



Universidade de Coimbra  
Faculdade de Psicologia e de Ciências da Educação

UC/FPCE — 2017

**Utilização e atitudes relativas às TIC como fator protetor ou promotor de sintomatologia depressiva, tendo como variável moderadora a autocompaixão**

Ana Lúcia Correia Freitas (e-mail: [anitah.freitas3@gmail.com](mailto:anitah.freitas3@gmail.com))

Dissertação de Mestrado em Psicologia - Intervenções Cognitivo - Comportamentais nas Perturbações Psicológicas e Saúde sob a orientação da Professora Doutora Ana Paula Soares Matos



**Utilização e atitudes relativas às TIC como fator protetor ou promotor de sintomatologia depressiva, tendo como variável moderadora a autocompaixão**

Ana Lúcia Correia Freitas (e-mail: [anitah.freitas3@gmail.com](mailto:anitah.freitas3@gmail.com))

Dissertação de Mestrado em Psicologia - Intervenções Cognitivo - Comportamentais nas Perturbações Psicológicas e Saúde sob a orientação da Professora Doutora Ana Paula Soares Matos

## **Agradecimentos**

À minha família, em especial aos meus pais, pelo apoio incondicional, por apostarem e acreditarem em mim desde o dia em que tracei este objetivo. Sem eles, não teria chegado aqui.

À Professora Doutora Ana Paula Matos, pelo privilégio que foi contar com o seu rigor, exigência e tão valiosos ensinamentos ao longo do meu percurso académico. Agradeço de igual forma os desafios que me foi propondo, os quais aceitei com entusiasmo e que me ajudaram a crescer a nível pessoal e académico.

Ao Professor Doutor José Joaquim, pela preciosa ajuda e disponibilidade que sempre manifestou.

À Professora Doutora Florbela, pelo tempo despendido, pela partilha de conhecimentos e valiosa ajuda na concretização deste objetivo.

À Liliana Costa, minha colega de tese, pela ajuda, companheirismo, partilha de ideias, espírito académico e pela longa caminhada de trabalho que nunca esquecerei. O meu profundo agradecimento.

A todos os professores e colegas de curso pelos extraordinários e inesquecíveis momentos proporcionados.

Às minhas colegas de mestrado, que levo para a vida, pelo companheirismo, cumplicidade e partilha de episódios bons e menos bons. Pelas experiências vividas, pelo reforço positivo e risadas, pelos momentos académicos únicos, por me ajudarem a tornar uma pessoa ainda mais confiante.

Aos que aceitaram participar nestes estudos, permitindo recolher importantes dados para a investigação.

*...para que um sonho possa florescer,  
primeiro deve haver uma árvore,  
e para que uma pessoa possa ser feliz,  
primeiro ela deve ser humana.*

*in Cidadela*

## Índice de Artigos

Artigo I: Adaptação da *Internet Gaming Disorder Scale 9 items – Short Form (IGDS9-SF)* para a população adulta portuguesa ..... 1

Artigo II: Utilização e atitudes relativas às TIC como fator protetor ou promotor de sintomatologia depressiva, tendo como variável moderadora a autocompaixão ..... 44

## **Artigo I**

Freitas, A. & Matos, A. (2017). Adaptação da *Internet Gaming Disorder Scale 9 items – Short Form (IGDS9-SF)* para a população adulta portuguesa

## **Adaptação da *Internet Gaming Disorder Scale 9 items – Short Form (IGDS9-SF)* para a população adulta portuguesa**

### **Resumo:**

A crescente importância da dependência do jogo na internet ficou claramente demonstrada pela inclusão desta perturbação na mais recente edição do Manual de Diagnóstico e Estatística de Distúrbios Mentais (DSM-5) de 2014. A *Internet Gaming Disorder Scale* (IGDS) foi proposta por Lemmens, Valkenburg & Gentile (2015) como um instrumento para avaliar esta problemática, com uma versão longa (27 itens) e uma versão curta (9 itens) construídas a partir dos critérios de diagnóstico de dependência não relacionada com substâncias.

O presente estudo transversal, pretende avaliar as propriedades psicométricas da IGDS9-SF (versão curta) em Portugal, usando uma amostra de 326 sujeitos, com idades compreendidas entre os 20 e os 59 anos ( $M=30.05$ ;  $DP = 11.43$ ). A validade de constructo foi avaliada de duas formas: através de uma Análise Fatorial Exploratória (AFE) e de uma Análise Fatorial Confirmatória (AFC) que permitiram constatar a existência de uma estrutura unifatorial com 9 itens. A escala demonstrou uma elevada fiabilidade e consistência interna ( $\alpha=.90$ ).

Quando aplicado o critério do DSM-5 para atribuir o diagnóstico de IGD, os resultados mostram que a prevalência de jogadores dependentes na amostra é de 11%, valor próximo do encontrado pelos autores do estudo original (Lemmens et al., 2015). A amostra de jogadores com IGD tem uma prevalência estatisticamente significativa de homens (75%) e ainda de sujeitos com idades compreendidas entre os 20 e os 30 anos (69.4%). Estes dados devem ter em conta que a amostra tem uma elevada percentagem de sujeitos com idades entre os 20 e os 30 anos (62.3%). Os resultados encontrados mostram que a IGDS9-SF parece ser um instrumento válido e confiável para avaliar a IGD em adultos portugueses e os itens que a constituem apresentam um elevado grau de sensibilidade e especificidade. O presente estudo possibilitou uma visão mais realista quanto à utilização e níveis de dependência causados

por esta atividade na população adulta portuguesa.

**Palavras-Chave:** Adaptação da escala; IGDS9-SF; Estrutura fatorial; Perturbação de Dependência do Jogo na Internet; Adultos

**Abstract:**

The increasing importance of gambling addiction on the internet has been clearly demonstrated by the inclusion of this disorder in the most recent edition of the Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders (DSM-5) in 2014. The Internet Gaming Disorder Scale (IGDS) was proposed by Lemmens, Valkenburg & Gentile (2015) as an instrument to evaluate this problem, with a long version (27 items) and a short version (9 items), built from the diagnostic criteria non-substance dependence.

The present cross-sectional study intends to evaluate the psychometric properties of IGDS9-SF (short version) in Portugal, using a sample of 326 subjects, aged 20-59 years ( $M=30.05$ ,  $SD=11.43$ ). The construct validity was evaluated in two ways: through an Exploratory Factorial Analysis (EFA) and a Confirmatory Factorial Analysis (CFA) that allowed to verify the existence of a 9 item unifactorial structure. The scale showed high reliability and internal consistency ( $\alpha = .90$ ).

When the DSM-5 criterion was applied to give the diagnosis of IGD, the results show that the prevalence of dependent players in sample is 11%, an approximate value that was found by the authors of the original study (Lemmens et al., 2015). The sample of players with IGD has a statistically significant prevalence of men (75%) and of subjects between 20 and 30 years (69.4%). These data should take into account that the sample has a high percentage of subjects between 20 and 30 years (62.3%). The results show that IGDS9-SF seems to be a valid and reliable instrument for assessing IGD in portuguese adults and the items that constitute it present a high degree of sensitivity and specificity. The present study allowed a more realistic view regarding the use and levels



of dependence caused by this activity in the portuguese adult population.

**Key-words:** Scale adaptation; IGDS9-SF; Factorial structure; Internet Gaming Disorder; Adult

## Índice

I. Enquadramento conceptual.....	4
II. Objetivos.....	8
III. Instrumento.....	9
IV. Procedimentos.....	10
V. Estratégia analítica.....	11
V.1. Estratégia analítica para a Análise Fatorial Exploratória (AFE).....	11
V.2. Estratégia analítica para a Análise Fatorial Confirmatória (AFC).....	13
VI. Análise Fatorial Exploratória (AFE) da escala IGDS9-SF para a população portuguesa.....	14
VI.1. Descrição da amostra.....	14
VI.2. Resultados da AFE.....	17
VII. Análise Fatorial Confirmatória (AFC) da escala IGDS9-SF para a população portuguesa.....	20
VII.1. Descrição da amostra.....	20
VII.2. Resultados da AFC.....	23
VIII. Caracterização do jogo <i>online</i> por idade e por género.....	27
VIII.1. Amostra.....	27
IX. Caracterização dos dependentes do Jogo <i>Online</i> vs. não dependentes (escala dicotómica).....	31
X. Análise da sensibilidade e discriminação dos itens.....	34
XI. Discussão.....	36
Referências.....	39

## I. Enquadramento conceptual

Começamos por definir o conceito de videojogo que, de acordo com Esposito (2005), "é um jogo que jogamos graças a um aparelho audiovisual e que pode ser baseado numa história" (p. 2). Segundo Zimmerman (cit in Esposito, 2005), consiste numa "atividade interativa voluntária, na qual um ou mais jogadores seguem regras que limitam seu comportamento" (p. 2).

Os videojogos, no computador, consola, telemóvel, *tablet* ou *smartphone*, oferecem a oportunidade de ligação social e podem melhorar a autoestima dos jogadores. No entanto, para alguns deles, o uso excessivo promove a dependência, levando a consequências psicossociais e de saúde negativas (Sioni, Burlison & Bekerian, 2017).

Na última década e, sobretudo, desde que a *Internet Gaming Disorder* (IGD) surgiu na secção III do Manual de Diagnóstico e Estatística de Distúrbios Mentais - 5 (DSM-5), a investigação sobre os efeitos prejudiciais dos jogos computadorizados na saúde humana tem vindo a aumentar (Laconi, Pirès & Chabrol, 2017). Embora tenham sido comprovados alguns efeitos benéficos dos jogos *online e offline*, através de um elevado número de investigações, são numerosos os estudos que têm relatado os possíveis efeitos negativos que os jogos podem ter sobre a saúde humana (Lee et al., 2015; Griffiths et al., 2014; Stroud et al., 2015; Brunborg et al., 2014; Snodgrass et al., 2014; Stetina et al., 2011). Estes efeitos são devidos às suas propriedades potencialmente aditivas e aos efeitos prejudiciais gerais, em vários domínios de vida, para a maioria dos utilizadores com dependência (Pontes & Griffiths, 2016).

De acordo com Sioni et al. (2017), alguns dos principais problemas relacionados com a dependência face ao jogo incluem: níveis reduzidos de exercício físico e desporto, diminuição da capacidade para tomar decisões, maior fragilidade ao nível da saúde psicossomática, maior incidência de sintomas psiquiátricos, menor envolvimento em tarefas escolares e/ou profissionais que acarretem responsabilidade e

comprometimento do controlo cognitivo pré-frontal resultando em maior interferência emocional, além de outras perturbações psiquiátricas e comportamentos disruptivos.

A investigação realizada por Yeh e cols. (2017), tem como população-alvo os adolescentes e jovens adultos (tal como sucede na maioria das investigações realizadas sobre esta temática) na qual se concluiu que jovens adultos com IGD têm por hábito adiar as tarefas diárias para se envolverem em jogos na Internet. Constatou-se ainda que, os jovens adultos com IGD apresentaram níveis mais elevados de procrastinação, sendo que esta foi positivamente associada à depressão, hostilidade e impulsividade.

Os mecanismos neuronais subjacentes à Perturbação de Dependência do Jogo na Internet são semelhantes aos de dependência de drogas. Vários estudos com imagiologia cerebral, através de ressonância magnética funcional (fMRI), mostraram a existência de alterações cerebrais em regiões responsáveis pelo controlo atencional, de impulsos, motor, sensorio-motor e de regulação emocional (Weinstein, Livny & Weizman, 2017; Jin, Zhang e cols., 2016). Estes mesmos autores afirmam que o jogo *online* se torna uma dependência porque provoca a libertação de dopamina, em magnitudes semelhantes às que ocorrem no abuso de drogas.

Bargeron & Hormes (2017) referem que os jogadores frequentes demonstram sobretudo sintomas de dependência, além de incapacidades significativas a nível do funcionamento psicossocial. Os resultados encontrados por estes autores demonstram que sujeitos que preenchem os critérios de diagnóstico do DSM-5 para IGD apresentam sintomas significativamente mais elevados de depressão, ansiedade, *stress* e impulsividade, quando comparados com indivíduos que não preenchiam critérios para esta perturbação de dependência. Como tal, puderam concluir que os critérios de diagnóstico do DSM-5 propostos para a IGD parecem capturar um conjunto de sintomas clinicamente significativo,

que está associado a lacunas marcadas em múltiplos aspetos do funcionamento psicossocial destes sujeitos.

Quando ocorre cessação da atividade de jogo, sujeitos com IGD referem como principais sintomas de abstinência irritabilidade e inquietude (Kaptsis, King, Delfabbro, & Gradisar, 2016).

A Perturbação de Dependência do Jogo na Internet é o termo mais recentemente usado para descrever o envolvimento problemático ou patológico relacionado com computadores ou videojogos. O interesse dos investigadores relativamente a esta temática tem vindo a crescer devido à necessidade de perceber se existe um maior envolvimento dos indivíduos em jogos *online* ou em jogos *offline*. Para tal, Lemmens & Hendriks (2016), realizaram uma investigação com uma amostra de 2442 sujeitos, com idades compreendidas entre os 13 e os 40 anos. Os resultados mostraram que os indivíduos com IGD preferiam os jogos *online*, passando até quatro vezes mais tempo a jogá-los, comparativamente com os jogos *offline*, facto que resulta da maior interação social e competição proporcionados pelo seu carácter *online*.

Sabe-se que, apesar das consequências negativas, indivíduos com IGD mantêm a atividade de jogo ao longo do tempo. A recente investigação de Dong & Potenza (2016) demonstrou que o défice destes sujeitos ao nível do controlo executivo os prejudica na seleção de escolhas desfavoráveis ao risco, facto que os leva a tomarem decisões arriscadas mais apressadamente e com menor ativação de regiões cerebrais implicadas no controlo de impulsos. Estes resultados sugerem um possível suporte neurobiológico que explica a razão pela qual indivíduos com este tipo de dependência podem exibir um controlo insuficiente sobre seus comportamentos face ao jogo, mesmo quando percecionam as consequências como negativas e fornecem possíveis alvos terapêuticos para a intervenção com estes sujeitos.

As perturbações específicas do uso das tecnologias da informação, mais concretamente da internet, de acordo com o DSM-5, (ex. *Nomophobia*, Dependência de jogos e/ou redes sociais, *Cybersickness*,

Síndrome do toque fantasma, etc.) são consideradas consequência das interações entre: a) fatores predisponentes, tais como constituições neurobiológicas e psicológicas; b) moderadores, como estilos de enfrentamento e vieses cognitivos relacionados com a Internet; e c) mediadores, como respostas afetivas e cognitivas a fatores desencadeadores da situação em combinação com um funcionamento executivo reduzido (Brand, Young, Laier, Wölfling & Potenza, 2016).

A intervenção e tratamento de perturbações relacionadas com o Jogo na Internet está a tornar-se cada vez mais comum em todo o mundo (King, Delfabbro, Wu et al., 2017). De acordo com os autores anteriormente referidos, embora a Terapia Cognitivo-Comportamental (TCC) seja considerada um tratamento eficaz para IGD, as cognições subjacentes a esta perturbação de dependência não estão bem definidas. King & Delfabbro (2014) realizaram um estudo de revisão a fim de obterem uma maior compreensibilidade sobre estas cognições-base. Identificaram quatro fatores cognitivos subjacentes à IGD: 1. crenças sobre o valor e a tangibilidade do prémio do jogo; 2. regras inadequadas e inflexíveis sobre o comportamento face ao jogo; 3. dependência excessiva do jogo para atender às necessidades de autoestima e 4. utilização de jogos como um método para obter aceitação social.

No entanto, para que se possa proceder à intervenção junto dos sujeitos é necessário, em primeiro lugar, avaliar a presença de IGD, facto que motivou a construção das várias escalas (Lemmens et al., 2015; Pontes & Griffiths, 2016). Estas escalas, constituídas por vinte e sete itens, foram elaboradas com base nos nove critérios de diagnóstico do DMS-5 para esta perturbação, sendo três itens para cada critério: 1. preocupação excessiva com o uso da internet; 2. necessidade de aumentar o tempo de utilização para obter o mesmo grau de satisfação; 3. exibir esforços repetidos para a diminuição ou retirada da utilização; 4. presença de irritabilidade e/ou depressão; 5. internet como forma de regulação emocional; 6. persistência em estar conectado mais tempo que

o previsto; 7. trabalho e relações pessoais prejudicadas pelo uso excessivo; 8. mentir aos outros a respeito da quantidade de horas despendidas *online*; 9. preferência e/ou anulação de outras atividades de lazer em detrimento desta (Lemmens et al., 2015).

Os itens são respondidos através de uma escala de frequência ordinal que varia entre 0 (Nunca) e 5 (Todos os dias ou quase todos os dias), sendo fornecidas as seguintes instruções: “As questões que se seguem remetem para toda e qualquer atividade relacionada com tempo despendido em videojogos nos últimos 12 meses. As atividades relacionadas com os videojogos referem-se, mais concretamente, a qualquer tempo despendido a jogar (quer pela Internet ou não), jogos em consolas, computadores, portáteis ou em qualquer outro tipo de dispositivo móvel (por exemplo: telemóvel, tablet, etc.)”.

A partir da escala longa da IGD com 27 itens, surgiu uma versão curta com apenas 9 itens escolhidos a partir da saturação factorial em cada critério diagnóstico (IGDS9-SF), devido à necessidade de criar um instrumento de avaliação desta perturbação que fosse rápido (Lemmens et al., 2015). Na presente investigação, os itens que constituem a IGDS9-SF, foram traduzidos para português.

As pontuações totais dos sujeitos respondentes são obtidas através da soma dos 9 itens, sendo que pontuações mais elevadas indicam maiores níveis de dependência e adição face aos videojogos. Quando se considera a pontuação da escala de *Likert* não há um ponto de corte que indique a existência de dependência de Jogo *Online* (Pontes & Griffiths, 2016; Lemmens et al., 2015). No entanto, usando a escala dicotómica o sujeito é considerado dependente do Jogo *Online* se tiver respondido positivamente a 5 ou mais itens.

## II. Objetivos

A presente investigação, visa avaliar as propriedades psicométricas da IGDS9-SF (*Internet Gaming Disorder Scale*, 9 itens, versão

curta, Lemmens et al., 2015), com vista à sua adaptação para a população adulta em Portugal. Para tal, a escala em estudo foi administrada a um total de 326 sujeitos, com idades compreendidas entre os 20 e os 59 anos, que foram recrutados para o preenchimento de um protocolo constituído por vários instrumentos psicológicos.

A validade da IGDS9-SF foi avaliada de duas formas. Em primeiro lugar, foi realizada uma Análise Fatorial Exploratória (AFE) e, em segundo lugar, procedeu-se a uma Análise Fatorial Confirmatória (AFC). Procedeu-se ainda à análise da confiabilidade da escala usando os coeficientes alfa de *Cronbach* e coeficientes de determinação de fatores de consistência interna (média, desvio-padrão dos itens e correlações item-total).

### **III. Instrumento**

#### **The Internet Gaming Disorder Scale (IGDS9-SF) (Lemmens, Valkenburg, & Gentile, 2015)**

A IGDS9-SF é uma ferramenta psicométrica curta, que deriva de uma versão mais longa e politómica com 27 itens (Lemmens et al., 2015). Esta versão curta com apenas 9 itens reflete os nove critérios principais que definem a Perturbação de Dependência dos Jogos na Internet (IGD). A IGDS9-SF avalia a gravidade desta Perturbação de Dependência e os seus efeitos prejudiciais, ao examinar o potencial disruptivo na vida dos sujeitos causado pelas atividades de jogo *online* e *offline* que vão ocorrendo ao longo de um período de 12 meses. As nove questões que compõem a IGDS9-SF são respondidas por meio da utilização de uma escala de frequência ordinal de 6 pontos: 0 (*Nunca*), 1 (*Uma a quatro vezes*), 2 (*Cinco a onze vezes*), 3 (*Uma a três vezes por mês*), 4 (*Uma vez ou mais por semana*) e 5 (*Todos os dias ou quase todos os dias*). As pontuações são obtidas pela soma das respostas sendo que, quanto mais elevadas maior o grau de perturbação de dependência face ao jogo.



De acordo com o DSM-5, a perturbação de dependência do jogo *online* está presente somente quando o sujeito preenche cinco (ou mais) dos nove critérios, durante um período igual ou superior a 12 meses (APA, 2014). Como tal e de acordo com esta regra temporal, todos os itens da escala IGDS9-SF foram precedidos pela afirmação: Durante o último ano...

No estudo original da escala com 9 itens, a estrutura obtida foi unifatorial e a análise realizada foi uma Análise Fatorial Confirmatória (AFC) através do Mplus. A escala obteve bons valores do alfa de *Cronbach* ( $\alpha = .87$ ) revelando uma fiabilidade adequada.

#### IV. Procedimentos

O pedido aos sujeitos para colaborarem no presente estudo foi solicitado de duas formas: pessoalmente, a alguns deles e via *email* a outros. Foi-lhes, desde logo, assegurada a confidencialidade, a livre escolha para a participação, a possibilidade de desistirem do preenchimento, caso assim entendessem, sem daí advir qualquer consequência negativa para o sujeito e a garantia da utilização dos dados obtidos unicamente para fins estatísticos, cumprindo assim as recomendações éticas para projetos de investigação desta natureza.

Os participantes realizaram o preenchimento de um protocolo de investigação que tinha como objetivo analisar as relações entre a saúde, bem-estar subjetivo, socialização e utilização das tecnologias de informação e comunicação em sujeitos com idade igual ou superior a 20 anos, com recurso a instrumentos de autorresposta. A presente escala esteve disponível numa plataforma *online* durante o período de recolha de dados.

A amostra inicial era constituída por 643 sujeitos, entre os quais foram seleccionados apenas os que obtiveram uma pontuação  $\geq 3$  nos itens 29, 30 e 31 da escala *The Media and Technology Usage and Attitudes Scale* (MTUAS) (Rosen, Whaling, Carrier & Rokkum, 2013) que se encontra a ser adaptada para adultos portugueses, pois tal significa

que responderam positivamente a pelo menos um destes itens relacionados com o jogo no telemóvel, consola ou *smartphone*. Embora nenhum destes itens da MTUAS (29. Joga no computador, consola ou *smartphone* com outras pessoas na mesma sala; 30. Joga no computador, consola ou *smartphone* sozinho; 31. Joga no computador, consola ou *smartphone* com outras pessoas *online*) questione diretamente se o sujeito joga *online* ou *offline* em algum dos dispositivos, foram considerados como o critério mais adequado para realizar esta seleção de sujeitos. Desta forma, constatou-se que 49.4% ( $n=326$ ) de sujeitos pontuavam  $> 3$  nos itens da MTUAS, pelo que foram escolhidos para constituir a amostra do presente estudo. Esta amostra foi aleatoriamente dividida em duas subamostras: a primeira constituída por de 157 sujeitos, para a realização da Análise Fatorial Exploratória e a segunda por 169 sujeitos, para a realização da Análise Fatorial Confirmatória.

## **V. Estratégia analítica**

### **V.1. Estratégia analítica para a Análise Fatorial Exploratória (AFE)**

Realizou-se, com vista à avaliação das propriedades psicométricas e posterior adaptação da escala, uma Análise Fatorial Exploratória (AFE).

A AFE consiste num conjunto de técnicas multivariadas cujo propósito é o de encontrar a estrutura subjacente a uma matriz de dados e averiguar qual o número e a natureza das variáveis latentes que melhor representam o conjunto de variáveis observadas (Brown, 2006 *cit in* Damásio, 2012; Marôco, 2014).

Inicialmente, começámos por averiguar se os dados podiam ser submetidos ao processo de análise fatorial recorrendo à aplicação de dois métodos de avaliação: *Kaiser-Meyer-Olkin* (KMO) e o *Teste de Esfericidade de Bartlett* (Dziuban & Shirkey, 1974 *cit in* Damásio, 2012).

O método de KMO mostra-nos o índice de adequação da aplicação da AFE à amostra (Hair e cols., 2005 *cit in* Damásio, 2012), sugerindo qual a proporção de variância dos itens que pode ser explicada por uma variável latente (Lorenzo-Seva, Timmerman & Kiers, 2011 *cit in* Damásio, 2012), assumindo valores entre 0.7 e 0.8 como bons indicadores (Sharma, 1996 *cit in* Marôco, 2014).

O segundo método – Teste de Esfericidade de Bartlett - analisa em que medida a matriz de (co)variância é similar a uma matriz de identidade (Field, 2005 *cit in* Damásio, 2012), assumindo os valores  $p < .05$  como significativos (Tabachnick & Fidell, 2007).

