, K., Urbán, R., Potenza, M. N., King, D. L., Rumpf, H., Carragher, N., & Demetrovics, Z. (2019). Ten-Item internet gaming disorder test (IGDT-10): Measurement invariance and cross-cultural validation across seven language-based samples. *Psychology of Addictive Behaviors*, 33(1), 91–103. <http://dx.doi.org/10.1037/adb0000433>
- Király, O., Slecza, P., Pontes, H. M., Urbán, R., Griffiths, M. D., & Demetrovics, Z. (2017a). Validation of the Ten-Item Internet Gaming Disorder Test (IGDT-10) and evaluation of the nine DSM-5 Internet Gaming Disorder criteria. *Addictive Behaviors*, 64, 253-260. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2015.11.005>
- Király, O., Tóth, D., Urbán, R., Demetrovics, Z., & Maraz, A. (2017b). Intense video gaming is not essentially problematic. *Psychology of Addictive Behaviors*, 31(7), 807-817. <https://doi.org/10.1037/adb0000316>
- Kircaburun, K., & Griffiths, M. D. (2018). The dark side of internet: Preliminary evidence for the associations of dark personality traits with specific online activities and problematic internet use. *Journal of Behavioral Addictions*, 7(4), 993-1003. <https://doi.org/10.1556/2006.7.2018.109>
- Kircaburun, K., Jonason, P. K., & Griffiths, M. D. (2018). The Dark tetrad traits and problematic online gaming: The mediating role of online gaming motives and moderating role of game types. *Personality and Individual Differences*, 135, 298-303. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2018.07.038>
- Kuss, D. J., Louws, J., & Wiers, R. W. (2012). Online gaming addiction? Motives predict addictive play behavior in massively multiplayer online role-playing games. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 15(9), 480-485. <https://doi.org/10.1089/cyber.2012.0034>
- Kuss, D. J., Pontes, H., Király, O. & Demetrovics, Z. (2018). A psychological overview of gaming disorder. In A. Attrill-Smith, C. Fullwood, M. Keep & D. J. Kuss (Eds.), *The Oxford handbooks of cyberpsychology* (pp. 451-466). Oxford University Press. <https://doi.org>

- Leech, N., Barrett, K., & Morgan, G. (2015). *IBM SPSS for intermediate statistics*. Lawrence Erlbaum Associates
- Lemmens, J., Valkenburg, P., & Gentile, D. (2015). The internet gaming disorder scale. *Psychological Assessment, 27*(2), 567–582. <https://doi.org/10.1037/pas0000062>
- Lemmens, J., Valkenburg, P., & Peter, J. (2009). Development and validation of a game addiction scale for adolescents. *Media Psychology, 12*(1), 77–95. <https://doi.org/10.1080/15213260802669458>
- Liau, A. K., Choo, H., Li, D., Gentile, D. A., Sim, T., & Khoo, A. (2015). Pathological video-gaming among youth: A prospective study examining dynamic protective factors. *Addiction Research & Theory, 23*(4), 301–308. <https://doi.org/10.3109/16066359.2014.987759>
- Marôco, J. (2014). *Análise de Equações Estruturais: Fundamentos teóricos, software & aplicações* [Structural Equations Analysis: Theoretical foundations, software and applications]. Report Number
- Mehroof, M., & Griffiths, M. D. (2010). Online gaming addiction: The role of sensation seeking, self-control, neuroticism, aggression, state anxiety, and trait anxiety. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking, 13*(3), 313-316. <https://doi.org/10.1089/cyber.2009.0229>
- Mihara, S., & Higuchi, S. (2017). Cross-sectional and longitudinal epidemiological studies of Internet gaming disorder: A systematic review of the literature. *Psychiatry and Clinical Neurosciences, 71*(7), 425-444. <https://doi.org/10.1111/pcn.12532>
- Möller, I., & Krahe, B. (2009). Exposure to violent video games and aggression in German adolescents: A longitudinal analysis. *Aggressive Behavior, 35*(1), 75-89. <https://doi.org/10.1002/ab.20290>
- Montag, C., Flierl, M., Markett, S., Walter, N., Jurkiewicz, M., & Reuter, M. (2011). Internet addiction and personality in first-person-shooter video gamers. *Journal of Media Psychology, 23*(4), 163-173. <https://doi.org/10.1027/1864-1105/a000049>
- Montag, C., Schivinski, B., Sariyska, R., Kannen, C., Demetrovics, Z., & Pontes, H. M. (2019). Psychopathological symptoms and gaming motives in disordered gaming—A psychometric comparison between the WHO and APA diagnostic frameworks. *Journal of Clinical Medicine,*