A IGDS9-SF foi estudada através da análise fatorial, com vista à identificação da estrutura subjacente à matriz de dados que explica as intercorrelações que se podem observar nas variáveis originais (Marôco, 2014). Como tal, cumulativamente aos processos descritos, examinou-se a adequabilidade da amostra, considerando o número de variáveis em estudo e tendo-se verificado que a estrutura é adequada à matriz de dados (Hair, Black, Babin & Anderson, 2009).

Desta forma, as análises estatísticas incluíram: a) a análise descritiva das características da amostra; b) a realização de uma Análise Fatorial Exploratória (AFE), a fim de encontrar a estrutura subjacente à matriz de dados e determinar o número e a natureza das variáveis latentes (fatores) que melhor representavam o conjunto de variáveis observadas (Marôco, 2010) e c) a análise da confiabilidade da escala usando os coeficientes alfa de *Cronbach*.

Relativamente às *comunalidades* ( $h^2$ ), foram aceites valores superiores a .40 (Field, 2009; Pierce, Sarason & Sarason, 1991). A consistência interna e a fiabilidade da escala IGDS foram analisadas através do *alfa de Cronbach*, assumindo como aceitáveis valores  $> .70$  (Pasquali, 2009).

A retenção dos fatores foi efetuada tendo em conta a análise do *scree plot*, o critério de *Kaiser*, com valores próprios superiores a 1 (Fi-

eld, 2009) e o método da *Análise Paralela* (AP), através do procedimento estatístico de simulação *Monte-Carlo Parallel Analysis* (Watkins, 2006). O *scree plot* consiste na observação do gráfico dos *eigenvalues* tendo como objetivo analisar o ponto em que os *eigenvalues* apresentam uma tendência decrescente (Reise e cols., 2000 cit in Damásio, 2012). O critério de *Kaiser* defende que apenas os fatores com *eigenvalue* >1 devem ser retidos (Floyd & Widaman, 1995 cit in Damásio, 2010). Na *Análise Paralela*, considera-se que o número de fatores nos dados reais a serem retidos são aqueles que apresentam *eigenvalue* > 1 e que expõem um valor maior do que o respetivo *eigenvalue* obtido por meio dos dados aleatórios (O'Connor, 2000 cit in Damásio, 2012, p. 217).

As análises descritivas e os respetivos procedimentos estatísticos descritos para a concretização da AFE foram realizados através do *Statistical Package for Social Sciences* (SPSS), versão 22.0 para o Windows (IMB Corp, Armonk, NY, USA).

## **V.2. Estratégia analítica para a Análise Fatorial Confirmatória (AFC)**

A realização da AFC teve como principal objetivo a confirmação dos padrões estruturais (Marôco, 2010), com o propósito de certificar o padrão obtido anteriormente com a AFE.

De forma a proceder à verificação do bom ajustamento do modelo, foram tidos em conta os seguintes valores indicativos:  $\chi^2$  (quadrado) / df (graus de liberdade) inferior a 2 considerado como bom (Hu & Bentler, 1999); valores de TLI (*Tucker-Lewis Index*) e CFI (*Comparative Fit Index*) bons se superiores a .90 e muito bons se superiores a .95 e valores de RMSEA (*Root Mean Square of Approximation*) entre .05 e .10 considerados bons, se inferiores a .05 muito bons (Meyers, Gamst, & Guarino, 2013; Marôco, 2010).

A validação fatorial dos itens foi analisada através dos valores estandardizados dos pesos ( $\lambda \geq 0.5$ ) e da fiabilidade individual ( $r^2 \geq .25$ ),

de acordo com Marôco (2010).

As análises descritivas da amostra foram realizadas, uma vez mais, através do SPSS e os restantes procedimentos estatísticos foram efetuados através do Mplus: Statistical Analysis with latent variables, (versão 7).

## **VI. Análise Fatorial Exploratória (AFE) da escala IGDS9-SF para a população portuguesa**

### **VI.1. Descrição da amostra**

Os dados foram recolhidos entre dezembro de 2016 e abril de 2017, sendo proveniente de várias zonas do país e é constituída por 157 sujeitos da população geral, com idades compreendidas entre os 20 e os 59 anos.

Os sujeitos têm uma idade média de 28.93 anos ( $DP = 11.51$ ). No que respeita ao género dos participantes, 52.9% ( $n=83$ ) são do género feminino e 47.1% ( $n=74$ ) do género masculino. O teste de qui-quadrado revelou que existem diferenças significativas entre géneros ( $\chi^2(1)=157, p=.00$ ), com predomínio do sexo feminino face ao masculino.

Tabela 1. Médias ( $M$ ) e desvios-padrão ( $DP$ ) das idades dos sujeitos em cada escalão etário.

	Escalão etário			
	A [20-30 anos]	B [31-40 anos]	C [41-50 anos]	D [51-59 anos]
$M$	22.17	34.33	46.38	54.71
$DP$	2.30	3.25	3.00	2.97

Os sujeitos foram organizados em quatro escalões, de acordo com a faixa etária: década dos 20, dos 30, dos 40 e dos 50 anos (Tabela 1).

O escalão etário no qual estão concentrados maior número de participantes é o escalão A [20-30 anos] com 109 sujeitos (69.4%). Os escalões B, C e D, apresentam uma distribuição mais homogénea, sendo o escalão D [51-59 anos] aquele em que existe menor número de sujeitos ( $n=14$ ) (Tabela 2).

Tabela 2. Número de sujeitos por escalão etário e respetivas frequências.

	Escalão etário				Total
	A [20-30 anos]	B [31-40 anos]	C [41-50 anos]	D [51-59 anos]	
<i>n</i>	109	18	16	14	157
%	69.4%	11.5%	10.2%	8.9%	100%

Na Tabela 3, pode observar-se que os escalões etários dos 20 e dos 40 anos são constituídos, sobretudo, por participantes do género feminino (56.9% e 62.5%, respetivamente), inversamente ao que se verifica nos escalões etários dos 30 e dos 50 anos, nos quais se verifica a existência de maior número de sujeitos do género masculino (55.6% e 78.6%, respetivamente).

Para averiguar a existência de diferenças estatisticamente significativas entre géneros em relação à idade realizámos um teste *t-Student* cujos resultados  $t(156)=36.82$  ( $p=.00$ ) indicam a presença de diferenças estatisticamente significativas. Os sujeitos do género masculino ( $M=30.81$ ;  $DP=12.75$ ) são mais velhos que os do género feminino ( $M=27.25$ ;  $DP=10.07$ ).

Tabela 3. Número e frequência de sujeitos de cada género por escalão etário.

	Escalão etário							
	A [20-30 anos]		B [31-40 anos]		C [41-50 anos]		D [51-59 anos]	
Género	<i>n</i>	%	<i>n</i>	%	<i>n</i>	%	<i>n</i>	%
Feminino	62	56.9	8	44.4%	10	62.5%	3	21.4%
Masculino	47	43.1	10	55.6%	6	37.5%	11	78.6%
Total	109	100	18	100%	16	100%	14	100%

Quanto ao estado civil da amostra, verificou-se que 74.6% ( $n=117$ ) dos sujeitos são solteiros, 8 (5.1%) estão divorciados, existem 2 sujeitos viúvos (1.3%) e 30 sujeitos estão casados ou encontram-se a viver maritalmente (19%).

A variável *profissão* foi convertida na variável *nível socioeconómico*, com vista à organização e tratamento estatístico dos dados obtidos, na qual as profissões foram organizadas em três classificações: baixo, médio, elevado. Esta classificação seguiu a proposta realizada por Simões (1995). Desta forma, no nível socioeconómico classificado como *baixo*, estão incluídas profissões tais como: trabalhadores não especializados da indústria e construção civil, empregados de balcão no

pequeno comércio, motoristas, etc; no nível *médio*, profissões tais como: empregados de escritório, de seguros e bancários, enfermeiros, professores do ensino primário e secundário, etc; no nível *alto*, encontram-se profissões como: grandes proprietários ou empresários agrícolas, quadros superiores de administração pública, oficiais superiores das forças militares, pilotos de aviação, etc (Simões, 1995).

A análise ao nível socioeconómico da amostra (Tabela 4) revela que 20.4% dos sujeitos ( $n=32$ ) se encontram na categoria de *baixo* nível socioeconómico, 71.3% ( $n=112$ ) no nível *médio* e apenas 7.6% ( $n=12$ ) no nível *elevado*. O escalão etário dos 50 anos, é o que tem maior percentagem de sujeitos de nível socioeconómico *baixo* (50%), no da década dos 20 anos a maioria pertence ao nível socioeconómico *médio* (83.5%) e o escalão dos 30 anos é o que tem mais sujeitos de nível socioeconómico *elevado* (22.2%). Realizámos novamente um teste qui-quadrado para averiguar a existência de diferenças estatisticamente significativas no nível socioeconómico por idade, tendo-se obtido um valor de  $\chi^2(6) = 30.29, p=.00$ , que confirma a existência das mesmas.

Tabela 4. Distribuição do nível socioeconómico da amostra por escalão etário.

Nível socioeconómico	Escalão etário								Total	
	A [20-30 anos]		B [31-40 anos]		C [41-50 anos]		D [51-59 anos]			
	n	%	n	%	n	%	n	%	n	%
Baixo	12	11.0	7	38.9	6	37.5	7	50.0	32	20.4
Médio	91	83.5	7	38.9	8	50.0	6	42.9	112	71.3
Elevado	5	4.6	4	22.2	2	12.5	1	7.1	12	7.6
Total	109	100	18	100	16	100	14	100	157	100

Atendendo a que 48.4% ( $n=76$ ) dos sujeitos da amostra são estudantes universitários, foi possível constatar que 32 deles (20.4%) se encontram a realizar uma licenciatura, 26.8% ( $n=42$ ) um mestrado e apenas 1 sujeito tem um bacharelato e um outro sujeito uma pós-graduação. Os restantes 51.6% da amostra ( $n=81$ ) não são estudantes, pelo que mencionam somente a sua profissão. Uma vez mais procedemos à

realização de um teste qui-quadrado que confirmou a existência de diferenças estatisticamente significativas entre as habilitações literárias por escalão etário ( $\chi^2(201) = 432.72, p=.00$ ).

## VI. 2. Resultados da AFE

A Análise de Componentes Principais (ACP), revelou uma boa adequação dos dados para a realização da análise fatorial, dado que se obteve um valor de *KMO* de 0.875, valor considerado bom, pois encontra-se entre 0.8 e 0.9. (Marôco, 2014). Quanto ao teste de esfericidade de *Bartlett* ( $\chi^2(36)=1566.60; p=.00$ ) revelou-se altamente significativo, sendo de igual forma, um indicador da adequação dos dados para a realização da Análise Fatorial (Tabachnick & Fidell, 2007).

No que à análise do *scree plot* (Figura 1) diz respeito, verificou-se uma inflexão do fator 1 para o 2 pelo que, desde logo, se concluiu a existência de uma estrutura unifatorial com 9 itens.

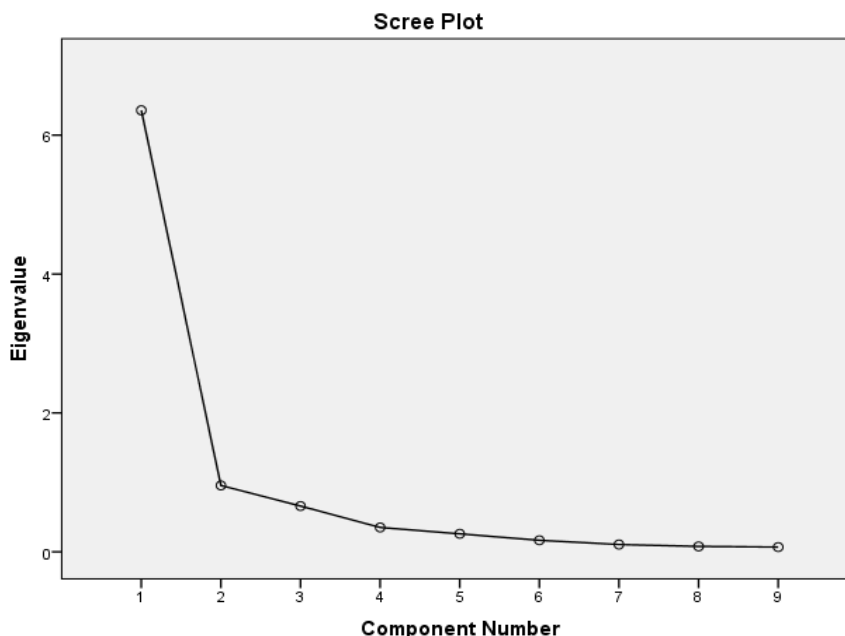


Figura 1. Gráfico *scree plot* dos 9 itens da IGDS9-SF.

A Análise Paralela de *Monte Carlo* comprovou a existência da estrutura unifatorial indicada pelo *scree plot*, uma vez que o fator 1



apresentou *eigenvalue* > 1 nos dados reais (6.35), valor superior ao do respetivo *eigenvalue* obtido por meio dos dados aleatórios (1.38) (O'Connor, 2000 *cit in* Damásio, 2012).

Procedeu-se, seguidamente, à verificação dos valores das comunalidades ( $h^2$ ), não tendo havido necessidade de eliminar nenhum dos itens, pois em todos eles se verificaram valores superiores a .40 (Pierce et al., 1991) (Tabela 5).

Nos pesos fatoriais, tendo por base o critério .40 (mínimo recomendado por Stevens (2012) e Field (2009)), verifica-se que todos os itens apresentam valores adequados. O valor próprio do fator é de 6.35, explicando 70.64% da variância total (Tabela 5).

Tabela 5. Pesos fatoriais e Comunalidades ( $h^2$ ) ( $n = 157$ ).

Itens	Pesos fatoriais	Comunalidades ( $h^2$ )
Durante o último ano...		
1.teve alturas em que não conseguia pensar noutra coisa que não fosse o momento em que poderia jogar?	.90	.74
2. sentiu-se insatisfeito porque queria jogar mais?	.87	.76
3. sentiu-se muito infeliz por não poder jogar?	.87	.76
4. não conseguiu reduzir o tempo passado a jogar mesmo depois de outros o terem aconselhado repetidamente a fazê-lo?	.87	.75
5. jogou para evitar pensar em coisas desagradáveis?	.86	.41
6.teve discussões com outras pessoas sobre as consequências do seu comportamento de jogar?	.86	.69
7. escondeu aos outros a quantidade de tempo que passava a jogar?	.83	.81
8.perdeu interesse em hobbies ou outras atividades porque jogar era a única coisa que queria fazer?	.81	.74
9.teve conflitos graves com a família, amigos ou companheiro por causa do seu comportamento de jogar?	.64	.66
Valor próprio	6.35	---
Variância explicada	70.64	---

Seguidamente, foram analisadas as propriedades dos itens e a consistência interna, utilizando a média, o desvio-padrão dos itens, as correlações ítem-total e o *alfa de Cronbach* (Pestana & Gageiro, 2008).

A consistência interna, avaliada pelo *alfa de Cronbach*, apresentou um valor  $\alpha = .93$  considerado excelente porque acima de .90 (Pasquali, 2009). As correlações ítem-total variaram entre .59 e .86 e o valor de  $\alpha$  quando os itens são eliminados não aumenta, razão pela qual

não se eliminou nenhum (Tabela 6).

Tabela 6. Médias (*M*), desvios-padrão (*DP*), correlações item-total (*r*) e alfa de Cronbach quando o item é eliminado ( $\alpha$ ).

Itens	<i>M</i>	<i>DP</i>	<i>r</i>	$\alpha$ quando o item é eliminado
Durante o último ano...				
1.teve alturas em que não conseguia pensar noutra coisa que não fosse o momento em que poderia jogar?	.54	1.14	.83	.92
2.sentiu-se insatisfeito porque queria jogar mais?	.50	.107	.86	.92
3. sentiu-se muito infeliz por não poder jogar?	.25	.85	.81	.92
4. não conseguiu reduzir o tempo passado a jogar mesmo depois de outros o terem aconselhado repetidamente a fazê-lo?	.30	.93	.83	.92
5. jogou para evitar pensar em coisas desagradáveis?	.82	1.32	.59	.94
6. teve discussões com outras pessoas sobre as consequências do seu comportamento de jogar?	.21	.72	.75	.93
7. escondeu aos outros a quantidade de tempo que passava a jogar?	.22	.83	.83	.92
8. perdeu interesse em hobbies ou outras atividades porque jogar era a única coisa que queria fazer?	.30	.91	.81	.92
9. teve conflitos graves com a família, amigos ou companheiro por causa do seu comportamento de jogar?	.15	.66	.73	.93

Quanto aos valores da média, embora no geral sejam baixos, os itens 5 e 1 são os que apresentam uma média mais elevada (.82 e .54, respetivamente) e o item 9 é o que apresenta o valor médio mais baixo (.15). Os valores dos desvios-padrão de cada item são superiores às médias correspondentes, facto que indica a inexistência de uma distribuição normal (Tabela 6).

Analisou-se ainda a percentagem de respostas em cada item (Tabela 7), verificando-se que há uma notória concentração na resposta *Nunca* em todos os itens, com valores entre os 61.1% e os 93.6%. Segue-se a resposta *Uma a quatro vezes*, como a segunda mais assinalada, com taxas de resposta que variam entre os 16.6% e 1.9%. O item 9 é aquele em que se verifica que os sujeitos mais assinalaram a resposta *Nunca* e o item 5 é aquele em que maior número de sujeitos assinalou a resposta *Todos os dias ou quase todos os dias*.

Tabela 7. Número e percentagem (%) de respostas por cada item da IGDS9-SF ( $n = 157$ ).

Escala de resposta	0		1		2		3		4		5	
	Nunca		Uma a quatro vezes		5 a 11 vezes		1 a 3 vezes por mês		Uma vez ou mais por semana		Todos os dias ou quase todos os dias	
Ítems	n	%	n	%	N	%	N	%	n	%	n	%
1	115	73.2	23	14.6	7	4.5	4	2.5	4	2.5	4	2.5
2	115	73.2	26	16.6	5	3.2	3	1.9	6	3.8	2	1.3
3	138	87.8	11	7.0	3	1.9	1	0.6	1	0.6	3	1.9
4	136	86.6	10	6.4	4	2.5	2	1.3	2	1.3	3	1.9
5	96	61.1	30	19.1	13	8.3	5	3.2	8	5.1	5	3.2
6	138	87.9	13	8.3	2	1.3	2	1.3	0	0	2	1.3
7	143	91.1	6	3.8	3	1.9	0	0	3	1.9	2	1.3
8	136	86.6	9	5.7	5	3.2	2	1.3	3	1.9	2	1.3
9	147	93.6	3	1.9	5	3.2	0	0	0	0	2	1.3

As estatísticas descritivas referentes ao fator em estudo (Dependência do Jogo Online) realizaram-se através da média ( $M$ ), desvio-padrão ( $DP$ ), mínimo e máximo. A média de respostas é de 1.58 ( $DP=2.36$ ), sendo o mínimo e o máximo 0 e 5, respetivamente, nas respostas dadas pelos sujeitos.

A AFE permitiu, portanto, constatar a existência de uma estrutura unifatorial com 9 itens comprovada pelo *scree plot* e pela Análise Paralela de *Monte Carlo*. As comunalidades ( $h^2$ ) e os pesos fatoriais revelaram-se adequados e o *alfa de Cronbach* revelou a existência de uma excelente fiabilidade. Atendendo a estes valores, procedeu-se, de seguida, à realização da Análise Fatorial Confirmatória.

## VII. Análise Fatorial Confirmatória (AFC) da escala IGDS9-SF para a população portuguesa

### VII.1. Descrição da amostra

A amostra da Análise Fatorial Confirmatória (AFC) é constituída por 169 sujeitos, cuja idade média é de 31.08 anos ( $DP = 11.30$ ) verificando-se um elevado equilíbrio na distribuição de género, com 85 mu-

lheres (50.3%) e 84 homens (49.7%). Os sujeitos da amostra encontram-se, uma vez mais, distribuídos por 4 escalões etários: A [20-30 anos], B [31-40 anos], C [41-50 anos] e D [51-59anos].

No primeiro escalão, a idade média está próxima do limite superior de idades e nos restantes escalões as médias indicam valores mais centrais, atendendo à amplitude de idades que cada escalão agrupa (Tabela 8).

Tabela 8. Médias (*M*) e desvios-padrão (*DP*) das idades dos sujeitos em cada escalão etário (*n*=169).

	Escalão etário			
	A [20-30 anos]	B [31-40 anos]	C [41-50 anos]	D [51-59 anos]
<i>M</i>	22.44	34.38	46.42	54.14
<i>DP</i>	1.95	2.68	3.01	2.95

Para verificarmos se globalmente os homens são mais novos ou mais velhos do que as mulheres realizámos um teste *t-student* cujo resultado  $t(168)=38.81$  ( $p=.00$ ) mostrou existirem diferenças significativas entre géneros. Os sujeitos do género masculino ( $M= 32.14$ ;  $DP=10.82$ ) são mais velhos que os do género feminino ( $M=30.04$ ;  $DP=11.72$ ).

O escalão etário que apresenta um maior número de sujeitos é o dos 20-30 anos ( $n = 94$ ; 55.6%) e aquele que, inversamente, abrange um menor número é o escalão dos 51-59 anos ( $n=14$ ; 8.3%), conforme se pode constatar na Tabela 9.

Tabela 9. Número de sujeitos por escalão etário e respetivas frequências.

	Escalão etário				Total
	A [20-30 anos]	B [31-40 anos]	C [41-50 anos]	D [51-59anos]	
<i>n</i>	94	37	24	14	169
%	55.6	21.9	14.2	8.3	100

Na Tabela 10, pode observar-se que o escalão etário da década dos 20 anos é constituído maioritariamente por sujeitos do género feminino ( $n=52$ ; 55.3%). Contrariamente, nos escalões dos 30 e dos 40

anos, verifica-se que existem mais sujeitos do género masculino ( $n=22$ ; 59.5% e  $n=13$ ; 54.2%, respetivamente). O escalão dos 50 anos, é constituído por igual número de sujeitos de ambos os géneros apresentando, assim, uma distribuição uniforme ( $n=7$ ; 50%).

Para averiguarmos a existência de diferenças de género no conjunto da amostra, realizámos um teste qui-quadrado, cujo resultado  $\chi^2(3)=2.55$ ,  $p=.46$  revelou a não existência de diferenças estatisticamente significativas.

Tabela 10. Número e frequência de sujeitos de cada género por escalão etário.

Género	Escalão etário							
	A [20-30 anos]		B [31-40 anos]		C [41-50 anos]		D [51-59anos]	
	<i>n</i>	%	<i>n</i>	%	<i>n</i>	%	<i>n</i>	%
Feminino	52	55.3	15	40.5	11	45.8	7	50
Masculino	42	44.7	22	59.5	13	54.2	7	50
Total	94	100	37	100	24	100	14	100

Quanto ao estado civil da amostra, verificou-se que 65.1% ( $n=110$ ) dos sujeitos são solteiros, 5.3% ( $n=9$ ) estão divorciados, existe 1 sujeito viúvo (0.6%) e 49 sujeitos estão casados ou encontram-se a viver maritalmente (29%).

A variável *profissão* foi convertida na variável nível socioeconómico, com vista à organização e tratamento estatístico dos dados obtidos, na qual as profissões foram organizadas em três classificações: *baixo*, *médio* e *elevado*, tal como sucedeu na AFE.

Os resultados da análise ao nível socioeconómico da amostra (Tabela 11), revelaram que 33 sujeitos (19.5%) têm um *baixo* nível socioeconómico, 68% dos sujeitos ( $n=115$ ) tem um nível *médio* e 21 (12.4%) um nível *elevado*, de acordo com a já referida classificação de Simões (1995).

Tabela 11. Distribuição do nível socioeconômico da amostra por escalão etário, número e frequência ( $n=169$ ).

Nível socioeconômico	Escalão etário								Total	
	A [20-30 anos]		B [31-40 anos]		C [41-50 anos]		D [51-59 anos]			
	<i>n</i>	%	<i>N</i>	%	<i>n</i>	%	<i>n</i>	%	<i>n</i>	%
Baixo	9	9.6	10	27	8	33.3	6	42.9	33	19.5
Médio	82	87.2	19	51.4	11	45.8	3	21.4	115	68
Elevado	3	3.2	8	21.6	5	20.8	5	35.7	21	12.4
Total	94	100	37	100	24	100	14	100	169	100

Tendo em consideração que 39% ( $n=66$ ) dos sujeitos da amostra são estudantes universitários, foi possível constatar que 26 deles (15.4%) se encontram a frequentar uma licenciatura e 23.7% ( $n=40$ ) frequentam um mestrado.

## VII.2. Resultados da AFC

Tendo por base a Análise Fatorial Exploratória anterior procedeu-se, com recurso a uma nova amostra ( $n=169$ ), à verificação da estrutura fatorial proposta através do Mplus 7. O estimador utilizado foi o WLSMV (weighted least squares means and variance adjusted), indicado para variáveis categóricas, tal como é o caso (Brown, 2006).

Analisou-se a validade fatorial e a fiabilidade individual dos itens (Figura 2). Quanto à fiabilidade individual dos itens, constatou-se que todos eles apresentam boa fiabilidade, visto que os valores são superiores ao recomendável ( $r^2=.25$ ) (Marôco, 2010), sendo o item 9 aquele que apresenta um valor de fiabilidade mais elevado (.94) e o item 5 o que apresenta o valor mais baixo (.48). Como tal, não existe necessidade de proceder à eliminação de nenhum deles. Em termos de pesos fatoriais verificou-se, de igual forma, que todos os itens apresentavam pesos adequados ( $\lambda > 0.5$ ), sendo uma vez mais o item 9 aquele que apresenta o valor mais elevado (.90) e o item 5 aquele que tem o valor mais baixo (.58) (Figura 2).

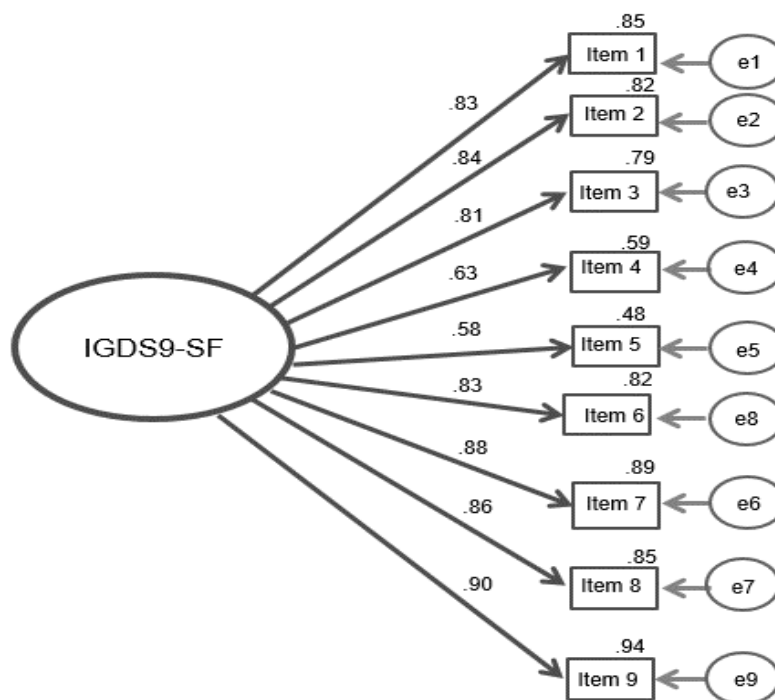


Figura 2. Pesos fatoriais estandardizados e fiabilidades individuais para cada item.

O modelo de qualidade de ajustamento obtido apresentou índices ajustados:  $\chi^2/df$  ( $66.347/27$ ) = 2.45; CFI = .98; TLI = .98; RMSEA = .09,  $p$  [rmsea  $\leq .05$ ] <.008.

O valor do  $\chi^2$  (qui-quadrado) / df (graus de liberdade) é razoável considerando os valores de referência (<2=bom) dos autores Hu & Bentler (1999) e os valores de CFI e TLI indicam muito bom ajustamento, pois são superiores a .95 (Meyers et al., 2013). O valor de RMSEA é aceitável tendo em consideração o recomendado por Meyers, Gamst, & Guarino (2013) e Marôco (2010), que referem que valores entre .05 e .10, como é o caso, são considerados bons.

Os resíduos padronizados apresentam valores próximos de zero em todos os itens e as correlações residuais não superam o valor de 0.1, tal como recomendado por Muthén & Muthén (2012).

A distribuição de respostas dos sujeitos na IGDS9-SF (Tabela 12) apresenta uma elevada concentração em *Nunca* ( $n=136$ ; 80.5%). A resposta *Uma a quatro vezes* tem uma taxa de resposta de apenas 10.1%

e as respostas 4 e 5, que são as revelam maior frequência/dependência face ao jogo, têm uma taxa de resposta mínima (1.2%). Desta forma, é notória uma baixa variabilidade nas respostas dos sujeitos, facto que justifica o ajustamento ao modelo ser sofrível e os valores obtidos, tal como sucedeu no artigo original (Lemmens et al., 2015).

Tabela 12. Distribuição de respostas na IGDS9-SF ( $n=169$ ), número e frequência.

Escala de resposta	n	%
0 = Nunca	136	80.5
1 = Uma a quatro vezes	17	10.1
2 = Cinco a onze vezes	5	3.0
3 = Uma a três vezes por mês	7	4.1
4 = Uma vez ou mais por semana	2	1.2
5 = Todos os dias ou quase todos os dias	2	1.2
Total	169	100

Quanto à saturação dos coeficientes padronizados na AFC, todos eles obtiveram saturações significativas ( $S.E. \leq .05$ ), tal como sucedeu nos valores das estimativas padronizadas. As covariâncias padronizadas apresentam valores elevados e não mostraram uma melhoria de ajustamento quando se procede à correlação de erros. Os coeficientes de determinação ( $R^2$ ) variam entre .48 e .94, sendo valores adequados, pois quanto mais próximos os valores forem de 1 mais explicativo é o modelo e maior é o seu ajustamento à amostra (Montgomery, Peck & Vining, 2006) (Tabela 13).



Tabela 13. Coeficientes de determinação ( $R^2$ ), coeficientes não padronizados e padronizados e erro-padrão (S.E).

Itens	$R^2$	Coeficientes não padronizados	Coeficientes padronizados	Erro padrão (S.E)
Durante o último ano...				
1.teve alturas em que não conseguia pensar noutra coisa que não fosse o momento em que poderia jogar?	.84	1.00	.91	-
2.sentiu-se insatisfeito porque queria jogar mais?	.82	.99	.90	.04
3. sentiu-se muito infeliz por não poder jogar?	.79	.97	.89	.04
4. não conseguiu reduzir o tempo passado a jogar mesmo depois de outros o terem aconselhado repetidamente a fazê-lo?	.59	.84	.77	.06
5. jogou para evitar pensar em coisas desagradáveis?	.48	.76	.69	.04
6. teve discussões com outras pessoas sobre as consequências do seu comportamento de jogar?	.82	.99	.91	.04
7. escondeu aos outros a quantidade de tempo que passava a jogar?	.89	1.03	.94	.03
8. perdeu interesse em hobbies ou outras atividades porque jogar era a única coisa que queria fazer?	.85	1.01	.92	.03
9. teve conflitos graves com a família, amigos ou companheiro por causa do seu comportamento de jogar?	.94	1.06	.97	.04

Por fim, procedeu-se à análise de fiabilidade da escala em estudo, cujos resultados ( $\alpha=.90$ ) indicam excelente consistência interna, tendo como referência um alfa de *Cronbach*  $\geq .90$  (Pasquali, 2009). As correlações item-total variaram entre .53 e .83 e o valor de  $\alpha$  quando os itens são eliminados não aumenta, razão pela qual não se verifica a necessidade de ponderar a eliminação de nenhum deles. Os valores da média são baixos na generalidade, sendo os itens 5 e 1 os que apresentam uma média mais elevada (.53 e .39, respetivamente) e os itens 7 e 9 são os que apresentam os valores médios mais baixos (.11 em ambos). Os valores dos desvios-padrão de cada item são superiores às médias correspondentes, facto que continua a indicar a inexistência de uma distribuição normal (Tabela 14).

Tabela 14. Médias (*M*), desvios-padrão (*DP*), correlações item-total (*r*) e alfa de Cronbach quando o item é eliminado ( $\alpha$ ).

Itens	<i>M</i>	<i>DP</i>	<i>r</i>	$\alpha$ quando o item é eliminado
Durante o último ano...				
1.teve alturas em que não conseguia pensar noutra coisa que não fosse o momento em que poderia jogar?	.39	.96	.83	.88
2.sentiu-se insatisfeito porque queria jogar mais?	.35	.88	.70	.89
3. sentiu-se muito infeliz por não poder jogar?	.24	.79	.67	.89
4. não consegui reduzir o tempo passado a jogar mesmo depois de outros o terem aconselhado repetidamente a fazê-lo?	.22	.84	.54	.90
5. jogou para evitar pensar em coisas desagradáveis?	.53	1.04	.53	.91
6. teve discussões com outras pessoas sobre as consequências do seu comportamento de jogar?	.18	.67	.75	.89
7. escondeu aos outros a quantidade de tempo que passava a jogar?	.11	.59	.73	.89
8. perdeu interesse em hobbies ou outras atividades porque jogar era a única coisa que queria fazer?	.20	.72	.77	.88
9. teve conflitos graves com a família, amigos ou companheiro por causa do seu comportamento de jogar?	.11	.62	.73	.89
Total da IGDS9-SF	1.19	2.08	-	-

A AFC permitiu constatar que todos os itens da escala apresentam uma boa fiabilidade individual e que o modelo de qualidade de ajustamento apresentou índices ajustados. Verifica-se uma elevada concentração de respostas dos sujeitos em *Nunca*, que origina uma baixa variabilidade nas respostas. No entanto, a escala em estudo apresenta elevada fiabilidade, com resultados de  $\alpha=.90$  que indicam uma excelente consistência interna.

## VIII. Caracterização do jogo *online* por idade e por género

### VIII.1. Amostra

Considerando a totalidade dos sujeitos, ou seja, ambos os grupos que serviram para realizar as análises fatoriais exploratória e confirmatória, a amostra fica constituída por 326 sujeitos, cuja idade média é de 30.05 anos ( $DP = 11.43$ ). Verifica-se uma distribuição equilibrada de género com 168 mulheres (51.5%) e 158 homens (48.5%), comprovada pelo resultado obtido no teste de qui-quadrado ( $\chi^2(3)=6.64; p=.08$ ), que demonstra não existirem diferenças estatisticamente significativas.

Os sujeitos da amostra encontram-se distribuídos pelos 4 escalões etários anteriormente referidos (Tabela 15). O escalão etário que apresenta um maior número de sujeitos é o da década dos 20-30 anos ( $n=203$ ; 62.3%) e aquele que, inversamente, abrange um menor número é o dos 51 aos 59 anos ( $n=28$ ; 8.6%). No primeiro escalão, a idade média está próxima do limite superior de idades e nos restantes escalões (décadas dos 30, 40 e 50 anos) as médias indicam valores mais centrais, atendendo à amplitude de idades que cada escalão agrupa (Tabela 15).

Tabela 15. Médias ( $M$ ) e desvios-padrão ( $DP$ ) das idades dos sujeitos, número e frequência em cada escalão etário ( $n=326$ ).

	Escalão etário				Total
	A [20-30 anos]	B [31-40 anos]	C [41-50 anos]	D [51-59 anos]	
$n$	203	55	40	28	326
%	62.3	16.9	12.3	8.6	100
$M$	22.29	34.36	46.40	54.43	-
$DP$	2.14	2.85	2.96	2.92	-

Na Tabela 16, podemos observar que o escalão etário dos 20-30 anos é constituído maioritariamente por sujeitos do género feminino ( $n=114$ ; 56.2%). No escalão dos 41-50 anos, a distribuição é praticamente equitativa em termos de géneros havendo, no entanto, maior número de mulheres ( $n=21$ ; 52.5%). Contrariamente, nos escalões 31-40 anos e dos 51-59 anos, verifica-se a existência de maior número de sujeitos do género masculino ( $n=32$ ; 58.2% e  $n=18$ ; 64.3%, respetivamente).

Tabela 16. Número e frequência de sujeitos por género e escalão etário ( $n=326$ ).

Género	Escalão etário							
	A [20-30 anos]		B [31-40 anos]		C [41-50 anos]		D [51-59anos]	
	$n$	%	$n$	%	$n$	%	$n$	%
Feminino	114	56.2	23	41.8	21	52.5	10	35.7
Masculino	89	43.8	32	58.2	19	47.5	18	64.3
Total	203	100	55	100	40	100	28	100

Quanto ao estado civil da amostra, verificou-se que 69.6%

( $n=227$ ) dos sujeitos são solteiros, 5.2% ( $n= 17$ ) estão divorciados, existem 3 sujeitos viúvos (0.9%) e 79 sujeitos estão casados ou encontram-se a viver maritalmente (24.2%).

### VIII.2 Resultados na IGDS9-SF (escala politómica)

Analisámos as pontuações totais dos sujeitos, com a escala em formato *Likert* (0-5 pontos), por escalão etário. Relembramos que a pontuação máxima total que se pode obter na escala IGDS9-SF são 45 pontos, se o sujeito assinalar a resposta “5=Todos os dias ou quase todos os dias” em todos os itens. No entanto, a pontuação total máxima obtida foi de 9 pontos, conseguida apenas por 5 sujeitos da amostra (1.5%). Uma vez mais, verifica-se que a concentração de respostas em “0=Nunca” a todos os itens é bastante elevada ( $n=184$ ; 56.4%), seguindo-se a resposta “1=Uma a quatro vezes” como a segunda mais frequente ( $n=52$ ; 16%) (Tabela 17).

Tabela 17. Distribuição das pontuações totais da IGDS9-SF, com a escala de *Likert* (0-5 pontos), por escalão etário ( $n=326$ ).

Escalão etário	Pontuação										Total
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	
A [20-30 anos]	110	29	15	16	8	6	4	7	4	4	203
B [31-40 anos]	28	11	3	4	3	0	2	3	1	0	55
C [41-50 anos]	27	6	2	0	1	1	1	1	1	1	40
D [51-59 anos]	19	6	0	1	1	1	0	0	0	0	28
Total	184	52	20	21	13	8	7	11	5	5	326

Analisámos ainda as pontuações totais obtidas pelos sujeitos, com a escala em formato *Likert* (0-5 pontos), por género. O género feminino demonstra uma maior concentração na resposta “0=Nunca” a todos os itens ( $n=109$ ; 33.4%). Dos 5 sujeitos que obtiveram um resultado total de 9 pontos, 4 (1.2%) eram do género masculino (Tabela 18).

Tabela 18. Distribuição das pontuações totais da IGDS9-SF, com a escala de *Likert* (0-5 pontos), por género ( $n=326$ ).

Género	Pontuação										Total
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	
Feminino	109	28	7	11	4	2	1	3	2	1	168
Masculino	75	24	13	10	9	6	6	8	3	4	158
Total	184	52	20	21	13	8	7	11	5	5	326

Tendo em vista a comparação de respostas por grupo etário e género, realizámos uma ANOVA bifatorial. Existem diferenças significativas entre géneros ( $F(1,318)=6.37, p=.01$ ), comprovadas pelos testes *post-hoc* de *Tukey* ( $M=1.89; DP=2.55$  vs.  $M=.91; DP=1.78$ ) que revelam que a média do género masculino foi mais elevada que a do género feminino. Relativamente à idade não foram observadas diferenças estatisticamente significativas ( $F(3, 318)=2.21, p=.09$ ). De igual forma, não foi observada interação entre a idade e o género ( $F(3, 318)=0.44, p=.72$ ) (Tabela 19).

Tabela 19. Valores médios ( $M$ ) e desvios-padrão ( $DP$ ) por grupo etário e género, para a IGDS9-SF com a escala de *Likert* ( $n=326$ ).

Género	Escala etário							
	A [20-30 anos]		B [31-40 anos]		C [41-50 anos]		D [51-59anos]	
	$M$	$DP$	$M$	$DP$	$M$	$DP$	$M$	$DP$
Feminino	.98	1.81	.95	1.91	.76	1.72	.30	.48
Masculino	2.22	2.72	1.87	2.37	1.31	2.53	.83	1.54
Total	1.52	2.33	1.49	2.22	1.02	2.14	.64	1.28

Para analisarmos a presença de diferenças estatisticamente significativas entre géneros na IGDS9-SF, realizámos um teste *t-Student* cujo resultado  $t(325)=53.56$  ( $p=.00$ ) permitiu confirmar que o género masculino obtém pontuações significativamente mais elevadas.

As análises realizadas ao instrumento em estudo, permitiram concluir que os sujeitos mais jovens, com idades compreendidas entre os 20 e os 30 anos, são os que apresentam valores médios de resposta mais elevados. É de igual forma, neste escalão, que se verifica a existência de maior número de sujeitos com uma pontuação total de 9, que foi a máxima obtida pela amostra. O género feminino apresenta uma maior

concentração de respostas em “0=Nunca”, mas é o género masculino que predomina quer em termos de valores médios de resposta, quer em número de sujeitos cuja pontuação total obtida foi mais elevada.

### **IX. Caracterização dos dependentes do Jogo *Online* vs. não dependentes (escala dicotómica)**

De acordo com o DSM-5, a obtenção de uma pontuação na escala, a partir de respostas dicotómicas,  $\geq 5$  constitui o critério determinante para a existência de Perturbação de Dependência do Jogo *Online* (IGD). Como tal, quando o sujeito preenche cinco (ou mais) dos nove critérios, durante um período igual ou superior a 12 meses (APA, 2014) pode ser-lhe atribuído o diagnóstico de perturbação (Laconi et al., 2017; Lemmens & Hendriks, 2016; Lemmens, Valkenburg & Gentile, 2015).

Para analisar a percentagem de sujeitos dependentes do jogo, a escala de resposta foi transformada para dicotómica (0 = não cumpre o critério e 1=sim).

O número de sujeitos que cumprem o critério e, como tal, são dependentes são 36 (11%), sendo o valor médio na escala IGDS9-SF 6.77 ( $DP=1.33$ ). Destes 36 sujeitos dependentes, 9 (25%) são mulheres e 27 (75%) são homens, havendo disparidade entre géneros, comprovada pelo valor obtido no teste do qui-quadrado ( $\chi^2(1)=9.000, p=.00$ ). Relativamente ao género, as mulheres têm uma média de 6.89 ( $DP=1.37$ ) e os homens um valor médio 6.74 ( $DP=1.35$ ), sendo que as diferenças não são estatisticamente significativas ( $t(34)=.29, p=.77$ ).

Em termos de variáveis socioeconómicas, 28 (77.7%) dos sujeitos com dependência do jogo *online* são solteiros, 7 (19.4%) são casados e apenas 1 (2.7%) deles é divorciado. No que respeita às habilitações literárias 19 sujeitos (52.8%) mencionam ser estudantes, sendo que 1 (2.7%) tem um bacharelato, 7 (19.4%) deles frequentam uma licenciatura e 9 (25%) um mestrado.

Seguidamente analisámos, com a escala dicotómica, a incidência do número de sujeitos com uma pontuação na escala com valor igual

ou superior a 5 (dependentes), por escalão etário e género (Tabela 20). O escalão etário dos 20 aos 30 anos é aquele no qual existe maior número de sujeitos ( $n=25$ ; 69.4%) com uma pontuação  $\geq 5$  em oposição ao escalão da década dos 50 anos, no qual somente um sujeito do género masculino (2.8%) obteve uma pontuação de 5. Esta disparidade entre escalões foi avaliada por um teste *t-student*  $t(325)=30.43$  ( $p=.00$ ) que confirmou haverem diferenças estatisticamente.

Em todos os escalões etários se verifica que o género masculino é aquele que obtém maior número pontuações  $\geq 5$  ( $n=27$ ; 75%), sendo que o teste de qui-quadrado realizado permitiu confirmar a existência de diferenças estatisticamente significativas entre géneros ( $\chi^2(1)=11.41$ ;  $p=.00$ ).

A pontuação de 7 valores na escala foi aquela que maior número de vezes se registou ( $n=11$ ; 30.5%) e as pontuações de 8 e 9 foram as que menos vezes se registaram ( $n=5$ ; 13.9%) (Tabela 20).

Tabela 20. Número de sujeitos do conjunto das duas amostras ( $n=326$ ) com pontuação igual ou superior a 5 ( $n=36$ ) na escala IGDS9-SF, por escalão etário e género.

Pontuação	Escalão etário								Total
	A [20-30 anos]		B [31-40 anos]		C [41-50 anos]		D [51-59 anos]		
	F	M	F	M	F	M	F	M	
5	2	4	0	0	0	1	0	1	8
6	1	3	0	2	0	1	0	0	7
7	2	5	0	3	1	0	0	0	11
8	1	3	1	0	0	0	0	0	5
9	1	3	0	0	0	1	0	0	5
Total	7	18	1	5	1	3	0	1	36
Total por escalão etário	n=25 %=69.4		n=6 %=16.7		n=4 %=11.1		n=1 %=2.8		-

Para procedermos à comparação de respostas dos sujeitos dependentes por grupo etário e género (Tabela 21), realizámos uma ANOVA

bifatorial<sup>1</sup> ( $F(6,29) = 1.81, p=.13$ ), que revelou não existirem diferenças estatisticamente significativas. Constatou-se que o escalão mais jovem (20-30 anos) é aquele que apresenta uma média de respostas mais elevada ( $M=6.84; DP=1.40$ ), contrariamente ao escalão que engloba os sujeitos mais velhos (51-59 anos), no qual os resultados médios e os desvios-padrão não puderam ser calculados pois apenas um sujeito respondeu. Relativamente ao género, os homens obtiveram pontuações médias mais elevadas em todos os escalões (Tabela 21).

Tabela 21. Valores médios ( $M$ ) e desvios-padrão ( $DP$ ) por grupo etário e género, para as respostas dos 36 sujeitos dependentes, de acordo com a escala dicotómica.

Género	Escalão etário							
	A [20-30 anos]		B [31-40 anos]		C [41-50 anos]		D [51-59anos]	
	$M$	$DP$	$M$	$DP$	$M$	$DP$	$M$	$DP$
Feminino	6.71	1.49	a	b	a	b	a	b
Masculino	6.89	1.41	6.60	.55	6.67	2.08	a	b
Total	6.84	1.40	6.83	.75	6.75	1.70	a	b

<sup>a</sup> O valor médio não foi calculado porque nenhum sujeito ou apenas um respondeu.

<sup>b</sup> O valor do desvio-padrão não foi calculado porque nenhum sujeito ou apenas um respondeu.

Elaborou-se, ainda, um gráfico ilustrativo da frequência de sujeitos dependentes do Jogo *Online* ( $n=36$ ) por género, em função dos escalões etários, de forma a clarificar visualmente a discrepância existente entre o número de sujeitos do género feminino e masculino.

<sup>1</sup> A presente ANOVA bifatorial foi calculada englobando os escalões etários nos quais nenhum ou apenas um sujeito respondeu, facto que poderá levar a um enviesamento do resultado, dado que possivelmente se verificam diferenças estatisticamente significativas.



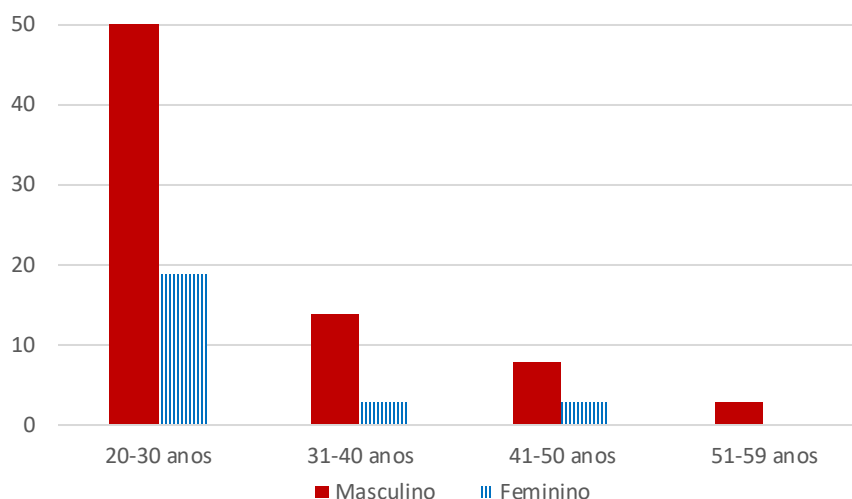


Gráfico 1. Frequência (%) de sujeitos dependentes do Jogo *Online* por gênero, em função dos escalões etários.

Conclui-se, portanto, que o gênero masculino predomina no que respeita ao cumprimento do critério para a atribuição do diagnóstico de IGD, sendo que o mesmo acontece no que respeita à faixa etária mais jovem da amostra (20-30 anos), na qual se verifica um maior número de sujeitos com pontuação  $\geq 5$  ( $n=25$ ; 69.4%).