8(10), 1691. <https://doi.org/10.3390/jcm8101691>

Nunnally, J., & Bernstein, I. (1994) *Psychometric theory* (3rd ed.). McGraw-Hill

Patrick, C. J., Fowles, D. C., & Krueger, R. F. (2009). Triarchic conceptualization of psychopathy: Developmental origins of disinhibition, boldness, and meanness. *Development and Psychopathology*, 21(3), 913–938. <https://doi.org/10.1017/S0954579409000492>

Pechorro, P., Ray, J. V., Raine, A., Marôco, J., & Gonçalves, R. A. (2015). The reactive– proactive aggression questionnaire: Validation among a Portuguese sample of incarcerated juvenile delinquents. *Journal of Interpersonal Violence*, 32(13), 1995– 2017. <https://doi.org/10.1177/0886260515590784>

Pechorro, P., Ray, J. V., Salas-Wright, C. P., Marôco, J., & Gonçalves, R. A. (2015). Adaptation of the basic empathy scale among a Portuguese sample of incarcerated juvenile offenders. *Psychology, Crime & Law*, 21(7), 699–714. <https://doi.org/10.1080/1068316X.2015.1028546>

Pan-European Game Information (2003). PEGI helps parents to make informed decisions when buying video games. Retrieved from <https://pegi.info/> on May 26, 2020

Petry, N. M., & O'Brien, C. P. (2013). Internet gaming disorder and the DSM-5. *Addiction*, 108(7), 1186–1187. <https://doi.org/10.1111/add.12162>

Pontes, H. M., Schivinski, B., Brzozowska-Woś, M., & Stavropoulos, V. (2019). Laxer clinical criteria for gaming disorder may hinder future efforts to devise an efficient diagnostic approach: A tree-based model study. *Journal of Clinical Medicine*, 8(10), 1730. <https://doi.org/10.3390/jcm8101730>

Pontes, H. M., & Griffiths, M. D. (2015). Measuring DSM-5 internet gaming disorder: Development and validation of a short psychometric scale. *Computers in Human Behavior*, 45, 137-143. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2014.12.006>

Putnick, D., & Bornstein, M. (2016). Measurement invariance conventions and reporting: The state of the art and future directions for psychological research. *Developmental Review*, 41, 71–90. <https://doi.org/10.1016/j.dr.2016.06.004>

Raine, A., Dodge, K., Loeber, R., Gatzke-Kopp, L., Lynam, D., Reynolds, C., Stouthamer-Loeber, M., & Liu, J. (2006). The reactive-proactive aggression questionnaire: Differential correlates of