## X. Análise da sensibilidade e discriminação dos itens

Após termos caracterizado os jogadores com dependência, ou seja, aqueles que pontuam  $\geq 5$  na escala, isto é, que preenchem cinco ou mais critérios do DSM-5, fomos examinar a sensibilidade e discriminação dos nove indicadores de diagnóstico. A sensibilidade é explicada pela proporção de jogadores dependentes que responderam positivamente (sim) a um item. Por outro lado, a especificidade é demonstrada pela proporção de jogadores não dependentes que assinalaram a resposta “0=Nunca” a um item. Idealmente, tanto a sensibilidade como a especificidade de um item devem ser elevadas, de forma a discriminar em falsos positivos e falsos negativos (Glaros & Kline, *cit in* Lemmens et al., 2015).

Na avaliação realizada aos 36 (11%) jogadores com dependência, de acordo com os critérios do DSM-5, os resultados médios foram 6.77,

( $DP = 1.33$ ).

A Tabela 22, mostra que os itens têm sensibilidade e especificidade adequadas (Glaros & Kline, 1988).

No geral, quando analisamos os jogadores em conjunto ( $n=326$ ), verificamos que o item em que há maior tendência para responder sim, independentemente do sujeito ser ou não dependente, é o item 5 (*jogou para evitar pensar em coisas desagradáveis*) (.33), pelo que este é o item com maior poder discriminativo entre dependentes e não dependentes. Contrariamente, o item com menor poder discriminativo entre jogadores com e sem dependência é o 9 (*teve conflitos graves com a família, amigos ou companheiro por causa do seu comportamento de jogar*) (.06) pois é aquele em que menor número de sujeitos respondeu positivamente.

A sensibilidade do item 9 foi a mais baixa de todos os itens, tal como sucedeu no estudo original, indicando que somente 47% de todos os jogadores dependentes tiveram conflitos graves com a família, com amigos, ou companheiro(a) por causa do seu comportamento de jogar. O item 2 (*sentiu-se insatisfeito porque queria jogar mais*), foi aquele cuja sensibilidade foi mais elevada, indicando que 92% dos jogadores dependentes sentem insatisfação porque queriam continuar a jogar, sendo aquele que melhor discrimina os sujeitos com dependência.

Por outro lado, a especificidade dos itens 7 (*escondeu aos outros a quantidade de tempo que passava a jogar*) e 9 (*teve conflitos graves com a família, amigos ou companheiro por causa do seu comportamento de jogar*) foram as mais elevadas o que indica que, embora não sendo dependentes, estes 290 jogadores afirmam que esconderam ou tiveram conflitos graves devido ao jogo, pelo que estes itens são os menos discriminativos. O item 5 (.73) foi aquele que obteve a especificidade mais baixa, pelo que é o mais discriminativo dos jogadores não dependentes.

Tabela 22. Sensibilidade (S) e Especificidade (E) dos 9 critérios para diagnóstico de IGD.

Critério/Item	Todos os jogadores (n=326)	Jogadores dependentes DSM-5 (n=36)	Jogadores não dependentes (n=290)
	Sim	Sensibilidade Sim	Especificidade Não
1. teve alturas em que não conseguia pensar noutra coisa que não fosse o momento em que poderia jogar	.23	.86	.85
2. sentiu-se insatisfeito porque queria jogar mais	.22	.92	.87
3. sentiu-se muito infeliz por não poder jogar	.12	.75	.96
4. não conseguiu reduzir o tempo passado a jogar mesmo depois de outros o terem aconselhado repetidamente a fazê-lo	.12	.72	.96
5. jogou para evitar pensar em coisas desagradáveis	.33	.83	.73
6. teve discussões com outras pessoas sobre as consequências do seu comportamento de jogar	.11	.69	.96
7. escondeu aos outros a quantidade de tempo que passava a jogar	.07	.64	1
8. perdeu interesse em hobbies ou outras atividades porque jogar era a única coisa que queria fazer	.12	.89	.97
9. teve conflitos graves com a família, amigos ou companheiro por causa do seu comportamento de jogar	.06	.47	1

Concluimos, portanto, que os itens parecem discriminar bem os sujeitos dependentes daqueles que, embora sejam jogadores, não cumprem critérios para diagnóstico de dependência. O item 2 é o que melhor discrimina os sujeitos que são dependentes do Jogo *Online* e o item 5 é o mais discriminativo dos jogadores não dependentes.

## XI. Discussão

A inclusão da Perturbação de Dependência do Jogo *Online* (IGD) no DSM-5 levou a um aumento do interesse, por parte dos investigadores, nesta temática, facto que se tem refletido no crescente número de investigações em torno desta perturbação. Daí decorrentes, as escalas que surgiram, baseadas nos 9 critérios de diagnóstico do DSM-5 (Pontes & Griffiths, 2016; Lemmens et al., 2015) originaram, de igual

forma, um crescente número de estudos sobre o desenvolvimento desta perturbação (Bargeron & Hormes, 2017), as áreas cerebrais envolvidas (Brand et al., 2016; Jin et al., 2016), as implicações e consequências daí decorrentes (Dong & Potenza, 2016), os sintomas (Kaptis et al., 2016), possíveis tratamentos e terapias (King et al., 2017), entre outros.

O presente estudo teve como principal objetivo explorar as propriedades psicométricas da versão portuguesa, na sua forma breve, da IGDS9-SF (Lemmens et al., 2015) numa amostra com idades compreendidas entre os 20 e os 59 anos.

A presente investigação resulta da necessidade de adaptar a presente escala para a população adulta portuguesa e de desenvolver novos estudos da IGSD9-SF com amostras mais alargadas.

A primeira etapa consistiu na realização uma Análise Fatorial Exploratória, embora no estudo original (Lemmens et al., 2015) tal procedimento estatístico não tenha sido realizado. Através deste procedimento foi possível encontrar a estrutura subjacente à matriz de dados (Brown, 2006 cit in Damásio, 2011) e a análise dos valores do *Kaiser-Meyer-Olkin (KMO)* e do Teste de Esfericidade de *Bartlett* garantiram a adequação dos dados ao processo de análise fatorial (Pasquali, 1999 cit in Damásio, 2011).

Os procedimentos e critérios de retenção fatorial apontaram para uma estrutura unifatorial. Este resultado permitiu a replicação da estrutura fatorial encontrada na versão original do instrumento. O fator encontrado (Dependência Jogo *Online*) explica 70.64% da variância total, sendo composto pelos 9 itens da escala, evidenciando uma excelente fiabilidade ( $\alpha = .93$ ). A estrutura fatorial obtida não apontou para a necessidade de eliminação de nenhum dos itens, pois o valor de  $\alpha$  quando os itens eram eliminados não aumentava, mantendo-se por essa razão os itens da versão original da escala.

A segunda etapa foi a realização de uma Análise Fatorial Confirmatória, com recurso ao Mplus 7, tal como sucede no estudo original da escala. Esta análise, permitiu observar se os valores dos índices de

ajustamento corroboravam o modelo inicialmente proposto. A qualidade de ajustamento do presente estudo ( $\chi^2/df$  (66.347/27) = 2.45; CFI = .98; RMSEA = .09), é semelhante à que foi obtida no estudo original (Lemmens et al., 2015:  $\chi^2/df$  (16/932) = 112.24; CFI = .98; RMSEA = .08), que tinha também um ajuste de modelo aceitável. Os pesos fatoriais dos itens apresentam-se adequados, bem como as fiabilidades individuais, pelo que os valores se encontram dentro do padrão normativo, tal como no estudo original (Lemmens et al., 2015).

A avaliação dos 36 jogadores com dependência, de acordo com os critérios do DSM-5 (M=6.77; DP=1.33), mostrou resultados próximos dos obtidos no estudo original (M=6.72; DP=1.44) (Lemmens et al., 2015).

No que respeita à análise da sensibilidade e especificidade dos itens da IGDS9-SF, de acordo com o DSM-5, concluímos que os mesmos parecem discriminar bem os sujeitos dependentes daqueles que, embora sejam jogadores, não cumprem critérios para o diagnóstico de dependência. O item 2 (sentiu-se insatisfeito porque queria jogar mais), é o que tem um maior poder discriminativo para os sujeitos que são dependentes do Jogo *Online*.

Quando comparado com o estudo de Pontes & Griffiths (2016), sobre a presente escala, na população adolescente portuguesa, podemos afirmar que os resultados obtidos pelo presente estudo mostraram que a escala é igualmente adequada para avaliar a presença desta perturbação nas faixas etárias seguintes (20-59 anos).

O estudo contém algumas limitações, as quais se devem ter em consideração futuramente de modo a que, em investigações posteriores possam ser superadas. Um dos aspetos que, na nossa opinião, deverá ser incluído é a existência de um ou mais primeiros itens ou questões para saber se o sujeito joga e assim poder distinguir de modo mais fácil e eficaz os sujeitos jogadores dos não jogadores. Os itens ou questões poderão ser os que compõem a escala MTUAS (Costa et al., 2016) relativamente ao jogo, critério que adotámos para a escolha dos sujeitos

da amostra deste estudo. Outras potenciais limitações poderão ser as idades dos sujeitos se situam maioritariamente entre os 20 e 30 anos, facto pelo qual consideramos importante realizar uma replicação deste mesmo estudo, mas numa amostra com uma menor amplitude de idades (por exemplo, em sujeitos na faixa etária entre os 10 e os 20 anos). A estrutura fatorial da IGDS9-SF deverá continuar a ser replicada, com vista a alcançar uma melhor estrutura na qual esteja representada, de forma mais ajustada, a população portuguesa.

O presente estudo contribui para o desenvolvimento da investigação existente no que se refere à Dependência do Jogo *Online*, sobretudo em Portugal, possibilitando uma visão mais realista quanto à utilização e níveis de dependência causados por esta atividade na população adulta nacional. Concluiu-se que o género masculino e os sujeitos mais jovens da amostra (20-30 anos) predominam no que respeita ao cumprimento do critério para a atribuição do diagnóstico da Perturbação de Dependência do Jogo *Online* (pontuação total  $\geq 5$ ), facto que coincide com o que é reportado na literatura já existente sobre esta temática (Brunborg et al., 2014; Kaptsis et al., 2016; King et al., 2017; King & Delfabro, 2014; Laconi et al., 2017; Lemmens & Hendriks, 2016; Snodgrass et al., 2014; Yeh et al., 2017).

### Referências

- Aguinis, H., & Joo, H. (2015). Debunking myths and urban legends about how to identify influential outliers. In C.E. Lance and R.J. Vandenberg (Eds.), *More statistical and methodological myths and urban legends*. pp. 206-223. New York: Routledge.
- American Psychiatric Association (2014). *DSM-5: Manual Diagnóstico e Estatístico de Transtornos Mentais*. 5ª ed. Porto Alegre: Artmed.
- Barger, A. & Hormes, J. (2017). Psychosocial correlates of internet gaming disorder: Psychopathology, life satisfaction, and impulsivity. *Computers in Human Behavior*, 68, 388-394.

- Brand, M., Young, K. S., Laier, C., Wöfling, K., & Potenza, M. N. (2016). Review article: Integrating psychological and neurobiological considerations regarding the development and maintenance of specific Internet-use disorders: An Interaction of Person-Affect-Cognition-Execution (I-PACE) model. *Neuroscience And Biobehavioral Reviews*, 71, 252-266.
- Brown, T. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York: Guildford.
- Brunborg, G.S, Mentzoni, R.A, Frøyland, L.R. (2014). Is video gaming, or video game addiction, associated with depression, academic achievement, heavy episodic drinking, or conduct problems? *Journal of Behavioral Addictions*. 3 (1) 27–32.
- Damáσιο, B. (2012). Uso da análise fatorial exploratória em psicologia. *Avaliação Psicológica*. 11, 2, 213-228
- Dong, G., & Potenza, M. N. (2016). Risk-taking and risky decision-making in Internet gaming disorder: Implications regarding online gaming in the setting of negative consequences. *Journal of Psychiatric Research*, 73, 1-8.
- Esposito, N. (2005). A Short and Simple Definition of What a Videogame Is. DiGRA: Changing Views: Worlds in Play, 2005. International Conference.
- Field, A. (2009). *Discovering Statistics using SPSS* (3ª ed.). London, England: Sage Publications, Inc.
- Glaros, A. G., & Kline, R. B. (1988). Understanding the accuracy of tests with cutting scores: The sensitivity, specificity, and predictive value model. *Journal of Clinical Psychology*, 44, 1013-1023.
- Griffiths, M.D., Király, O., Pontes, H.M. & Demetrovics, Z. (2014). *An overview of problematic gaming*. In Starcevic, V. & Aboujaoude, E. (Eds.), *Mental health in the digital age: Grave dangers, Great promise*. Oxford: Oxford University Press, pp. 27–45.
- Hair, J.F., Black, W.C., Babin, B.J., Anderson, R.E. & Tatham, R.L. (2009). *Análise multivariada de dados*. 6ªed. Porto Alegre: Bookman.
- Hu, L. & Bentler, P. (1999). Cutoff criteria for fit indices in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1-55.

- Jin, C., Zhang, T., Cai, C., Bi, Y., Li, Y., Yu, D., & Yuan, K. (2016). Abnormal prefrontal cortex resting state functional connectivity and severity of internet gaming disorder. *Brain Imaging And Behavior*, 3, 71-9.
- Kaptsis, D., King, D., Delfabbro, P. & Gradisar, M. (2016). Withdrawal symptoms in internet gaming disorder: A systematic review. *Clinical Psychology Review*, 43, 58-66.
- King, D., Delfabbro, P., Wu, A., Doh, Y., Kuss, D., Pallesen, S., Mentzoni, R., Carragher, N. & Sakuma, H. (2017). Treatment of Internet gaming disorder: An international systematic review and CONSORT evaluation. *Clinical Psychology Review*, 54, 123-133.
- King, D. L., & Delfabbro, P. H. (2014). The cognitive psychology of Internet gaming disorder. *Clinical Psychology Review*, 34, 298-308.
- Kline, R. B. (2005). *Principles and Practice of Structural Equation Modelling* (2<sup>a</sup> ed.). New York: Guilford Press.
- Laconi, S., Pirès, S., & Chabrol, H. (2017). Internet gaming disorder, motives, game genres and psychopathology. *Computers in Human Behavior*, 75, 652-659.
- Lee, J., Lee, S., Chun, J.W., et al. (2015). Compromised prefrontal cognitive control over emotional interference in adolescents with Internet Gaming Disorder. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 18, 661–668.
- Lemmens, J. S., & Hendriks, S. J. (2016). Addictive Online Games: Examining the Relationship Between Game Genres and Internet Gaming Disorder. *Cyberpsychology, Behavior & Social Networking*, 19(4), 270-276.
- Lemmens, J. S., Valkenburg, P. M., & Gentile, D. A. (2015). The Internet Gaming Disorder Scale. *Psychological Assessment*, 27(2), 567-582.
- Mário R. Simões (1995). Investigações no âmbito da Aferição Nacional do Teste das Matrizes Progressivas Coloridas de Raven (M.P.C.R). Tese de doutoramento em Psicologia (Avaliação Psicológica. Faculdade de Psicologia e de Ciências da Educação da Universidade de Coimbra.
- Marôco, J. (2014). *Análise Estatística com o SPSS Statistics* (6<sup>a</sup> ed.). Sintra, Portugal: Report Number.



- Marôco, J. (2010). *Análise de equações estruturais: Fundamentos teóricos, software & aplicações*. Sintra, Portugal: Report Number.
- Meyers, L., Gamst, G., & Guarino, A. (2013). *Applied multivariate research: design and interpretation* (2<sup>nd</sup> ed.) Los Angeles, CA: SAGE Publications, Inc.
- Montgomery, D. C.; Peck, E. A. & Vining, G. G. (2006). *Introduction to linear regression analysis* (3<sup>rd</sup> ed.) Wiley-Interscience.
- Muthén, L.K. & Muthén, B.O. (2012). *Mplus user's guide* (7<sup>a</sup>ed.). Los Angeles: Muthén & Muthén.
- Pallant, J. (2011). *SPSS Survival Manual - A step by step guide to data analysis using SPSS for Windows 10* (4<sup>a</sup>ed). Philadelphia: Open University Press.
- Pasquali, L. (2009). *Psicometria. Revista da Escola de Enfermagem da USP*, 43(Esp.), 992-999.
- Pestana, M. H. & Gageiro, J. N. (2008). *Análise de Dados para Ciências Sociais. A complementaridade do SPSS*. (5<sup>a</sup> ed.). Lisboa: Edições Sílabo.
- Pierce, G., Sarason, I., & Sarason, B. (1991). General and relationship-based perceptions of social support: are two constructs better than one? *Journal of Personality and Social Psychology*, 61 (6), 1028-1039. doi: 10.1037/0022-3514.61.6.1028
- Pontes, H. M., & Griffiths, M. D. (2016). Portuguese validation of the Internet Gaming Disorder Scale–Short-Form. *CyberPsychology, Behavior & Social Networking*, 19(4), 288-293.
- Rosen, L. D., Whaling, K., Carrier, L. M., Cheever, N. A., & Rökkum, J. (2013). The Media and Technology Usage and Attitudes Scale: An empirical investigation. *Computers in Human Behavior*, 29(6), 2501–2511.
- Sioni, S., Burlison, M. & Bekerian, D. (2017). Internet gaming disorder: Social phobia and identifying with your virtual self. *Computers in Human Behavior*, 71, 11-15.
- Snodgrass, J.G., Lacy, M.G., Dengah II, H.J., et al. (2014). A vacation from your mind: problematic online gaming is a stress response. *Computers in Human Behavior*, 38, 248–260.
- Stetina, B.U., Kothgassner, O.D., Lehenbauer, M., et al. (2011).

Beyond the fascination of online-games: probing addictive behavior and depression in the world of online-gaming. *Computers in Human Behavior*, 27, 473–479.

Stevens, J. (2012). *Applied Multivariate Statistics for the Social Sciences* (5th ed.). New York, NY: Routledge.

Stroud, M.J, Whitbourne, S.K. (2015). Casual video games as training tools for attentional processes in everyday life. *Cyberpsychology, Behavior and Social Networking*, 18, 654–660.

Tabachnick, B. G. & Fidell, L. S. (2007). *Using Multivariate Statistics* (5th. ed.). Boston: Allyn and Bacon.

Watkins, M.W. (2006). Determining Parallel Analysis Criteria. *Journal of Modern Applied Statistical Methods*, 5(2). 344-346.

Weinstein, A., Livny, A. & Weizman, A. (2017). New developments in brain research of internet and gaming disorder. *Neuroscience & Biobehavioral Reviews*, 75, 314-330.

Yeh, Y., Wang, P., Huang, M., Lin, P., Chen, C., & Ko, C. (2017). The procrastination of Internet gaming disorder in young adults: The clinical severity. *Psychiatry Research*, 254, 258-262.

## **Artigo II**

Utilização e atitudes relativas às TIC como fator protetor ou promotor de sintomatologia depressiva, tendo como variável moderadora a auto-compaixão

## **Utilização e atitudes relativas TIC às como fator protetor ou promotor de sintomatologia depressiva, tendo como variável moderadora a autocompaixão**

### **Resumo:**

O envelhecimento populacional é, atualmente, um dos fenómenos demográficos mais importantes da sociedade moderna. Sabe-se que a população com mais de 65 anos tem vindo a aumentar nas últimas décadas, consequência do aumento da esperança média de vida (Veríssimo, 2014). Como tal e atendendo às variáveis que pretendíamos englobar no nosso estudo, considerámos que seria pertinente ter como população-alvo sujeitos com idade igual ou superior a 60 anos. Os fatores que motivaram esta escolha relacionam-se com o facto desta faixa etária populacional ter uma elevada representação, bem como por ter sido, ainda menos investigada no que às Tecnologias de Informação e Comunicação (TIC), Depressão e Autocompaixão diz respeito.

Através desta investigação, com uma amostra de 427 sujeitos com idades compreendidas entre os 60 e os 94 anos, propusemo-nos tentar perceber de que forma a utilização das TIC poderá constituir um fator de proteção ou de promoção da depressão, que constitui a patologia psiquiátrica mais frequente em pessoas com idade superior a 60 anos. Sabendo que a depressão se trata de um problema de saúde pública, importante não só pela sua prevalência, mas também por estar associada ao aumento do risco de suicídio e à diminuição das capacidades física, cognitiva e social (Taylor, 2014), considerámos fundamental perceber a interação existente entre as variáveis mencionadas. Por outro lado, a pertinência de incluir a autocompaixão como variável moderadora reside no facto desta ser perspectivada, por alguns autores, como uma estratégia de regulação emocional (Neff, 2011) e, quando presente, estar inversamente associada a níveis reduzidos de psicopatologia (Barnard & Curry, 2011).

Os resultados mostraram que menores níveis de autocompaixão estão associados a maiores níveis de depressão e que quanto maior for a utilização das TIC e a atitude positiva face às mesmas menores são os níveis de depressão. Embora a autocompaixão seja a variável que se apresenta como a mais protetora da depressão, a utilização das TIC parece contribuir também com um efeito protetor.

**Palavras-chave:** Depressão, Tecnologias de Informação e Comunicação, Autocompaixão, Idosos e Moderação

## **Use and attitudes related to ICT as a protective factor or promoter of depressive symptomatology, having the self-compassion as a moderating variable**

### **Abstract:**

Population ageing is one of the most important demographic phenomena in modern society. It is known that the population over 65 has been in the last decades, as a consequence of the increase of the average life-span (Veríssimo, 2014). As such and considering the variables that we intended to include in our study, we considered that it would be interesting to have as target population subjects aged 60 or over. The factors that motivated this choice are related to the fact that this age group has a high representation, as well as to have been even less investigated as to Information and Communication Technologies (ICT), Depression and Self-compassion is about.

Through the following investigation, with a sample of 427 subjects between the ages of 60 and 94, we proposed to try to understand how use of ICT could be a protecting or promoting factor depression symptoms, which is the most frequent psychiatric condition in people of age over 60 years. Knowing that depression is a public health problem, important not only because of its prevalence but also because it is

associated with an increased risk of suicide and a decrease in physical, cognitive and social capacities (Taylor, 2014), we considered it essential to perceive the interaction between the mentioned variables. On the other hand, the relevance of including self-compassion as a moderating variable it becomes in the fact that it is perceived by some authors as a strategy of emotional regulation (Neff, 2011) and when it exists at high levels is inversely associated with reduced levels of psychopathology (Barnard & Curry, 2011).

The results showed that lower levels of self-compassion are associated with higher levels of depression and that the higher the use of ICT and positive attitude towards the same the lower will be the levels of depression. Although self-compassion is the variable that is the most protective of depression, the use of ICTs also seems to contribute with a protective effect.

**Key-words:** Depression, Information and Communication Technologies, Self-compassion, Elderly and Moderation

## Índice

Introdução.....	50
I. Enquadramento conceptual.....	51
1.1. Depressão. ....	51
1.2. Autocompaixão.....	53
1.3. Tecnologias de Informação e Comunicação nos idosos .....	57
II. Objetivos e hipóteses do estudo .....	60
III. Metodologia .....	61
3.1. Participantes .....	61
3.2. Instrumentos .....	64
- <i>Media and Technology Usage and Attitudes Scale (MTUAS)</i> ... 64	
- Escala de Auto-Compaixão (SELFCS) .....	66
- Escala de Depressão Geriátrica de Yesavage (GDS-15).....	67
- <i>Social Media Disorder Scale (SMD)</i> .....	68
- <i>Internet Gaming Disorder Scale (IGDS9-SF)</i> .....	68
3.3. Procedimentos .....	69
3.4. Estratégia Analítica .....	70
IV. Resultados .....	73
4.1. Análise preliminar dos dados .....	73
4.2. Estatísticas descritivas das respostas aos instrumentos .....	74
4.3. Diferenças de acordo com o género. ....	80
4.4. Diferenças de acordo com o escalão etário.....	82
4.5. Estudo das relações entre utilização e atitudes relativas às TIC e a depressão.....	83
4.6. Estudo da não utilização das TIC e das atitudes negativas em relação às mesmas quanto preditoras de depressão.....	84

	49
4.7. Análise dos efeitos de moderação.....	85
V. Discussão.....	90
VI. Conclusões .....	93
VII. Referências .....	95



## Introdução

O envelhecimento da população é um dos fenómenos demográficos mais importantes da atualidade na sociedade moderna. Considerando o aumento da esperança média de vida e o decréscimo da taxa de natalidade que se tem verificado nos últimos anos, o envelhecimento populacional tenderá a agudizar-se (Veríssimo, 2014). Todavia, envelhecer continua a ser uma etapa temerosa mesmo apesar dos crescentes recursos que surgem para a prevenir e retardar doenças (Schneider & Irigaray, 2008).