- reactive and proactive aggression in adolescent boys. *Aggressive Behavior*, 32(2), 159–171. <https://doi.org/10.1002/ab.20115>
- Rehbein, F., Staudt, A., Hanslmaier, M., & Kliem, S. (2016). Video game playing in the general adult population of Germany: Can higher gaming time of males be explained by gender specific genre preferences? *Computers in Human Behavior*, 55, 729-735. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2015.10.016>
- Rho, M., Lee, H., Lee, T., Cho, H., Jung, D., Kim, D., & Choi, I. (2017). Risk Factors for Internet Gaming Disorder: Psychological Factors and Internet Gaming Characteristics. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 15(1), 40. <https://doi.org/10.3390/ijerph15010040>
- Salas-Wright, C. P., Olate, R., & Vaughn, M. G. (2012). Assessing empathy in Salvadoran high-risk and gang-involved adolescents and young adults. *International Journal of Offender Therapy and Comparative Criminology*, 57(11), 1393-1416. <https://doi.org/10.1177/0306624X12455170>
- Simões, M. (1994). *Investigação no âmbito da aferição nacional ao Teste das Matrizes Progressivas Coloridas de Raven*. Unpublished Doctoral Dissertation. Faculdade de Psicologia e Ciências da Educação da Universidade de Coimbra
- Sindermann, C., Sariyska, R., Lachmann, B., Brand, M., & Montag, C. (2018). Associations between the dark triad of personality and unspecified/specific forms of Internet-use disorder. *Journal of Behavioral Addictions*, 7(4), 985-992. <https://doi.org/10.1556/2006.7.2018.114>
- van de Schoot, R., Lugtig, P., & Hox, J. (2012). A checklist for testing measurement invariance. *European Journal of Developmental Psychology*, 9, 486–492. <https://doi.org/10.1080/17405629.2012.686740>
- Vorderer, P., Hartmann, T., & Klimmt, C. (2003). Explaining the enjoyment of playing video games: the role of competition. In Marinelli, D. (Eds.), *Proceedings of the second international conference on entertainment computing* (pp. 1-9). Pittsburgh, PA: Carnegie Mellon University. <https://doi.org/10.1145/958720.958735>
- Walther, B., Morgenstern, M., & Hanewinkel, R. (2012). Co-occurrence of addictive behaviours: personality factors related to substance use, gambling and computer gaming. *European Addiction Research*, 18(4), 167-174. <https://doi.org/10.1159/000335662>

- West, S., Taylor, A., & Wu, W. (2012). Model fit and model selection in structural equation modeling. In R. Hoyle (Ed.), *Handbook of structural equation modeling* (Vol. 1, pp. 209–23). The Guilford Press
- World Health Organization (2019). *International statistical classification of diseases and related health problems* (11th ed.). <https://icd.who.int/>
- Yee, N. (2006). Motivations for play in online games. *CyberPsychology & Behavior*, 9(6), 772-775. <https://doi.org/10.1089/cpb.2006.9.772>

Anexo: Parecer da Comissão de Ética para a Investigação em Ciências Sociais e Humanas



Universidade do Minho

Conselho de Ética

Comissão de Ética para a Investigação em Ciências Sociais e Humanas

Identificação do documento: CEICSH 100/2019

Relatores: Emanuel Pedro Viana Barbas Albuquerque e Marlene Alexandra Veloso Matos

Título do projeto: *Internet Gaming Disorder, traços psicopáticos e agressividade em estudantes portugueses*

Equipa de Investigação: Miguel Ângelo Lassal de Resende, Mestrado Integrado em Psicologia, Escola de Psicologia, Universidade do Minho; Doutor Pedro Pechorro e Doutor Professor Rui Abrunhosa (Orientadores), Escola de Psicologia, Universidade do Minho

PARECER

A Comissão de Ética para a Investigação em Ciências Sociais e Humanas (CEICSH) analisou o processo relativo ao projeto de investigação acima identificado, intitulado *Internet Gaming Disorder, traços psicopáticos e agressividade em estudantes portugueses*.

Os documentos apresentados revelam que o projeto obedece aos requisitos exigidos para as boas práticas na investigação com humanos, em conformidade com as normas nacionais e internacionais que regulam a investigação em Ciências Sociais e Humanas.

Face ao exposto, a Comissão de Ética para a Investigação em Ciências Sociais e Humanas (CEICSH) nada tem a opor à realização do projeto, emitindo o seu parecer favorável, que foi aprovado por unanimidade pelos seus membros.

Braga, 8 de abril de 2020.

O Presidente da CEICSH

(Acílio Estanqueiro Rocha)