Durante o processo de envelhecimento o sujeito enfrenta múltiplas alterações decorrentes da passagem do tempo, não só a nível físico, mas também a nível psicológico e social. Desta forma, surgem múltiplos desafios que terá que ser capaz de enfrentar, tornando-se necessário adaptar-se e reajustar-se (McCall & Kintziger, 2013). Estas alterações e desafios podem levar a que os sujeitos fiquem mais vulneráveis a nível psicológico e, como tal, haja maior propensão para o surgimento de sintomatologia depressiva (Fiske, Wetherell & Gatz, 2009).

Após a aposentação, as relações sociais tendem a diminuir situação que, quando associada a outros fatores importantes tais como: o apoio familiar, as capacidades físicas e intelectuais e a saúde, que tendem a deteriorar-se, contribuem para o desenvolvimento de sintomatologia depressiva. À medida que esta sintomatologia vai surgindo e se vai instalando provoca inúmeras consequências negativas, tendo um forte impacto na qualidade de vida do sujeito (Taylor, 2014).

Alguns estudos afirmam que, a utilização das TIC por parte desta faixa etária atenua a diminuição das interações sociais, permitindo aos sujeitos manter ou até aumentar a sua rede de contactos. Por outro lado, contribui positivamente para a manutenção da qualidade de vida dos sujeitos e, como tal, previne o surgimento de estados depressivos na população idosa (Meneses, Garcia, Abreu & Paulin, 2016; Cotten, Anderson & McCullough, 2013; Sum, Mathews, Hughes & Campbell, 2008).

Importa ainda referir que, embora o número de investigações sobre a autocompaixão nos idosos seja diminuto, os estudos evidenciam que a autocompaixão constitui um elemento protetor de sintomatologia depressiva, dado que leva à diminuição de sentimentos de separação e de afastamento proporcionando um aumento de sensações de ligação e de conexão com os outros (Neff, 2011). É ainda mencionada como tendo um potencial de regulação das emoções, ajudando o sujeito a aceitar-se a si próprio e às alterações que vai experienciando (Castilho & Pinto-Gouveia, 2011; Gilbert, 2009).

Desta forma, o presente estudo pretende analisar a relação entre a utilização e atitudes relativas às TIC e a sintomatologia depressiva moderada pela autocompaixão, em sujeitos a partir dos 60 anos.

## **I. Enquadramento conceptual**

### **1.1. Depressão**

A depressão, de acordo com a DSM-5, caracteriza-se pela presença de anedonia, humor deprimido, perda de interesse e prazer, alteração do sono e apetite, fadiga, entre outros sintomas psicossomáticos (APA, 2014).

Atualmente sabe-se que, aproximadamente 350 milhões de pessoas sofrem ou já sofreram de depressão e que esta afeta cerca de 7% da população mundial (Pereira & Saraiva, 2014).

Esta perturbação do humor tem um forte impacto, de carácter negativo, na qualidade de vida relacionada com a saúde dos sujeitos e na qualidade de vida em geral (Coulehan, Schulberg, Block, Madonia, & Rodriguez, 1997).

As perturbações do humor são mais comuns em idosos, sendo responsáveis pela perda de autonomia e pelo agravamento de quadros psicopatológicos pré-existentes. A depressão é a perturbação de humor mais frequente, estando “associada ao maior risco de morbilidade e de

mortalidade, ao aumento na utilização dos serviços de saúde, à negligência no autocuidado, à adesão reduzida aos regimes terapêuticos e maior risco de suicídio” (Paradela, Lourenço & Veras, 2005, p. 919).

No caso dos idosos, os sintomas apresentam-se de forma atípica, através da menor verbalização emocional, da perda de autonomia, da capacidade funcional e da esperança (Fiske, Wetherell & Gatz, 2009).

Embora frequentemente alvo de subdiagnóstico, a depressão representa um quadro clínico com elevada prevalência na população geral, estando muitas vezes associada a uma deterioração grave do funcionamento físico e social (McQuaid, Stein, Laffaye, & McCahill, 1999; Simon, Ormel, VonKorff, & Barlow, 1995).

A presença de sintomatologia depressiva é uma importante componente na avaliação global do idoso. Uma das características da depressão em idosos é que, frequentemente, ela surge num contexto de associação com outra(s) doença(s) crónica(s), isolamento social e comprometimento da qualidade de vida (Yusif, Soar & Hafeez-Baig, 2016; Carvalho, 2010).

Alguns estudos realizados com idosos concluíram que existem diferenças significativas entre a prevalência de depressão em idosos não ativos e idosos ativos, existindo uma associação positiva entre a prática regular de exercício físico, de tarefas de aprendizagem ou de lazer e a existência de menor número de casos de depressão (Minghelli et al., 2013). A existência e manutenção de um estilo de vida física e mentalmente ativo permite aos sujeitos manterem ou adquirirem uma perspectiva mais otimista, quer face ao futuro, quer em relação a si mesmos (Teychenne, Ball & Salmon, 2008). Todavia, embora a ênfase atualmente colocada na atividade física como fator preventivo e redutor da depressão seja crescente, continua a não constituir uma das *guidelines* para o tratamento, pelo que não é uma das estratégias usadas recorrentemente na prática clínica (Bastos, Ferreira & Guerra, 2014).

De acordo com Butler et al. (2006), a Terapia Cognitivo-Comportamental (TCC) é o modelo psicoterapêutico mais consistente para

o tratamento da depressão, sendo que em idosos, a TCC é apontada como igualmente eficaz, apresentando melhorias acentuadas em sintomas depressivos, ansiosos e na saúde mental em geral.

Quando procuramos a existência de variáveis que possam contribuir para o atenuar da sintomatologia depressiva, encontramos vários estudos que indicam a autocompaixão como fator protetor da mesma. Um exemplo disto é o estudo de Körner et al. (2015), sobre o papel da autocompaixão na sintomatologia depressiva, cujos resultados demonstraram que a autocompaixão está relacionada com o aumento do bem-estar psicológico e, conseqüentemente com menores níveis depressivos, concluindo que a autocompaixão constitui um fator protetor da depressão. De igual forma, no estudo Chung (2016), os resultados mostram que a autocompaixão está associada a uma diminuição da depressão e que esta pode, inclusivamente, de acordo com Diedrich, Grant, Hofmann, Hiller, & Berking (2014) ser vista como uma estratégia útil de regulação emocional na Perturbação Depressiva *Major*.

## 1.2. Autocompaixão

O vocábulo compaixão tem origem no latim *compati*, que significa *sofrer com*, tendo sido definido por Dalai-Lama (1995) como uma “sensibilidade ao próprio sofrimento e ao sofrimento dos outros, com um profundo compromisso de tentar aliviá-lo” (p.12), adotando uma postura de abertura à experiência do sofrimento do Eu (*self*) e dos outros, através de uma atitude não defensiva e de não julgamento.

A atitude compassiva implica a existência de compreensão relativamente aos outros e às falhas ou erros cometidos pelos mesmos, percecionando o comportamento humano como passível de falhas (Neff, 2011).

A compaixão, enquanto competência, pode ser adquirida por meio da aprendizagem, proporcionada pelos acontecimentos de vida de cada indivíduo (Germer & Neff, 2013).

Embora presente no pensamento filosófico oriental desde há vários séculos, o conceito de autocompaixão é, no entanto, relativamente recente na psicologia ocidental (Neff, 2003).

A atitude compassiva de um sujeito para consigo mesmo - autocompaixão - implica reconhecer que se é tão merecedor de compaixão como os outros o são. Para tal, existe a necessidade de ter a capacidade de tolerar o seu próprio sofrimento e experienciá-lo numa atitude carinhosa e calorosa, com verdadeira motivação para o diminuir. Desta forma, a autocompaixão proporciona um aumento de sensações de ligação e de conexão com os outros, levando a que sentimentos de separação e de afastamento diminuam (Neff, 2011).

Enquanto estratégia de regulação emocional, a autocompaixão demonstra estar relacionada com competências a diferentes níveis: empático e de sintonia com o estado emocional do próprio e do(s) outro(s) (Gilbert, 2006), bem como com a inteligência emocional, conceito que tem sido investigado, de forma crescente, na última década (Neff & Yarnell, 2012).

A autocompaixão, enquanto competência exige, de igual forma, uma atitude de simpatia e compreensão empática no que respeita às suas próprias experiências de vida. De acordo com Gilbert (2009), estas experiências devem ser vivenciadas sem julgamentos possibilitando, através de sentimentos calorosos, o surgimento de oportunidades de crescimento e mudança, bem como a adoção de comportamentos ativos de exploração e criatividade. Representa, assim, uma postura positiva em termos emocionais em relação a si mesmo, na qual coexistem sentimentos de bondade e carinho para consigo próprio (Castilho & Pinto-Gouveia, 2011), tendo por base o reconhecimento de características comuns e universais das experiências de vida, destacando sobretudo as semelhanças mais do que as diferenças com os outros.

Não consistindo numa representação cognitiva do *self* ou numa forma de autoavaliação do mesmo, a autocompaixão é um tipo de cons-

ciência aberta que abrange, de um modo geral, todos os aspetos da experiência individual e pessoal de cada pessoa. Como tal, requer que os indivíduos sejam capazes de reconhecer e sentir compaixão pelas suas experiências, facto que só é possível se estes conseguirem identificar-se com as suas próprias emoções e não realizarem comportamentos de evitamento ou repressão face aos seus sentimentos dolorosos (Neff & Vonk, 2009; Neff, 2003).

Neff (2003) define a autocompaixão como uma forma saudável de se auto-aceitar, que envolve abertura para o sofrimento e uma atitude de procura para o aliviar. A atitude auto-compassiva é conceptualizada como tendo três componentes principais, interdependentes e interagem entre si. Cada um destes componentes consiste em duas dimensões opostas: 1. bondade vs. auto-julgamento; 2. humanidade comum vs. isolamento e 3. *mindfulness* vs. sobreidentificação. A bondade (1.) é a capacidade que o sujeito tem para ser amável, compreensivo e apaziguador do seu próprio sofrimento, através de uma conversa interna motivacional, encorajadora e liberta de avaliações em vez de crítica e dura com o eu; a humanidade comum (2.) representa o entendimento face às próprias experiências como sendo parte de uma experiência humana partilhada, envolvendo o reconhecimento e aceitação da condição humana como imperfeita e de que não estamos sozinhos no nosso sofrimento, por oposição ao isolamento; e, por fim, o *mindfulness* (3.) que, contrariamente à sobreidentificação, se encontra associado à aceitação e abertura em relação ao próprio sofrimento, direccionando o foco atencional para a dor e para o sofrimento e não a para eliminação ou evitamento dos mesmos, favorecendo um equilíbrio emocional que permite enfrentar os problemas com objetividade (Germer & Neff, 2013).

Neff (2003) destaca o facto de que ser autocompassivo não implica que se seja autocentrado. Desta forma, a autora defende que a autocompaixão tem tendência a aumentar o sentimento de compadecimento e preocupação relativamente aos outros e à diminuição do julgamento de si próprio e, conseqüentemente, a um menor julgamento dos

outros.

A autocompaixão é sentida precisamente em fases mais negativas de vida e pode mesmo possibilitar ao sujeito uma maior capacidade de resiliência e estabilidade, independentemente dos resultados particulares (Neff & Vonk, 2009).

De acordo com os autores Castilho e Pinto-Gouveia (2011), a autocompaixão requer a existência de metacognição, de forma a possibilitar o reconhecimento das experiências de interação do *self* com os outros e a quebrar o ciclo da sobreidentificação. A autocompaixão é uma mentalidade de prestação de cuidados, direcionada ao próprio e aos outros, que recruta os sistemas cognitivo, motivacional e emocional específico (que tem na sua base a afiliação e vinculação) e que está associada ao cuidar, a emoções positivas (tranquilidade, bem-estar, simpatia e empatia), bem como a competências em termos de processamento social que permitem a identificação e análise das necessidades do *self* (Gilbert, 2005).

Segundo investigações recentes, a autocompaixão surge associada a um maior bem-estar e a maiores níveis de saúde mental (Barnard & Curry, 2011). Elevados níveis de autocompaixão têm surgido associados a maior satisfação com a vida, estratégias de *coping* mais adaptativas, maior inteligência emocional e sentido de maior conexão social estando, por outro lado, igualmente associada à tendência para menor autocríticismo, depressão, ruminação e supressão de pensamentos. Contrariamente, níveis de autocompaixão baixos têm-se revelado estar associados a depressão e ansiedade em maior grau (MacBeth & Gumley, 2012; Neff & Vonk, 2009).

Por fim, é ainda importante referir que, atendendo ao estudo de Allen & Leary (2014), a autocompaixão pode ser benéfica para os idosos visto que os ajuda a lidar com o processo de envelhecimento.

### **1.3. As Tecnologias de Informação e Comunicação e os Idosos**

O número de idosos está a aumentar rapidamente em todo o mundo, devido à redução da taxa de natalidade, à melhoria dos cuidados de saúde e às melhores condições de vida que prolongam a longevidade e, simultaneamente, promovem o aumento do número de idosos (Loipha, 2014; Erickson & Johnson, 2011).

À medida que os indivíduos envelhecem perdem, muitas vezes, o contacto com os membros da sua rede social devido a vários fatores: à reforma; à morte de amigos e familiares ou ao afastamento das pessoas; e ao tempo ou distância que tornam a comunicação difícil de manter. Essa falta de contacto está frequentemente associada ao declínio socioemocional, a sentimentos de isolamento social e ao aumento da solidão. A utilização das TIC pode contribuir para melhorar os resultados socioeconómicos, ajudando os idosos a superar o tempo e a distância, de forma a criarem ou manterem relacionamentos sociais, diminuindo assim o isolamento social e a solidão (Cotten, Anderson & McCullough, 2013; Sum, Mathews, Hughes & Campbell, 2008).

Sabe-se que a implementação de estratégias de inclusão digital e de atividades sociais, físicas, cognitivas e de lazer têm repercussões positivas na preservação e manutenção das capacidades físicas e cognitivas e na qualidade de vida dos idosos (Meneses et al., 2016).

Atualmente, a Internet e as TIC em geral, estão dissipadas por quase todo o mundo e constituem serviços de fácil acesso para a população em geral, funcionando como parte integrante da vida diária de milhões de pessoas, incluindo a população idosa. A Internet, por exemplo, é utilizada como um meio de comunicação eficaz, que auxilia na socialização e manutenção do contacto com os outros, fornece meios de aprendizagem e interação e torna possível a criação de novas atividades (Hasim & Salman, 2010).

Vários estudos demonstram os benefícios provenientes da inclusão digital para a população idosa (Sum et al., 2008; Ferreira et al.,



2008). A utilização das TIC permite ao idoso manter-se informado e em contacto com amigos e familiares, conhecer outras pessoas, participar em grupos sociais, promovendo a sua socialização e possibilitando novas alternativas para a realização de atividades quotidianas, como fazer compras e pesquisas pela internet (Vechiato & Vidotti, 2010 cit in Meneses, Garcia, Abreu & Paulin, 2016). Além disso, a Internet permite-lhes perceber as constantes mudanças nas sociedades mundiais, dá-lhes energia e motivação e leva a que se sintam mais jovens e integrados na sociedade, aumentando o seu círculo social (Loipha, 2014).

No entanto, apesar dos estudos mostrarem que a Internet produz melhores condições de vida e é necessária como um instrumento de aprendizagem, capaz de melhorar a qualidade de vida dos idosos no mundo moderno em que vivemos, na realidade, o número de idosos que tem acesso ou utiliza a Internet é bastante menor quando comparado com os outros grupos etários. Desta forma, torna-se essencial atenuar esta disparidade e promover uma maior acessibilidade e ajuda para que os idosos possam utilizar a Internet (Loipha, 2014). O estudo deste autor mostrou que a maioria dos idosos que usa a Internet são aqueles com idade menos avançada e são principalmente idosos do sexo masculino os utilizadores mais frequentes. Para o futuro dever-se-á ter em consideração que, a tendência do uso da Internet revela que, uma grande maioria dos idosos não mostrou qualquer interesse na utilização da mesma, sendo um dos principais motivos a falta de habilidade e de experiência prévia, dado que estes nunca a utilizaram. Outra razão prendia-se com a acessibilidade, dado que a maioria dos idosos não possui um computador e com o hábito de se manter informado por outros meios como a televisão, a rádio e os jornais (Yusif, Soar & Hafeez-Baig, 2016; Cresci, Yarandi & Morrell, 2010).

Para que se possa assistir a uma maior adesão dos idosos à utilização das TIC, é essencial informá-los e educá-los sobre os benefícios da sua utilização, pois a compreensão dos mesmos acerca desta temática poderá motivá-los a utilizar estes meios. A própria família poderá

desempenhar um importante papel, motivando-os e ajudando-os a iniciarem-se nesta aprendizagem (Loipha, 2014).

A utilização das TIC permite que os idosos entrem em contacto uns com os outros e que comuniquem com familiares e amigos de longa data (Nimrod, 2010 cit. in Cotten, et al., 2013). O *e-mail*, por exemplo, é um meio mais eficaz do que a comunicação pessoal ou por telefone para facilitar o contacto regular com as redes familiares e de amizade (Erickson & Johnson, 2011), e que tem vindo a ser substituído pelas redes sociais e outras aplicações tais como o *Facebook* e o *Skype* (Fischer et al., 2014; Raban & Brynin, 2006).

Inúmeras investigações indicam, não só, que o uso das TIC pode ajudar os idosos a manterem a socialização quer online quer offline, mas também a reduzir o impacto causado pela distância geográfica de idosos cujas famílias se encontram dispersas, utilizando a Internet como o principal meio de ligação intergeracional (Cotten et al., 2013; Erickson & Johnson, 2011). O uso das TIC revelou-se, de igual forma, enriquecedor da vida dos idosos isolados, levando a que os mesmos relatem menores níveis de *stress* vital percebido, um aumento da perceção de autoeficácia e menor sintomatologia depressiva (Erickson & Johnson, 2011; Swindell, 2008; Wright, 2000).

No entanto, embora minoritariamente, há alguns estudos que demonstram resultados contraditórios face ao que foi referido anteriormente. Por exemplo, de acordo com os autores Kraut et al. (1998) e Nie & Hillygus (2002) citados na investigação de Hogeboom, McDermott, Perrin, & Osman (2010) a utilização da Internet pode promover declínios na comunicação presencial com familiares e amigos, prejudicar a interação social com os membros da família ou mesmo levar à depressão e ao isolamento.

## II. Objetivos do estudo e hipóteses

O presente estudo tem como principais objetivos: compreender de que forma a utilização das TIC poderá constituir um fator protetor, ou contrariamente, promotor da depressão, em sujeitos com idade igual ou superior a 60 anos, visto que esta constitui a patologia psiquiátrica mais frequente nestas faixas etárias. Por outro lado, pretende-se perceber que influência poderá ter a autocompaixão enquanto moderadora da relação anterior, dado que alguns autores a mencionam como uma estratégia de regulação emocional (Neff, 2011) e afirmam que quanto mais autocompassivos forem os sujeitos mais se verificam, inversamente, níveis reduzidos de psicopatologia (Barnard & Curry, 2011).

Considerando o objetivo geral do estudo foram colocadas as seguintes hipóteses:

**H1:** Os participantes do género feminino reportam maiores níveis de depressão do que os do género masculino;

**H2:** Existem diferenças estatisticamente significativas nos níveis de depressão consoante a idade – Indivíduos do escalão etário F ( $\geq 71$  anos) reportam níveis mais elevados de depressão;

**H3:** Indivíduos com menores níveis de depressão utilizam mais frequentemente as TIC e apresentam uma atitude mais positiva em relação às mesmas;

**H4:** Indivíduos que evidenciam níveis de autocompaixão mais elevados reportam menores níveis de depressão;

**H5:** A não utilização das TIC e as atitudes negativas em relação às mesmas são preditores positivos de depressão;

**H6:** A utilização das TIC e atitudes positivas em relação às mesmas são preditoras negativas de depressão;

**H7:** A variável autocompaixão exerce um efeito moderador na relação entre utilização e atitudes relativas às TIC e a depressão.

### III. Metodologia

#### 3.1. Participantes

A amostra é constituída por 427 sujeitos com idades compreendidas entre os 60 e os 94 anos, que participaram de forma voluntária e anónima no preenchimento do protocolo de investigação.

Procedeu-se à recolha da amostra entre outubro de 2016 e março de 2017, sendo os sujeitos provenientes da população geral, de várias zonas do país.

Os sujeitos têm uma idade média de 70.53 anos ( $DP = 7.51$ ). No que respeita ao género dos participantes, verifica-se uma predominância do género feminino. Desta forma, 57,4% ( $n=245$ ) da amostra é constituída por mulheres e 42,6% ( $n=182$ ) por homens.

Os sujeitos da amostra foram organizados em dois escalões, de acordo com a faixa etária: 60-70 anos (E) e  $\geq 71$  anos (F). No primeiro escalão, a idade média indica um valor central da amplitude de idades que o escalão engloba, enquanto que no segundo escalão, a média de idades se situa mais próxima do limite superior do mesmo (Tabela 1).

Tabela 1. Médias ( $M$ ) e desvios-padrão ( $DP$ ) das idades dos sujeitos em cada escalão etário.

	Escalão etário	
	E [60-70 anos]	F [ $\geq 71$ anos]
$M$	65.15	77.51
$DP$	3.29	5.42

O escalão etário no qual estão concentrados maior número de participantes é o escalão dos 60-70 anos, com 241 sujeitos (56,4%), que correspondem a mais de metade da amostra total (Tabela 2).

Tabela 2. Número de sujeitos por escalão etário e respetivas frequências.

	Escalão etário		Total
	E [60-70 anos]	F [ $\geq 71$ anos]	
$n$	241	186	427
%	56.4%	43.6%	100%

Ambos os escalões etários são constituídos, maioritariamente, por

participantes do género feminino. O escalão dos 60-70 anos é composto por 144 sujeitos do género feminino e 101 do género masculino e o escalão com idades  $\geq 71$  anos, por 101 mulheres e 85 homens.

Os valores do qui-quadrado mostraram a inexistência de diferenças de género estatisticamente significativas em relação ao escalão etário ( $\chi^2(1)=1.27, p=.25$ ).

Quanto ao estado civil (Tabela 3), verificou-se que mais de metade da amostra é constituída por sujeitos casados ou que se encontram a viver em união de facto (66,3%), seguindo-se os sujeitos viúvos (23,4%). Através da análise do qui-quadrado foram encontradas diferenças significativas entre géneros no que respeita ao estado civil ( $\chi^2(5)= 43.64, p=.00$ ). O género feminino é mais representativo em todos os estados civis, à exceção do casado/a viver em união de facto, no qual se verifica a presença de maior número de homens ( $n=149$ ; 35%).

Tabela 3. Número de sujeitos por estado civil e respetivas frequências, de acordo com o género ( $n=427$ ).

	Género				Total	
	Feminino		Masculino			
Estado civil	<i>N</i>	%	<i>n</i>	%	<i>n</i>	%
Solteiro(a)	11	2.6	3	0.7	14	3.3
Casado(a) / União de facto	134	31.3	149	35	283	66.3
Divorciado(a)	17	4.0	13	3	30	7.0
Viúvo(a)	83	19.4	17	4	100	23.4
Total	245	57.3	182	42.7	427	100

No que respeita à profissão, 136 sujeitos disseram estarem reformados enquanto que, os restantes 291, independentemente de estarem ou não profissionalmente ativos, optaram por referir a profissão atual ou que haviam exercido antes da aposentação, facto pelo qual não se elaborou uma descrição exaustiva deste aspeto.

Relativamente ao nível educacional da amostra (Tabela 4) foi possível constatar que mais de metade da amostra, ou seja, 68,1% dos

sujeitos ( $n=291$ ) tem o nível básico de ensino, 12,9% ( $n=55$ ) tem o ensino secundário ou pós-secundário e 60 sujeitos (11,2%) frequentaram o ensino superior. Não responderam a esta questão 21 sujeitos. Os valores alcançados pelo teste do qui-quadrado evidenciaram a inexistência de diferenças de género estatisticamente significativas em relação ao nível educacional ( $\chi^2(8)= 9.98, p=.26$ ).

Tabela 4. Número de sujeitos por nível de escolaridade e respetivas frequências, de acordo com o género ( $n=427$ ).

Nível de escolaridade	Género				Total	
	Feminino		Masculino			
	<i>N</i>	%	<i>n</i>	%	<i>n</i>	%
Ensino Básico 1º ciclo	126	29.5	81	19	207	48.5
Ensino Básico 2º ciclo	18	4.2	18	4.2	36	8.4
Ensino Básico 3º ciclo	24	5.6	24	5.6	48	11.2
Ensino Secundário	23	5.4	17	4	40	9.4
Ensino Pós-secundário	10	2.3	5	1.2	15	3.5
Bacharelato	8	1.9	4	0.9	12	2.8
Licenciatura	24	5.6	17	4	41	9.6
Mestrado	0	0	4	0.9	4	0.9
Doutoramento	1	0.2	2	.5	3	0.7
Desconhecido	7	1.6	14	3.3	21	4.9
Total	241	56.3	186	43.7	427	100

As análises de qui-quadrado relativos aos escalões etários apontaram para a existência de diferenças estatisticamente significativas quer em relação ao nível de escolaridade ( $\chi^2(8)= 31.51, p=.00$ ), quer relativamente ao estado civil ( $\chi^2(5)= 32.55, p=.00$ ). Estes resultados sugerem que sujeitos com idades compreendidas entre os 60 e os 70 anos possuem um maior nível educacional, sendo que 7% dos sujeitos deste escalão tem uma licenciatura. Por outro lado, no que respeita o estado civil, o escalão etário dos 60 aos 70 anos tem maior número de sujeitos casados ou a viver em união de facto (41.9%) e divorciados (5.1%) e o escalão que engloba sujeitos com 71 anos ou mais apresenta uma percentagem superior de sujeitos viúvos (67%) (Tabela 5).

Tabela 5. Número e frequência de sujeitos por nível de escolaridade e estado civil, de acordo com os escalões etários ( $n=427$ ).

Nível de escolaridade	Escalão etário				Total	
	E [60-70 anos]		F [ $\geq$ 71 anos]		n	%
	n	%	n	%		
Ensino Básico 1º ciclo	91	21.3	116	27.2	207	48.5
Ensino Básico 2º ciclo	23	5.4	13	3.0	36	8.4
Ensino Básico 3º ciclo	32	7.5	16	3.7	48	11.2
Ensino Secundário	31	7.3	9	2.1	40	9.4
Ensino Pós-secundário	11	2.6	4	0.9	15	3.5
Bacharelato	9	2.1	3	0.7	12	2.8
Licenciatura	30	7.0	11	2.6	41	9.6
Mestrado	2	0.5	2	0.5	4	0.9
Doutoramento	2	0.5	1	0.2	3	0.7
<b>Estado civil</b>						
Solteiro(a)	7	1.6	7	1.6	14	3.3
Casado(a) / União de facto	179	41.9	104	24.4	283	66.3
Divorciado(a)	22	5.1	8	1.9	30	7.0
Viúvo(a)	33	7.7	67	15.7	100	23.4

### 3.2. Instrumentos

**Escala MTUAS** (*Media and Technology Usage and Attitudes Scale*) (Rosen, Whaling, Carrier & Rokkum, 2013)

A escala MTUAS consiste num instrumento de autorrelato que permite avaliar o uso das tecnologias de informação e das redes sociais (44 itens), conjuntamente com as atitudes em relação à tecnologia (16 itens) em adultos.

No estudo original foram definidas 11 subescalas relativas às dimensões do uso das redes sociais e às tecnologias de informação - *uso de smartphone* (9 itens), *uso geral das redes sociais* (9 itens), *pesquisa na Internet* (4 itens), *e-mail* (4 itens), *partilha nas redes sociais* (4 itens), *mensagens de texto* (4 Itens), *jogos no computador* (3 itens), *amizades online* (2 itens), *amizades no Facebook* (2 itens), *telefonemas* (2 itens) e *ver televisão* (2 itens) – e 4 subescalas em relação às atitudes - *atitudes positivas em relação às tecnologias* (6 itens), *ansiedade causada pela ausência de contacto com as tecnologias ou dependência de tecnologias* (3 itens), *atitudes negativas em relação à tecnologia* (3

itens) e *preferência pela troca de tarefas/multitasking* (4 itens).

Os primeiros 40 itens, respeitantes ao uso das tecnologias de informação e das redes sociais, são classificados de acordo com uma escala *Likert* de 10 pontos (1 *Nunca* - 10 *Todo o tempo*) que mede a frequência de utilização e os restantes 4 itens são medidos através de uma escala *Likert* de 9 pontos, que avalia o número de amizades online (1= *0 amigos* – 8= *751 ou mais amigos*). Os 16 itens relativos às atitudes em relação às tecnologias são classificados de acordo com uma escala *Likert* de 5 pontos (1 *Discordo fortemente* – 5 *Concordo fortemente*).

Os valores de *alfa de Cronbach* para as subescalas de uso encontram-se entre .61 e .97 e para as subescalas de atitudes entre .80 e .87.

Com vista à concretização do presente estudo foram selecionados itens específicos da escala do MTUAS tendo em consideração a idade dos sujeitos da amostra em estudo e a necessidade de reduzir a extensão do protocolo de investigação. Dentro da dimensão dos usos das redes sociais e tecnologias de informação foi selecionado 1 item da subescala *e-mail* (*Verificar o e-mail pessoal*), 3 itens da subescala *usos do smartphone* (*Enviar e receber mensagens de texto; Navegar na internet; Tirar fotografias*), 1 item da subescala *ver televisão* (*Ver espetáculos, filmes na televisão*), 1 da subescala *pesquisa na internet* (*Procurar informação na internet usando qualquer equipamento*) e 1 último item da subescala *jogos no computador* (*Jogar computador, consola ou smarphone*). Na dimensão relativa às atitudes foram selecionados 2 itens da subescala *atitudes positivas* (*Considero importante manter-me atualizado(a) em relação às últimas tendências nas tecnologias de informação; Sinto que me torno mais realizado(a) com as tecnologias de informação*), 1 item da subescala *atitudes negativas* (*As novas tecnologias de informação tornam a vida muito complicada*) e 1 da subescala *preferência pela troca de tarefas* (*Quando estou a fazer várias tarefas, prefiro ir saltando de uma para outra em vez de fazer uma de cada vez*).



Tabela 5a. Itens selecionados da escala MTUAS e alfas de *Cronbach*.

Itens	alfa
<b>Utilização genérica das TIC (Uso TIC)</b>	.85
2 - Verificar o e-mail pessoal	
5 - No telemóvel, enviar e receber mensagens de texto	
11 - No telemóvel, navegar na internet	
13 - No telemóvel, tirar fotografias	
19 - Ver espectáculos, filmes na televisão	
26 - Procurar informação na internet usando qualquer equipamento	
29 - Jogar no computador, consola ou smartphone	
<b>Redes sociais<sup>a</sup></b>	.89
32 - Aceder ao Facebook ou outras redes sociais?	
41 - Quantos amigos tem no Facebook?	
42 - Dos amigos do Facebook, quantos conhece pessoalmente?	
<b>Atitudes positivas</b>	.82
47 - Considero importante manter-me actualizado em relação às últimas tendências nas tecnologias da informação	
53 - Sinto que me torno mais realizado com as tecnologias da informação	
55 - As novas tecnologias da informação tornam a vida muito complicada <sup>b</sup>	
<b>Multitasking</b>	-
58 - Quando estou a fazer várias tarefas, prefiro ir saltando de uma para a outra em vez de fazer uma de cada vez	

<sup>a</sup> Os itens foram padronizados por terem métricas diferentes entre si;

<sup>b</sup> Item invertido.

Os sete itens selecionados para a utilização genérica das TIC obtiveram um alfa de *Cronbach* de .85. Para os três itens que ilustram a utilização das redes sociais o alfa de *Cronbach* foi de .89, neste caso por o item 32 ter uma métrica diferente (10 opções de resposta) dos itens 41 e 42 (8 opções de resposta) os itens foram padronizados antes e ser efetuado o seu somatório. Relativamente aos itens das atitudes, o alfa de *Cronbach* foi de .82, sendo que o item 55 foi invertido para que fosse obtida uma medida de atitudes positivas.

**Escala de Auto-Compaixão (SELFCS; Self Compassion Scale,** Neff, 2003; Tradução e adaptação de Castilho & Pinto-Gouveia, 2006). Esta escala é um instrumento de medida de auto-resposta com 26 itens organizados em 6 subescalas que avaliam as seguintes dimensões: 1. *Calor/compreensão* (ex.: “Sou tolerante com os meus erros e inadequações.”); 2. *Auto-Crítica* (ex.: “Desaprovo-me e faço julgamentos

*acerca dos meus erros e inadequações.”; 3. Condição Humana (ex.: “Tento ver os meus erros e falhas como parte da condição humana.”); 4. Isolamento (ex.: “Quando falho nalguma coisa importante para mim tendo a sentir-me sozinha no meu fracasso.”); 5. Mindfulness (ex.: “Quando alguma coisa dolorosa acontece tento ter uma visão equilibrada da situação.”) e 6. Sobre-identificação (ex.: “Quando alguma coisa dolorosa acontece tendo a exagerar a sua importância.”).*

Os itens são cotados numa escala de tipo *Likert* de 1 (*Quase nunca*) a 5 (*Quase sempre*). Na versão original, a cotação da escala é feita somando os totais das subescalas, sendo que são invertidos os totais das escalas negativas, obtendo-se um total de autocompaixão.

A versão original da escala apresentou muito boa consistência interna (.92) e estabilidade temporal muito elevada (.93). A versão portuguesa apresenta também boa consistência interna (.89) e estabilidade temporal elevada (.78).

Para o presente estudo foi utilizada a versão reduzida da escala, constituída por 12 itens, cujo alfa de *Cronbach* ( $\alpha=.85$ ) original demonstrou consistência interna adequada .

No presente estudo a escala curta obteve um valor alfa de *Cronbach* ( $\alpha=.80$ ) revelando uma fiabilidade aceitável (Pasquali, 2009; George & Mallery, 2003).

**Escala de Depressão Geriátrica de Yesavage** (*Yesavage Geriatric Depression Scale*) (Sheikh & Yesavage, 1986) com 15 itens (GDS-15) é uma versão curta da escala original (Sheikh & Yesavage, 1986). É utilizada no presente estudo como meio de deteção de depressão nos sujeitos da amostra, tendo sido escolhida por ser de fácil compreensão, de resposta rápida (dicotómica) e por apresentar as questões da escala mais significativas para deteção de depressão [7, 18, 19].

Em dez das questões da escala, a resposta positiva é cotada com 1 ponto (questão 2, 3, 4, 6, 8, 9, 10, 12, 14, 15) e as restantes cinco questões (1, 5, 7, 11 e 13) se respondidas negativamente são cotadas

com 1 ponto. A pontuação total é obtida através do somatório de todos os pontos, sendo que o resultado final se deverá situar entre os 0 e os 15 pontos. Se a pontuação total for superior a 5 considera-se que existe depressão. Dentro desse quadro, a depressão pode ser considerada ligeira se o somatório se encontra entre 6 e 10 ou grave se entre 11 e 15.

No estudo original, a escala apresentou boa consistência interna ( $\alpha=.83$ ) e na presente investigação a escala obteve um valor alfa de Cronbach ( $\alpha=.82$ ) revelando uma boa fiabilidade (Pasquali, 2009; George & Mallery, 2003).

**Social Media Disorder Scale (SMD)** (Eijnden, Lemmens & Valkenburg, 2016), que foi desenvolvida com objetivo de medir a dependência das redes sociais em adolescentes. Para o desenvolvimento do presente instrumento foram tidos em consideração os critérios de diagnóstico do Jogo Patológico da DSM-V. A versão curta engloba 9 itens de autorresposta, classificados de acordo com uma escala tipo *Likert* de 6 pontos (0 *Nunca* – 5 *Todos os dias ou quase todos os dias*).

No presente estudo foi utilizada apenas a questão 5 da escala (“No último ano negligenciou regularmente outras atividades, por exemplo passatempos, porque preferiu usar as redes sociais?”).

No estudo original, a versão curta obteve bons valores do *alfa de Cronbach* ( $\alpha = 0.76$ ) revelando uma fiabilidade adequada.

**Internet Gaming Disorder Scale (IGDS9-SF)** (Lemmens, Valkenburg, & Gentile, 2015). É uma ferramenta psicométrica curta que reflete os nove critérios principais que definem a Perturbação de Dependência dos Jogos na Internet (IGD). Avalia a gravidade desta Perturbação de Dependência e os seus efeitos prejudiciais, ao examinar o potencial disruptivo do jogo *online* na vida dos sujeitos, que vai ocorrendo ao longo de um período de 12 meses. As nove questões que compõem a IGDS9-SF são respondidas através de uma escala de frequência ordinal de 6 pontos: 0 (*Nunca*) a 5 (*Todos os dias ou quase todos os*

dias). As pontuações são obtidas pelo somatório das respostas, sendo que, quanto mais elevadas maior o grau de perturbação de dependência face ao jogo.

De acordo com o DSM-V, a perturbação de dependência do jogo *online* está presente somente quando o sujeito preenche cinco (ou mais) dos nove critérios, durante um período igual ou superior a 12 meses (APA, 2014). Como tal, todos os itens da escala IGDS9-SF foram precedidos pela afirmação: *Durante o último ano...*

No estudo original a escala curta obteve bons valores de alfa de Cronbach ( $\alpha = .87$ ) revelando uma fiabilidade adequada.

No presente estudo foi utilizada a questão 8 da escala (“*Durante o último ano perdeu interesse em hobbies ou outras atividades porque jogar era a única coisa que queria fazer?*”). No estudo de adaptação deste instrumento para a população adulta portuguesa (artigo I da presente dissertação) a consistência interna da escala, avaliada pelo *alfa de Cronbach*, revelou a existência de uma excelente fiabilidade ( $\alpha=.93$ ).

### 3.3. Procedimentos

No presente estudo procedeu-se à administração de um protocolo, que é parte integrante de um projeto de investigação mais alargado, que pretende estudar as relações entre a saúde, bem-estar subjetivo, socialização e utilização das tecnologias de informação e comunicação em sujeitos com idade igual ou superior a 60 anos, através de instrumentos de autorresposta.

A cada participante foram fornecidas as indicações relativas aos objetivos do presente estudo e foi-lhes, desde logo, assegurada confidencialidade, livre escolha para a participação, possibilidade de desistência do preenchimento, caso assim entendessem, sem daí advir qualquer consequência negativa e garantia da utilização dos dados obtidos unicamente para fins estatísticos, fazendo assim cumprir as recomendações éticas para projetos de investigação desta natureza. De referir

ainda que, foi distribuído a cada sujeito um certificado de participação no presente estudo, no qual estavam descritos os pontos anteriormente mencionados.

O protocolo inicia-se com questões biográficas, às quais se seguem as questões relacionadas com a utilização e atitudes face às TIC e sua importância para o sujeito, bem como as escalas relativas ao âmbito da saúde mental, relacionamento e integração social, auto-criticismo, autocompaixão, depressão e solidão.

O pedido aos sujeitos para colaborarem no presente estudo foi solicitado sobretudo pessoalmente, tendo alguns dos pedidos sido realizados via *email*. Os participantes realizaram o preenchimento do protocolo de investigação constituído por duas partes (C e D), que demorava cerca de 30 a 40 minutos.

As escalas do presente estudo encontravam-se numa plataforma *online*, que esteve disponível durante o período de recolha de dados.

A administração do protocolo foi realizada pelas investigadoras do estudo, que procederam à recolha da amostra quer na população geral (em diversas zonas do país), quer em sujeitos que se encontravam a frequentar universidades séniores, centros de dia e outras instituições de apoio e/ou ocupação. No caso destes últimos, as instituições foram previamente contactadas e concordaram que o protocolo fosse administrado nas suas aulas e/ou espaço institucional. Os sujeitos cuja participação foi realizada *online* foram contactados via *email* e igualmente esclarecidos sobre os objetivos do estudo.

Foram considerados os seguintes critérios de inclusão dos participantes: idade igual ou superior a 60 anos; compreensão das instruções e preenchimento da totalidade do protocolo (parte C e D).

### **3.4. Estratégia analítica**

A inserção de dados foi realizada *online* e as análises estatísticas foram efetuadas com recurso ao *Statistical Package for Social Sciences*

(SPSS), versão 22.0 para o Windows.

Concretizou-se, inicialmente, o estudo dos dados omissos por sujeito e por variável os quais apenas foram observados na escala de depressão, sendo que nenhum sujeito ou variável obteve mais de 10% de omissos (Allison, 2002). Os dados omissos tinham uma distribuição completamente aleatória (Little's MCAR test:  $\chi^2(140)=166,946, p=.06$ ) (Little, 1988) e foram estimados com o método de regressão (Rubin, 1987).

Seguidamente, procedeu-se à realização de estatísticas descritivas com vista à obtenção de medidas de tendência central (e.g. média) e de dispersão (e.g. desvio-padrão). Para melhor caracterizar a amostra foram ainda utilizados testes de qui-quadrado (Marôco, 2014).

A multicolinearidade foi analisada pelos valores da tolerância ( $> .10$ ) e de *VIF* ( $< 10$ ) (Field, 2009). A independência dos erros e autocorrelação foi observada através do teste estatístico de *Durbin-Watson*, considerando que  $d < 2$  indica a existência de autocorrelação positiva entre os resíduos (Field, 2009; Marôco, 2014).

A análise da normalidade dos dados foi realizada pelo teste de *Kolmogorov-Smirnov*, considerando como indicadores da presença de uma distribuição normal valores de  $p > .05$ , e pela análise dos coeficientes de assimetria (*skeweness*) e achatamento (*kurtosis*). O pressuposto da homocedasticidade foi averiguado pelo teste de *Levene*, segundo o qual valores de  $p \geq .05$  indicam que as variâncias são homogêneas (Marôco, 2014).

Após análises preliminares iniciaram-se os estudos descritivos das respostas dos sujeitos às variáveis em estudo (GDS-15; Dimensões do MTUAS e SELFCS). Esta caracterização foi realizada através dos valores das frequências, médias e desvios-padrão das respostas. Com o intuito de analisar a possível existência de diferenças significativas entre os géneros e entre escalões etários, no que respeita às variáveis em estudo, realizaram-se testes *t-Student* para amostras independentes. Considerou-se a existência de resultados estatisticamente significativos

quando  $p \leq .05$  (Marôco, 2010).

Para se estudar a relação entre as variáveis calcularam-se correlações adotando-se a convenção de Pestana e Gageiro (2008), que refere que um valor de  $r < .20$  indica uma correlação muito baixa;  $.20 < r < .39$  baixa;  $.40 < r < .69$  moderada;  $.70 < r < 0.89$  alta; e  $> .90$  muito alta. O estudo da relação entre itens específicos das escalas foi efetuado através de correlações de *Spearman*.

A consistência interna e a fiabilidade das escalas foram analisadas através do *alfa de Cronbach*, assumindo como aceitáveis valores  $> .70$  (Pasquali, 2009).

Tendo-se comprovado a adequação dos dados para a realização da regressão múltipla hierárquica, bem como a existência de correlações entre as variáveis em estudo, procedeu-se à análise de moderação.

Com a finalidade de entrarem no modelo de regressão, as variáveis TIC e Autocompaixão foram centradas, o que permite uma redução de eventuais questões de multicolinearidade (Marôco, 2010). Este procedimento torna a interpretação dos resultados mais fácil (Beaujean, 2008).

Uma variável é moderadora da relação entre duas variáveis se esta relação variar ao longo dos níveis da variável moderadora, ou seja, se afetar a direção e/ou força da relação entre duas variáveis (Holmbeck, 1997; Baron & Kenny, 1986). Para testar a hipótese de moderação foi efetuada uma regressão hierárquica (Tabachnick & Fidell, 2007; Baron & Kenny, 1986) em três etapas: na primeira entrou na equação a TIC como preditora da Depressão; na segunda foi adicionada a Autocompaixão e na terceira foi incluído o termo de interação. Se o termo de interação for significativo ( $p \leq .05$ ) podemos dizer que existe efeito de interação.

## IV. Resultados

### 4.1 Análise preliminar dos dados

Foi analisado o pressuposto da normalidade das variáveis através do teste de *Kolmogorov-Smirnov*, que sugere que a amostra não apresenta uma distribuição normal (K-S,  $p \leq .05$ ) (Kline, 2005). No entanto, ao analisar o enviesamento em relação à média por intermédio dos valores de assimetria (*sk*), que se situam entre -3 e 3 e de achatamento (*ku*) entre -10 e 10, foi possível concluir que não existe um enviesamento relativamente às médias, que comprometa a distribuição normal dos resultados (Kline, 2005). Todavia, embora as condições de aplicação dos testes paramétricos não sejam cumpridas, a amostra ( $n=427$ ) garante a manutenção da robustez dos testes paramétricos (Marôco, 2014, p. 301).

Os valores da homocedastidade obtidos por meio do teste de *Levene* ( $F(425)= 3.48, p= .06$ ) indicaram a existência de igualdade na variância da Depressão dos sujeitos do género feminino e masculino.

De modo a comprovar a adequação dos dados da variável dependente (Depressão) à realização da regressão linear múltipla procedeu-se à validação dos pressupostos do modelo. A análise dos resíduos averiguou-se testando a normalidade, a independência de resíduos e a multicolinearidade (Marôco, 2014; Tabachnick & Fidell *cit in* Abbad & Torres, 2002). A normalidade dos erros foi comprovada através do *Normal Probability Plot* (Gráfico 1), através do qual foi possível verificar que os pontos se encontram distribuídos em torno da diagonal principal, permitindo concluir que os resíduos têm uma distribuição normal (Marôco, 2014, p.704). O valor do *Durbin-Watson* ( $d = 1.76$ ) indica a inexistência de autocorrelação entre os resíduos – i.e., a magnitude de um resíduo não influencia a magnitude do resíduo seguinte (Field, 2009; Marôco, 2014, p. 698).

Apesar de ser indispensável o estudo dos pressupostos, é de realçar que o modelo de regressão múltipla é eficaz contra a violação de algumas das condições (Tabachnick & Fidell *cit in* Abbad & Torres, 2002).



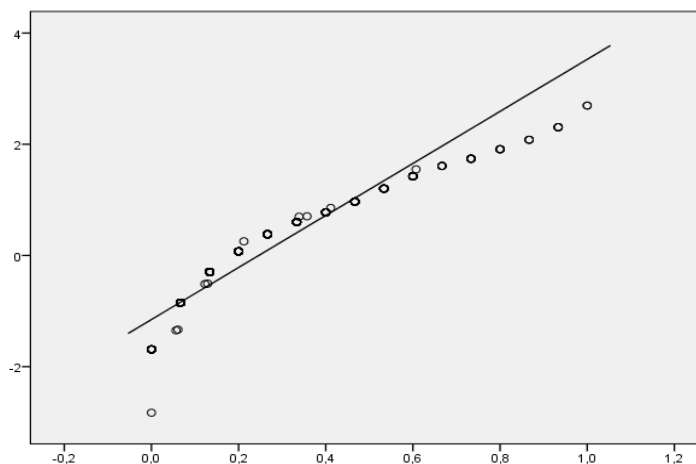


Gráfico 1. Distribuição dos resíduos da variável dependente.

Comprovou-se a adequação dos dados para a realização da regressão múltipla hierárquica. Não se verifica a existência de problemas de multicolinearidade (valores de Tolerância  $> .10$  e Valores de Inflação da Variância (VIF)  $< 10$ ), o que é indicador da ausência de problemas de estimação dos  $\beta$  (Pallant, 2011). No que diz respeito à presença de *outliers*, os valores de *Cook's Distance* são inferiores a 1 (Pallant, 2011).

#### 4.2. Estatísticas descritivas das respostas aos instrumentos

As análises descritivas das respostas dos sujeitos às variáveis em estudo (GDS-15; Dimensões do MTUAS e SELFCS) através da média, desvio-padrão e frequências permitiram ter acesso a informações importantes.

Tabela 6. Estatística descritiva das variáveis em estudo ( $n=427$ ).

	<i>M</i>	<i>DP</i>	Mínimo	Máximo
<b>MTUAS (Subescalas)</b>				
- Usos das TIC	2.64	1.46	1	10
- Atitudes relativas às TIC	9.56	2.85	1	5
Dep. Redes Sociais	0.20	0.83	0	5
Dep. Jogo Online	0.12	0.67	0	5
<i>Multitasking</i>	2.17	0.97	1	5
<b>Autocompaixão (SELFCS)</b>	3.35	0.53	1.92	5
<b>Depressão (GDS-15)</b>	3.69	1.46	0	15

Analisando a tabela 6 podemos constatar que, no que respeita à **MTUAS** a média foi de 2.64 ( $DP=1.46$ ) para a subescala de uso e de 9.56 ( $DP=2.85$ ) para a subescala de atitudes. Os itens para a dependência das redes sociais e do jogo *online* obtiveram médias de .20 e .12 ( $DP=.83$  e  $.67$ ), respetivamente e o item sobre *multitasking* um valor médio de 2.17 ( $DP = .97$ ). Na escala da autocompaixão (**SELFCS**) a média de respostas foi 3.35 ( $DP=.53$ ), com pontuações mínimas de 1.92 e máximas de 5. A média de respostas na escala de Depressão (**GDS-15**) foi de 3.69 ( $DP = 1.46$ ), com pontuações mínimas de 0 e máximas de 15.

As tabelas 7 e 9 mostram a frequência com que cada opção de resposta ocorreu para as subescalas da **MTUAS**: *usos das redes sociais e tecnologias de informação e atitudes* (respetivamente).

Tabela 7. Frequência (%) das opções de resposta na subescala *usos das redes sociais e tecnologias de informação* - escala de 1 a 10 pontos ( $n=427$ ).

Itens	Opções de resposta									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	60.7	3.5	9.4	2.1	9.4	6.6	6.8	0.5	0.2	0.9
2	38.4	9.1	16.6	3.7	17.3	2.3	11.2	0.2	0.0	0.9
3	71.9	1.9	6.3	1.4	7.7	3.0	5.2	0.7	0.5	1.4
4	57.6	10.8	16.2	3.7	9.7	0.9	0.9	0.0	0.0	0.7
5	8.2	9.6	21.3	9.1	24.8	11.0	11.7	0.7	0.9	2.6
6	60.0	4.0	12.2	2.1	10.5	1.6	7.7	0.2	0.5	1.2
7	79.4	4.2	5.4	0.9	3.7	2.8	3.0	0.2	0.0	0.2

**Observação:** Item 1. *Verificar o e-mail pessoal*; 2. *Enviar e receber mensagens de texto*; 3. *Navegar na internet*; 4. *Tirar fotografias*; 5. *Ver espetáculos, filmes na televisão*; 6. *Procurar informação na internet usando qualquer equipamento*; 7. *Jogar computador, consola ou smarphone*. Opções de resposta: 1=*Nunca*; 2=*Uma vez por mês*; 3=*Várias vezes por mês*; 4=*Uma vez por semana*; 5=*Várias vezes por semana*; 6=*Uma vez por dia*; 7=*Várias vezes por dia*; 8=*Uma vez por hora*; 9=*Várias vezes por hora*; 10=*Constantemente*.

Na subescala de usos (Tabela 7), a opção de resposta 1 (*Nunca*) é a que tem maior frequência em praticamente todos os itens, à exceção do item 5 (*Ver espetáculos e filmes na televisão*), no qual a resposta mais frequentemente assinalada é a 5 (*Várias vezes por semana*) (24.8%). A opção de resposta 9 (*Várias vezes por hora*) é a que tem uma menor frequência.

Para a questão “*Tem uma página no Facebook?*”, respondida

através de escala dicotômica, 120 sujeitos (28.1%) responderam positivamente e 307 (71.9%) responderam não ter.

Relativamente às outras 3 questões sobre o *Facebook* (tabela 8), as opções de respostas foram padronizadas e estão concentradas na opção 1 (Nunca/Nenhum). Apenas 1.6% dos sujeitos referem aceder constantemente ao *Facebook* ou a outras redes sociais.

Tabela 8. Frequência (%) das opções de resposta nas questões sobre o Facebook e redes sociais com escala de respostas padronizada de 1 a 10 pontos ( $n=427$ ).

	1	2	3	4	5	6	7	8	10
Aceder ao <i>Facebook</i> ou outras redes sociais?	72.6	1.2	4.2	1.4	10.3	3.7	4.7	0.2	1.6
Quantos amigos tem no <i>Facebook</i> ?	78.2	5.4	3.5	6.6	3.3	1.4	0.7	0.9	0.0
Dos amigos do <i>Facebook</i> , quantos conhece pessoalmente?	81.5	10.5	4.4	1.4	1.4	0.2	0.5	0.0	0.0

Na subescala de atitudes (Tabela 9), a opção de resposta 4 (*Concordo*) é a que tem maior frequência em praticamente todos os itens, à exceção do item 3, no qual a resposta mais frequentemente assinalada é a 2 (*Discordo*) (41.5%). A opção de resposta 5 (*Concordo completamente*) é a que tem uma menor frequência de resposta em todos os itens.

Tabela 9. Frequência (%) das opções de resposta na subescala *atitudes* - escala *Likert* (1-5 pontos) ( $n=427$ ).

Itens	Opções de resposta				
	1	2	3	4	5
1	12.4	12.2	26.5	37.7	11.2
2	15.9	15.5	27.9	35.4	6.3
3	7.3	41.5	30.4	16.4	4.4

**Observação:** Item 1. *Considero importante manter-me atualizado(a) em relação às últimas tendências nas tecnologias de informação*; 2. *Sinto que me torno mais realizado(a) com as tecnologias de informação*; 3. *As novas tecnologias de informação tornam a vida muito complicada*; Opções de resposta: 1=Discordo completamente; 2=Discordo; 3=Nem concordo, nem discordo; 4=Concordo e 5=Concordo completamente.

Na questão relacionada com o *multitasking*, 220 sujeitos (51.5%) assinalaram discordar da afirmação e apenas 8 (1.9%) afirmaram estar fortemente de acordo.

Quanto à análise da questão relacionada com a dependência face

às redes sociais (*No último ano negligenciou regularmente outras atividades (por exemplo, passatempos) porque preferiu usar as redes sociais?*) 393 sujeitos (92%) assinalaram a resposta “Nunca” e apenas 1.9% ( $n=8$ ) assinalaram a resposta “*Todos os dias ou quase todos os dias*”. Na questão da dependência do Jogo Online (*Durante o último ano, perdeu interesse em passatempos porque jogar era a única coisa que queria fazer?*), 407 sujeitos (95.3%) responderam “Nunca” e somente 1.4% ( $n=6$ ) responderam “*Todos os dias ou quase todos os dias*”.

A tabela 10 demonstra a frequência de respostas para cada item da escala de Depressão (**GDS-15**). Foram invertidos os itens 1, 5, 7, 11 e 13, visto que estes são cotados com 1 ponto quando é assinalada a opção de resposta “Não”. O item 6 obteve uma correlação corrigida de .21 e é o único que não contribui positivamente para a medida. Por se tratar de uma amostra grande ( $n=427$ ) foram considerados *outliers* pontuações que se distanciassem três desvios-padrão da média. Foram identificados 6 *outliers* superiores que foram truncados.

Considerada a classificação das pontuações na escala, 76.1% ( $n=325$ ) dos sujeitos foram classificados como sem depressão (pontuações de 0 a 5), 19.2% ( $n=82$ ) foram classificados com depressão ligeira (pontuações de 6 a 10) e 4.7% ( $n=20$ ) com depressão grave (pontuações de 11 a 15). Dos sujeitos sem depressão, 177 (41.5%) são do género feminino e 147 (34.4%) são do género masculino. Classificados com depressão ligeira existem 55 mulheres (12.9%) e 27 (6.3%) homens. Foi detetada depressão grave em 13 (3%) sujeitos do género feminino e em 7 (1.6%) do género masculino. A diferença entre géneros na classificação da depressão (sem depressão, depressão ligeira e depressão grave) não foi estatisticamente significativa ( $\chi^2(2)=5.47, p=.07$ ).

Quanto à frequência de respostas na escala de Depressão (GDS-15), a grande maioria dos sujeitos afirma estar satisfeito com a sua vida (87.8%), sentir-se bem-humorado na maioria do tempo (86.4%) e considerar maravilhoso estar vivo (92.9%). No entanto, 70% dos sujeitos refere ter medo que algo de mal lhe aconteça (Tabela 10).

Tabela 10. Frequência (%) de respostas por item da GDS-15 ( $n=427$ ).

Itens	Opções de resposta	
	Sim	Não
1. Está satisfeito com a sua vida?	87.8	12.2
2. Abandonou muitos dos seus interesses e atividades?	34.9	65.1
3. Sente que a sua vida está vazia?	17.3	82.7
4. Sente-se frequentemente aborrecido?	30.2	69.8
5. Na maior parte do tempo está de bom humor?	86.4	13.6
6. Tem medo que algo de mal lhe aconteça?	70.0	29.9
7. Sente-se feliz na maior parte do tempo?	82.2	17.8
8. Sente-se frequentemente abandonado/desamparado?	12.4	87.6
9. Prefere ficar em casa, a sair e fazer coisas novas?	42.4	57.6
10. Sente que tem mais problemas de memória do que os outros da sua idade?	15.5	84.5
11. Atualmente, acha que é maravilhoso estar vivo?	92.9	7.0
12. Sente-se inútil?	10.3	89.7
13. Sente-se cheio de energia?	55.3	44.7
14. Sente-se sem esperança?	18.0	81.9
15. Acha que as outras pessoas são melhores que o Sr./Sr <sup>a</sup> ?	23.0	76.9

A tabela 11 mostra que no total existem 102 (23.9%) sujeitos com depressão e permite perceber que as variáveis sociodemográficas que poderão ter influência na presença de sintomatologia depressiva são: pertencer ao género feminino, ser mais velho ( $\geq 71$  anos), a baixa escolaridade e ser viúvo(a). Foram realizados testes de qui-quadrado para avaliar a existência de diferenças estatisticamente significativas em relação género e à idade. Em relação ao género não existem diferenças significativas, como foi supramencionado, no entanto, no género feminino há maior frequência de depressão (66.6%). No que respeita à idade, comprovou-se que existem diferenças entre escalões etários ( $\chi^2(25)=43.0$ ,  $p=.01$ ), sendo que em sujeitos com 71 ou mais anos se verifica uma maior frequência de depressão (53%).

Tabela 11. Diferenças entre os sujeitos com depressão ligeira e grave ( $n=102$ ), de acordo com as variáveis sociodemográficas.

	Sujeitos com depressão ligeira ( $n=82$ )		Sujeitos com depressão grave ( $n=20$ )	
	<i>n</i>	%	<i>n</i>	%
<b>Género</b>				
Feminino	55	53.9	13	12.7
Masculino	27	26.6	7	6.9
<b>Grupo Etário</b>				
60-70 anos	40	39.2	8	7.8
$\geq 71$ anos	42	41.2	12	11.8
<b>Estado civil</b>				
Solteiro(a)	3	2.9	1	0.9
Casado(a)/União de facto	34	33.3	12	11.8
Viúvo(a)	39	38.2	7	6.9
Divorciado(a)	6	5.9	0	0.0
<b>Nível Educacional</b>				
E.B. do 1º ciclo	31	30.4	7	6.9
E.B. do 2º ciclo	6	5.9	1	0.9
E.B. do 3º ciclo	15	14.7	5	4.9
Ensino secundário	8	7.8	3	2.9
Ensino pós-secundário	6	5.9	1	0.9
Bacharelato	4	3.9	1	0.9
Licenciatura	9	8.8	1	0.9
Mestrado	1	0.9	0	0.0
Doutoramento	0	0.0	0	0.0
<i>Missing</i>	0	0.0	0	0.0

A frequência de respostas obtidas para cada item da escala de Autocompaixão (**SELFCS**) consta na tabela 12. Na maioria dos itens, as opções de resposta onde se verifica uma maior frequência são as intermédias (2, 3 e 4). Por exemplo, ao item 5 (*Tento ver as minhas falhas como parte da condição humana*), 26.5% ( $n=113$ ) dos sujeitos assinalaram a opção de resposta “5=Quase sempre” e ao item 9 (*Quando me estou a sentir em baixo tendo a ficar obcecado e fixar-me em tudo o que é errado*), 32.1% ( $n=137$ ) dos sujeitos assinalaram a opção de resposta “1=Quase nunca”, facto que indica a presença de auto-compaixão nestes sujeitos (Tabela 12).

Tabela 12. Frequência (%) de respostas por item da SELFCS ( $n=427$ ).

Itens	Opções de resposta				
	1	2	3	4	5
1. Quando falho em algo importante para mim, fico consumido por sentimentos de inadequação.	17.1	19.9	34.2	21.3	7.5
2. Tento ser compreensivo e paciente para com os aspetos da minha personalidade que não gosto.	2.3	12.2	32.1	33.3	20.1
3. Quando algo doloroso acontece tento ter uma visão equilibrada da situação.	1.6	11.7	27.2	36.3	23.2
4. Quando me estou a sentir em baixo, tendo a sentir que a maioria das outras pessoas é provavelmente mais feliz do que eu.	21.5	25.5	28.8	18.7	5.4
5. Tento ver as minhas falhas como parte da condição humana.	1.6	9.8	27.9	34.2	26.5
6. Quando estou a passar por um momento muito difícil, dou a mim mesmo o carinho e ternura que preciso.	4.0	16.9	39.6	24.1	15.5
7. Quando algo me perturba tento manter as minhas emoções em equilíbrio.	1.6	9.8	27.4	36.8	24.4
8. Quando falho em algo que é importante para mim, tendo a sentir-me sozinho no meu fracasso.	17.3	26.0	30.9	18.5	7.3
9. Quando me estou a sentir em baixo tendo a ficar obcecado e fixar-me em tudo o que é errado.	32.1	27.9	21.8	13.3	4.9
10. Quando me sinto inadequado de alguma forma, tento lembrar-me que sentimentos de inadequação são compartilhados pela maioria das pessoas.	8.9	19.2	41.5	19.7	10.8
11. Desaprovo-me e julgo as minhas próprias falhas e inadequações.	13.8	19.4	35.4	23.4	8.0
12. Sou intolerante e impaciente com os aspetos da minha personalidade que eu não gosto.	21.8	24.6	33.3	15.5	4.9

**Observação:** 1=*Quase nunca*; 5=*Quase sempre*

### 4.3. Diferenças de acordo com o género ao nível da utilização e atitudes relativas às TIC, da autocompaixão e da depressão

A presença de diferenças entre géneros em relação às diferentes variáveis foi averiguada através da realização de testes *t* de *Student* para amostras independentes (Tabela 13).

Tabela 13. Média (M) e Desvio-Padrão (DP) para a amostra total ( $n=427$ ) e para os géneros, com testes  $t$  de *Student*, para todas as variáveis em estudo.

Instrumentos	Amostra total		Feminino ( $n=245$ )		Masculino ( $n=182$ )		$t$	$p$
	$M$	$DP$	$M$	$DP$	$M$	$DP$		
<b>MTUAS (Subescalas)</b>								
- Uso das TIC	2.64	1.46	2.59	1.43	2.69	1.50	.65	.52
- Atitudes relativas às TIC	9.56	2.85	9.44	2.91	9.72	2.77	1.01	.32
Dep. Redes Sociais	.20	.83	.23	.92	.16	.69	-.90	.37
Dep. Jogo <i>Online</i>	.12	.67	.11	.64	.14	.70	.48	.63
<i>Multitasking</i>	2.17	.97	2.21	1.03	2.12	.88	-.92	.36
<b>Autocompaixão (SELFCS)</b>	3.35	.53	3.38	.63	3.47	.57	1.44	.15
<b>Depressão (GDS-15)</b>	3.69	1.46	3.93	2.26	3.33	2.97	-1.96	.05

No que respeita às **subescalas da MTUAS**, o género masculino obteve pontuações ligeiramente mais elevadas em ambas as subescalas, sendo que tanto na subescala de usos ( $t(425) = .65, p = .52$ ) como na de atitudes ( $t(425) = 1.01, p = .32$ ), não se verificou a existência de diferenças estatisticamente significativas entre géneros.

Nos itens para a dependência das redes sociais e do jogo *online* e no item sobre *multitasking* não se verificou-se a existência de diferenças estatisticamente significativas entre géneros. No entanto, o género feminino obteve valores médios mais elevados para a dependência das redes sociais ( $M = .23; DP = .92$ ) e para o *multitasking* ( $M = 2.21; DP = 1.03$ ), contrariamente ao género masculino cuja média foi mais elevada para o item relacionado com a dependência do Jogo *Online* ( $M = .14; DP = .70$ ) (Tabela 13).

Na escala da autocompaixão (**SELFCS**) também não foram encontradas diferenças estatisticamente significativas entre géneros ( $t(425) = 1.44, p = .15$ ), embora o género masculino tenha obtido uma média ligeiramente mais elevada ( $M = 3.47; DP = .57$ ), facto que poderá indicar maior compassividade (Tabela 13).

Na escala de Depressão (**GDS-15**) o género masculino obteve uma média de 3.33 ( $DP = 2.97$ ) e o género feminino um valor médio de 3.93 ( $DP = 3.26$ ), sendo que as diferenças não foram estatisticamente significativas ( $t(425) = -1.96, p = .05$ ) (Tabela 13).



#### 4.4. Diferenças de acordo com o escalão etário ao nível da utilização e atitudes relativas às TIC, da autocompaixão e da depressão

Repetiu-se a realização de testes *t* de *Student* para amostras independentes com vista a analisar a existência de diferenças estatisticamente significativas entre escalões etários (Tabela 14).

Tabela 14. Média (M) e Desvio-Padrão (DP) para a amostra total ( $n=427$ ) e para os escalões etários, com testes *t* de *Student*, para todas as variáveis em estudo.

Instrumentos	Amostra total		E [60-70 anos] ( $n=241$ )		F[ $\geq 71$ anos] ( $n=186$ )		<i>t</i>	<i>p</i>
	<i>M</i>	<i>DP</i>	<i>M</i>	<i>DP</i>	<i>M</i>	<i>DP</i>		
<b>MTUAS (Subescalas)</b>								
- Uso das TIC	2.64	1.46	3.01	1.52	2.07	1.15	7.81	.00
- Atitudes relativas às TIC	9.56	2.85	10.37	2.67	8.56	2.77	6.65	.00
Dep. Redes Sociais	.20	.83	.15	.75	.08	.54	2.18	.03
Dep. Jogo <i>Online</i>	.12	.67	.27	.97	.11	.60	1.05	.29
<i>Multitasking</i>	2.17	.97	2.10	.92	2.26	1.03	-1.63	.10
<b>Autocompaixão (SELFCS)</b>	3.35	.53	3.45	.63	3.39	.57	1.01	.31
<b>Depressão (GDS-15)</b>	3.69	1.46	3.17	2.96	4.33	3.27	-3.83	.00

Nas subescalas da **MTUAS** o escalão etário dos 60-70 anos obteve pontuações médias mais elevadas quer na subescala de usos ( $M=3.01$ ;  $DP=1.52$ ) ( $t(424.81)=7.81$ ,  $p=.00$ ) quer na de atitudes ( $M=10.37$ ;  $DP=2.67$ ) ( $t(390.38)=6.65$ ,  $p=.00$ ), verificando-se a existência de diferenças estatisticamente significativas.

Nos itens para a dependência das redes sociais e do jogo *online* e no item sobre *multitasking* verificou-se, através dos testes *t-Student*, a inexistência de diferenças estatisticamente significativas entre escalões ( $p>.00$ ). No entanto, o escalão dos 60-70 anos obteve valores médios mais elevados para a dependência das redes sociais e do jogo *online*, contrariamente ao escalão dos sujeitos com 71 ou mais anos, cuja média foi mais elevada para o item do *multitasking*.

Na escala da autocompaixão (**SELFCS**) embora o escalão etário dos 60 aos 70 anos tenha obtido uma média ligeiramente mais elevada

( $M=3.45$ ;  $DP=.63$ ) não se encontram diferenças significativas entre es-  
calões etários ( $t(425) = 1.01, p=.31$ ).

Por fim, na escala de depressão geriátrica (**GDS-15**) os sujeitos  
com 71 ou mais anos obtiveram uma média de 4.33 ( $DP=3.27$ ), mais  
elevada que a dos sujeitos com idades compreendidas entre os 60 e os  
70 anos ( $M=3.17$ ;  $DP=2.96$ ), sendo esta diferença estatisticamente  
significativa ( $t(425)=-3.83, p=.00$ ).

#### **4.5. Estudo das relações entre a utilização e atitudes relativas às TIC e a depressão**

Para correlacionar a depressão com a utilização e as atitudes face  
às TIC foi utilizada a correlação de *Pearson*. Nas variáveis redes sociais  
e de dependência das redes sociais e do jogo *online* foi usada a correla-  
ção de *Spearman*, pois estes itens têm valores de achatamento muito  
elevados (4.10, 22.60 e 42.69, respetivamente).

As correlações efetuadas entre a pontuação na escala de depres-  
são com a utilização das TIC (-.228), a atitude face às TIC (-.275) e a  
utilização de redes sociais (-.236) obtiveram correlações significativas,  
de sinal negativo e de baixa magnitude (Tabela 15).

Os itens de dependência (Dep. Redes Sociais: *No último ano ne-  
gligenciou regularmente outras actividades (por exemplo, passatem-  
pos) porque preferiu usar as redes sociais?* e Dep. Jogo Online: *Du-  
rante o último ano, perdeu interesse em passatempos porque jogar era  
a única coisa que queria fazer?*), não se correlacionaram significati-  
vamente com a depressão (-.073 e -.048, respetivamente). O item *multi-  
tasking* obteve uma correlação significativa mas de muito baixa magni-  
tude (.098,  $R^2=.001$ ) (Tabela 15).

Tabela 15. Correlação entre a depressão e a utilização e atitudes face às TIC ( $n=427$ ).

Dimensões	Depressão
Utilização das TIC	-.228 **
Atitude face às TIC	-.275 **
Redes sociais	-.236 <sup>a</sup> **
Dep. Redes Sociais	-.073 <sup>a</sup> ns
Dep. Jogo <i>Online</i>	-.048 <sup>a</sup> ns
<i>Multitasking</i>	.098 <sup>a</sup> *

<sup>a</sup> Correlação de *Spearman*; \*  $p < .05$ ; \*\*  $p < .01$ ; ns = não significativo

Como tal, podemos afirmar que as subescalas da MTUAS (usos e atitudes) e o item sobre a utilização das redes sociais se correlacionam negativamente com a depressão. A única correlação positiva existente é entre o *multitasking* e a depressão (.098).

#### 4.6. Estudo utilização das TIC e das atitudes em relação às mesmas enquanto predictoras de depressão

Correlacionou-se a depressão com as atitudes e utilização das TIC, para perceber de que forma a utilização e as atitudes face às mesmas podem constituir um efeito predictor de depressão (Tabela 16).

Tabela 16. Matriz de correlações entre a Depressão, as atitudes e utilização das TIC, utilização de redes sociais, dependência e multitarefas, médias e desvios-padrão ( $n=427$ ).

	D	UTIC	ATIC	RS	DRS	DJO
Depressão (D)	1					
Uso TIC (UTIC)	-.228**	1				
Atitudes TIC (ATIC)	-.275**	.603**	1			
Redes sociais (RS)	-.174**	.622**	.490**	1		
Dep. Redes Sociais (DRS)	-.073	.323*	.279*	.333*	1	
Dep. Jogo <i>Online</i> (DJO)	-.048	.217*	.147*	.111*	.361**	1
<i>Multitasking</i> (MT)	.098*	.040	-.059	-.023	.107*	.040

\*\* $p < .01$ ; \* $p < .05$ .

A depressão obteve uma correlação significativa, negativa de baixa magnitude com a utilização (-.228) e com as atitudes face às TIC (-.275). Com a utilização de redes sociais a correlação é negativa e significativa mas de muito baixa magnitude (-.174). De igual modo, com a dependência das redes sociais, a dependência do jogo *online* e

com a execução *multitasking* as correlações foram de muito baixa magnitude (-.073, -.048, e .098, respetivamente).

Uma atitude positiva está fortemente correlacionada com uma maior utilização das TIC em geral (.603) e moderadamente com uma maior utilização de redes sociais (.490). A dependência das redes sociais tem uma correlação de .323 com a utilização genérica das TIC e de .333 com a utilização das redes sociais. A dependência do jogo *online* tem uma correlação de .217 com a utilização genérica das TIC e de .111 com a utilização das redes sociais.

Concluimos, portanto, que a utilização das TIC é preditora da Depressão, ou seja, quanto maior utilização menor Depressão.

Tabela 17. Coeficientes de regressão da múltipla da utilização genérica das TIC e da utilização das redes sociais, atitudes, dependência e multitarefas tendo como critério depressão ( $n=427$ ).

Preditor	B	erro padrão	$\beta$	$t$	$p$
Uso TIC	-.014	.010	-.095	-1.408	.160
Atitude TIC	-.016	.004	-.207	-3.474	.001**
Redes Sociais	-.001	.005	-.015	-0.235	.815
Dep. Redes Sociais	.001	.003	.027	0.482	.630
Dep. Jogo <i>Online</i>	-.002	.002	-.045	-0.839	.402
<i>Multitasking</i>	.019	.010	.088	1.884	.060
R	$R^2$	$F$	$p$		
.304	.092	7.103	.000**		

\*\* $p < .01$ .

A equação de regressão foi significativa [ $F(5,426)=7.103$ ,  $p=.00$ ], porém explica uma reduzida proporção de variância (9.2%). Apenas a atitude foi preditora da depressão, sendo que uma atitude positiva está associada a menores níveis de depressão (Tabela 17).

#### 4.7. Análise dos efeitos de moderação

Tendo como objetivo analisar a existência de um efeito moderador da autocompaixão no efeito do uso das TIC<sup>2</sup> na depressão foi efetuado um estudo de moderação através de regressão hierárquica (Figura 1).

<sup>2</sup> Utilização genérica das TIC, itens: 2, 5, 11, 13, 19, 26, 29.

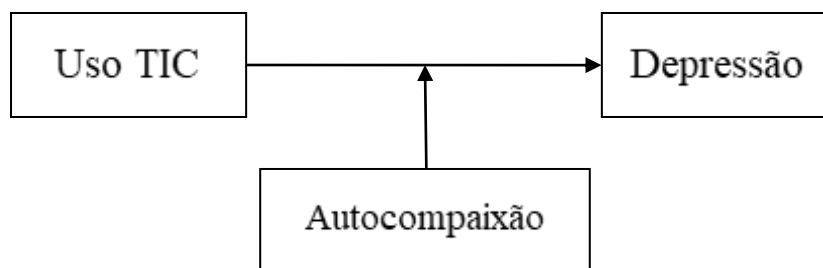


Figura 1. Modelo de moderação da autocompaixão do efeito das TIC na depressão.

A variável preditora uso das TIC obteve uma correlação significativa, mas de baixa magnitude, com a Autocompaixão (.116,  $p < .05$ ) e uma correlação negativa, também significativa com a Depressão (-.228,  $p < .01$ ). A Autocompaixão e a Depressão obtiveram uma correlação negativa moderada (-.468,  $p < .01$ ) (Tabela 18).

Tabela 18. Matriz de correlações entre a utilização das TIC, a Autocompaixão e a Depressão e respectivos alfas de *Cronbach*, médias e desvios-padrão ( $n=427$ ).

	uso TIC	AC	D
Uso TIC	(.847)		
Auto-compaixão (AC)	.116*	(.796)	
Depressão (D)	-.228**	-.468**	(.826)

\*\* $p < .01$ ; \* $p < .05$ ; O alfa de *Cronbach* é apresentado na diagonal principal entre parêntesis.

As descritivas das variáveis encontram-se na tabela 6.

Com a finalidade de entrarem no modelo de regressão as variáveis TIC e AC foram centradas. Este procedimento torna a interpretação dos resultados mais fácil (Beaujean, 2008).

Uma variável é moderadora da relação entre duas variáveis, se esta relação variar ao longo dos níveis da variável moderadora. Para testar a hipótese de moderação foi efetuada uma regressão hierárquica (Baron & Kenny, 1986; Tabachnick & Fidell, 2007) em três passos (Tabela 19). No primeiro passo entrou na equação a utilização das TIC como preditora da Depressão, este modelo foi significativo [ $F(1, 426)=23.223, p < .001$ ] mas explica apenas 5.2% da variância. No segundo passo foi adicionada a AC, o modelo foi significativo [ $F(1, 426)=68.286, p < .001$ ] assim com o acréscimo de variância explicada

[19.2%,  $F(1, 424)= 107.528$ ,  $p<.001$ ], em conjunto as duas variáveis explicam 24.4% da variância e ambos os preditores são significativos, tendo a AC um peso superior ( $\beta=-.441$ ) à TIC ( $\beta=-.172$ ) na predição da Depressão, ambas com sinal negativo, ou seja, uma maior Autocompaixão assim como uma maior utilização das TIC estão associadas a uma menor Depressão. No terceiro passo foi incluído o termo de interação e o modelo foi também significativo [ $F(1, 426)=47.406$ ,  $p<.001$ ], o  $R^2_{change}$  foi de 0.8% que apesar de significativo [ $F(1, 424)= 4.514$ ,  $p=.034$ ] é um contributo muito modesto, no seu conjunto o modelo explica 25.2% da variância. Com a entrada do termo de interação o peso da TIC aumenta ligeiramente ( $\beta=-.188$ ), e o peso da Autocompaixão mantém-se ( $\beta=-.441$ ), o termo de interação tem um peso de  $\beta=.091$ . No terceiro passo todos os preditores são significativos.

Tabela 19. Coeficientes de regressão dos três passos da regressão múltipla hierárquica da utilização das TIC, Autocompaixão e termo de interação com a Depressão como critério ( $n=427$ ).

	Preditor	B	erro padrão	$\beta$	$t$	$p$	IC <sub>95</sub>
1º passo	Uso TIC	-.033	.007	-.228	-4.819	.000**	-.047, -.020
2º passo	Uso TIC	-.025	.006	-.172	-4.041	.000**	-.037, -.013
	AC	-.178	.017	-.441	-10.370	.000**	-.212, -.144
3º passo	Uso TIC	-.027	.006	-.188	-4.364	.000**	-.040, -.015
	AC	-.178	.017	-.441	-10.410	.000**	-.212, -.145
	Uso TIC*AC	.024	.011	.091	2.125	.034*	.002, .046
	$R^2$	$R^2_{change}$	$F$	$p$	$F_{change}$	$p$	
1º passo	.052	-	23.223	.000**	-	-	
2º passo	.244	.192	68.286	.000**	107.528	.000**	
3º passo	.252	.008	47.406	.000**	4.514	.034*	

\*\* $p<.01$ ; \* $p<.05$ .

Apesar do termo de interação ser significativo o seu contributo é pequeno. Para analisar se de facto existe efeito de moderação foi efetuada a representação gráfica. Para a elaboração do gráfico foi usado o ModGraf (Jose, 2013).

No gráfico **2Erro! A origem da referência não foi encontrada.**, podemos observar que menores níveis de Autocompaixão estão associados a maiores níveis de Depressão. Dentro de cada nível de Autocompaixão uma elevada utilização das TIC obtém médias de depressão in-

feriores relativamente a uma baixa utilização das TIC. Apesar da Auto-compaixão ser a variável mais protetora da depressão, a utilização das TIC parece contribuir também com um efeito protetor.

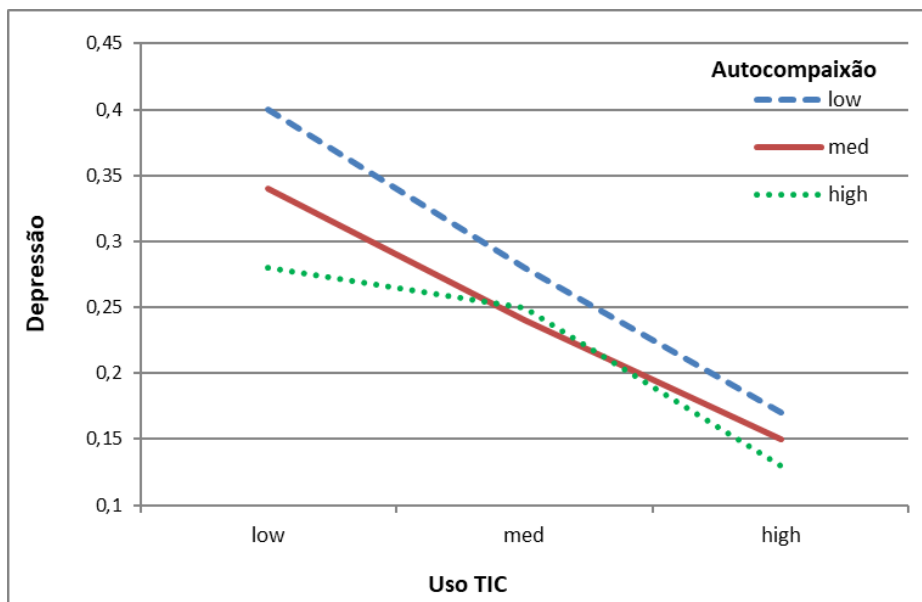


Gráfico 2. Efeito moderador da autocompaixão na relação entre o uso das TIC e a depressão ( $n=427$ ).

A moderação através de regressão múltipla hierárquica foi repetida com o intuito de analisar o efeito moderador da autocompaixão no efeito das atitudes face às TIC<sup>3</sup> na depressão (Figura 2).

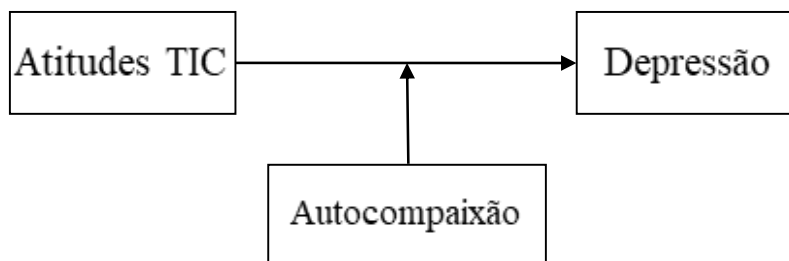


Figura 2. Modelo de moderação da autocompaixão do efeito das atitudes face às TIC na depressão.

<sup>3</sup> Atitudes positivas, itens: 47, 53, 55 (invertido).

A variável preditora atitude face às TIC obteve uma correlação significativa, mas de baixa magnitude, com a autocompaixão (.113,  $p < .05$ ) e uma correlação negativa, também significativa com a Depressão (-.275,  $p < .01$ ). A autocompaixão e a Depressão obtiveram uma correlação negativa moderada (-.466,  $p < .01$ ) (Tabela 20).

Tabela 20. Matriz de correlações entre as atitudes face às TIC, a Autocompaixão e a Depressão, alfas de Cronbach, médias e desvios-padrão ( $n=427$ ).

	ATIC	AC	D	M	DP
Atitudes TIC (ATIC)	(.815)			3.31	0.98
Autocompaixão (AC)	.113*	(.796)		3.35	0.53
Depressão (D)	-.275**	-.466**	(.826)	3.69	3.21

\*\* $p < .01$ ; \* $p < .05$ ; O alfa de Cronbach é apresentado na diagonal principal.

Para entrar no modelo de regressão as variáveis atitudes face às TIC e Autocompaixão foram centradas.

A fim de testar a hipótese de moderação foi efetuada uma regressão hierárquica (Baron & Kenny, 1986; Tabachnick & Fidell, 2007) em três passos (Tabela 21). No primeiro passo entrou na equação a atitude face às TIC como preditora da Depressão, sendo que este modelo foi significativo [ $F(1, 426)=34.685$ ,  $p < .001$ ] e explica 7.5% da variância. No segundo passo foi adicionada a Autocompaixão e o modelo foi também significativo [ $F(1, 426)=77.268$ ,  $p < .001$ ] assim como o acréscimo de variância explicada [19.2%,  $F(1, 424)=110.882$ ,  $p < .001$ ]. Em conjunto as duas variáveis explicam 26.7% da variância e ambos os preditores são significativos, tendo a Autocompaixão um peso superior ( $\beta = -.441$ ) à atitude face às TIC ( $\beta = -.225$ ) na predição da Depressão, ambas com sinal negativo, ou seja, uma maior Autocompaixão assim como uma atitude mais positiva face às TIC estão associadas a uma menor Depressão. No terceiro passo foi incluído o termo de interação e o modelo foi também significativo [ $F(1, 426)=52.674$ ,  $p < .001$ ], o  $R^2_{\text{change}}$  foi de 0.5% e não foi significativo [ $F(1, 424)=2.824$ ,  $p = .094$ ], no seu conjunto o modelo explica 27.2% da variância. O termo de interação não foi preditor da depressão ( $\beta = .070$ ). Não se confirma a hipótese de moderação da Autocompaixão na relação entre a atitude face às TIC e a



## Depressão.

Tabela 21. Coeficientes de regressão dos três passos da regressão múltipla hierárquica das atitudes face às TIC, Autocompaixão e termo de interação com a Depressão como critério ( $n=427$ ).

	Preditor	B	erro padrão	$\beta$	$t$	$P$	IC <sub>95</sub>
1º passo	Atitudes TIC	-.304	.052	-.275	-5.889	.000**	-.405, -.202
2º passo	Atitudes TIC	-.248	.046	-.225	-5.371	.000**	-.339, -.158
	Autocompaixão	-2.623	.249	-.441	-10.530	.000**	-3.112, -2.133
3º passo	Atitudes TIC	-.244	.046	-.221	-5.272	.000**	-.335, -.153
	Autocompaixão	-2.618	.249	-.440	-10.532	.000**	-3.106, -2.129
	Atitudes TIC*Autocompaixão	.133	.079	.070	1.680	.094	-.023, .288
	$R^2$	$R^2$ change	$F$	$p$	$F$ change	$p$	
1º passo	.075	-	34.685	.000**	-	-	
2º passo	.267	.192	77.268	.000**	110.882	.000**	
3º passo	.272	.005	52.674	.000**	2.824	.094*	

\*\* $p < .01$ ; \* $p < .05$ .

## V. Discussão

A literatura tem demonstrado uma associação positiva entre a prática regular de atividades de lazer e a existência de menor número de casos de depressão na população em geral (Minghelli et al., 2013). Neste sentido, a utilização das TIC poderá constituir uma das atividades que contribui para uma melhoria do estado de humor dos idosos, ajudando-os a criarem e a manterem relacionamentos sociais e a diminuir o seu isolamento social e solidão (Cotten, Anderson & McCullough, 2013; Sum, Mathews, Hughes & Campbell, 2008).

Por outro lado, quando procuramos a existência de variáveis intrínsecas ao sujeito que possam atenuar a sintomatologia depressiva, encontramos vários estudos que referem a autocompaixão como um fator protetor (Chung, 2016; Körner et al., 2015; Diedrich, Grant, Hofmann, Hiller, & Berking, 2014).

Considerando a taxa de incidência de depressão na população idosa e o seu impacto sobre os sujeitos (Paradela, Lourenço & Veras, 2005), bem como a crescente implementação das TIC e respetivos be-

nefícios nesta franja populacional (Loipha, 2014; Sum et al., 2008; Ferreira et al., 2008), o presente estudo teve como principal objetivo compreender de que forma a utilização das TIC pode constituir um fator protetor ou promotor da depressão, em sujeitos com idade igual ou superior a 60 anos. Pretendeu-se, de igual forma, perceber que influência pode ter o fator autocompaixão enquanto moderador da relação TIC-Depressão, atendendo ao facto de que vários autores o mencionam como um meio de regulação emocional (Neff, 2011; Barnard & Curry, 2011).

No que se refere às TIC, o género masculino apresenta uma maior taxa de utilização, facto que coincide com o que tem vindo a ser descrito na literatura (Bradley & Poppen, 2003; Wright, 2000; Chaffin & Harlow, 2005), existindo diferenças estatisticamente significativas entre géneros ( $p=.00$ ). Quanto ao escalão etário, a década dos 60 anos foi a que obteve maiores taxas de utilização, verificando-se a existência de diferenças estatisticamente significativas entre escalões ( $p=.00$ ).

Os resultados mostraram que, embora sem a presença de diferenças estatisticamente significativas ( $p=.15$ ), o género masculino e o escalão etário E ( $p=.31$ ) reportam maiores níveis de autocompaixão. O facto do género masculino reportar níveis ligeiramente mais elevados de autocompaixão contraria a generalidade da literatura embora, como foi referido, não se verifiquem diferenças estatisticamente significativas entre géneros (Allen & Leary, 2014; Castilho & Pinto-Gouveia, 2011).

Relativamente à sintomatologia depressiva, não se observou a existência de diferenças estatisticamente significativas entre géneros ( $p=.05$ ), sendo que o género masculino obteve uma média ligeiramente mais elevada, contrariamente ao descrito na literatura (Grigoriadis & Robinson, 2007; Culbenson, 1997) e ao que foi hipotetizado (H1). No entanto, observou-se a existência de diferenças significativas entre escalões ( $p=.00$ ), sendo que o escalão dos sujeitos com 71 anos ou mais anos obteve uma média mais elevada, o que indica a presença de maior sintomatologia depressiva nos mais idosos, tal como demonstrado na

literatura (Drago & Martins, 2012; Laks & Engelhardt, 2010). Este resultado confirmou a hipótese 2.

A exploração dos eventuais efeitos de interação entre as variáveis em estudo permitiu verificar a existência de correlações significativas entre todas elas. A variável preditora *usos* das TIC obteve uma correlação significativa com a variável Autocompaixão, embora com uma baixa magnitude e uma correlação negativa, também significativa com a Depressão. As variáveis Autocompaixão e Depressão obtiveram uma correlação negativa moderada entre si.

Quanto à variável preditora *atitudes* face às TIC, verificou-se a existência de correlação significativa, mas de baixa magnitude com a Autocompaixão e de correlação negativa, mas significativa com a Depressão. A autocompaixão e a Depressão obtiveram uma correlação negativa moderada.

Desta forma, os resultados mostraram que menores níveis de Autocompaixão estão associados a maiores níveis de Depressão, o que sugere que quanto mais autocompassivo for um sujeito menor será o seu grau de sintomatologia depressiva, tal como se hipotetizou (H4). Verificou-se ainda que, dentro de cada nível da Autocompaixão, quanto mais elevada for a utilização das TIC menores são os níveis de Depressão, quando comparados com uma baixa utilização das TIC, tal como foi hipotetizado (H3). Como tal, embora a Autocompaixão seja a variável que apresenta maior grau de proteção da Depressão, a utilização das TIC parece também ter um efeito protetor face à sintomatologia depressiva (H5 e H6). Na dimensão *atitudes* face às TIC, constatou-se que a mesma é preditora da depressão, sendo que uma atitude positiva está associada a menores níveis de sintomatologia depressiva, corroborando o que foi hipotetizado (H3). Todavia, não se confirmou a hipótese de moderação da Autocompaixão na relação entre as atitudes face às TIC e a Depressão, facto que contrariou uma das premissas da hipótese 7.

## VI – Conclusões

O presente estudo contribuiu para reforçar as investigações já existentes sobre o papel desempenhado pela utilização e atitudes relativas às TIC na incidência da sintomatologia depressiva, em sujeitos a partir dos 60 anos. Em termos de implicações clínicas, permitiu ainda analisar a função moderadora da autocompaixão na relação entre a utilização e atitudes em relação às TIC e a depressão. Neste aspeto podemos afirmar que se trata de um estudo pioneiro, visto não haver conhecimento da existência de nenhum estudo similar, até ao momento, que tenha avaliado o efeito moderador deste constructo. Como tal, o presente estudo é inovador e permite transmitir conhecimentos relevantes para a realização de estudos futuros, nos quais a autocompaixão poderá ser vista como um construto a considerar para a obtenção de um maior equilíbrio do ponto de vista emocional e, conseqüentemente, de um maior bem-estar psicológico e maior qualidade de vida nos idosos.

Desta forma, os resultados alcançados denotam a crescente importância de implementar as TIC e incentivar à sua utilização e a uma visão positiva das mesmas, junto dos adultos mais velhos. Esta estratégia atua como uma forma de prevenção e permite atenuar sentimentos de tristeza e solidão que podem culminar em estados depressivos, tão característicos desta faixa etária. É, portanto, fulcral promover ativamente o desenvolvimento de tecnologias de informação e comunicação que satisfaçam os interesses e necessidades dos sujeitos e que sejam adequados às competências dos mesmos, de forma a garantir uma maior adesão e fácil utilização (Omotayo, 2015). O envolvimento da família, de outros significativos e das instituições prestadoras de cuidados constitui um elemento-chave para a promoção do uso das TIC junto desta faixa etária (Peek et al., 2015; Hogeboom et al., 2010).

Os resultados obtidos podem ainda ser relevantes no campo da prevenção e tratamento da depressão, considerando que a implementação de programas de atividades que envolvam as TIC permite aos su-

jeitos destas faixas etárias manterem-se ativos, facto que, como é referenciado na literatura, reduz a taxa de incidência da depressão (Drago & Martins, 2012; Cresci et al., 2010; Ferreira et al., 2008; Chaffin & Harlow, 2005; Bradley & Poppen, 2003).

A presente investigação contém algumas limitações que devem ser tidas em consideração, visto que podem ter implicações na interpretação dos dados obtidos, nomeadamente: 1. o baixo nível educacional, que pode ter tido influência na forma como os participantes interpretaram e, conseqüentemente, responderam às questões; 2. a idade dos participantes, na qual é frequente a existência de défices em termos sensoriais (sobretudo a nível visual e auditivo) e que podem ter contribuído para algum enviesamento nas respostas; 3. a dimensão do protocolo, que era extenso e continha instrumentos de avaliação que não foram necessários para a presente investigação poderão ter contribuído para um possível enviesamento em algumas das respostas, provocado pelo cansaço dos sujeitos ou dificuldades em manterem a concentração; 4. o facto dos dados obtidos para o estudo terem sido recolhidos unicamente através de instrumentos de autorresposta poderá ter condicionado os resultados, dado que não existiu um cruzamento das respostas dadas com outras fontes ou métodos informativos, 5. por fim, e não menos relevante, há que mencionar possíveis estados, tais como ansiedade, luto, efeitos de medicação, entre outros, que podem ter tido influência nas respostas dos sujeitos.

No que respeita a sugestões para investigações futuras, recomendamos que se realize uma replicação do presente estudo, utilizando uma amostra com a mesma faixa etária, com o intuito de investigar o possível aparecimento de diferenças decorrentes da crescente implementação e adesão às TIC por esta franja populacional. É igualmente relevante a realização de investigações de cariz longitudinal com recurso a amostras clínicas, ou seja, com sujeitos que apresentem sintomatologia depressiva, como forma de investigar o efeito que a utilização das TIC pode ter na redução destes mesmos sintomas. Consideramos ainda que,

outro aspeto de interesse se prende com a investigação mais aprofundada do efeito preditor da autocompaixão em relação à depressão, em idosos.

## VII - Referências

- Abbad, G. & Torres, C. (2002). Regressão múltipla stepwise e hierárquica em Psicologia Organizacional: aplicações, problemas e soluções. *Estudos de Psicologia*, 7, 19-29.
- Allison, P. D. (2002). Missing data - Quantitative applications in the social sciences. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 55(1) 193-196. doi:10.1348/000711002159653
- Allen, A. B., & Leary, M. R. (2014). Self-compassionate responses to aging. *The Gerontologist*, 54, 190–200. doi:10.1093/geront/gns204
- APA (2014). *DSM 5. Manual de Diagnóstico e Estatístico das Perturbações Mentais* (5ª Ed.). Lisboa: Climepsi Editores.
- Barnard, L. K., & Curry, J. F. (2011). Self-compassion: Conceptualizations, correlates, & interventions. *Review of General Psychology*, 15, 289–303. doi: 10.1037/a0025754
- Baron, R. M. & Kenny, D. A. (1986). The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*. 51(6), pp. 1173-1182.
- Bastos, L., Ferreira, D., & Guerra, A. (2014). Perturbação depressiva. In *Manual de Psiquiatria Clínica* (pp. 51-77). Lisboa: Lidel.
- Beaujean, A. A. (2008). Mediation, moderation, and the study of individual differences. In J. 516 W. Osborne (Ed.), *Best practices in quantitative methods* (pp. 422– 442). Thousand Oaks, 517 CA: Sage.
- Bradley, N., Poppen, W. (2003), Assistive technology, computers and Internet may decrease sense of isolation for homebound elderly and disable persons. *Technology and Disability*, 15, 19-25.
- Butler, A. C. et al. (2006). The empirical status of cognitive-behavioral

- therapy: a review of meta-analyses. *Clinical Psychology Review*, 26 (1), 17-31.
- Carvalho, J. M. (2010). *Prevalência de sintomas depressivos em uma população de idosos usuários de serviços públicos de saúde*. Rio de Janeiro: Universidade do Estado do Rio de Janeiro.
- Castilho, P.; Pinto-Gouveia, J. (2011). Auto-Criticismo: Estudo de validação da versão portuguesa da Escala das Formas do Auto-Criticismo e Auto-Tranquilização (FSCRS) e da Escala das Funções do Auto-Criticismo e Auto-Ataque (FSCS), *Psychologica*, 54, 63-86.
- Chaffin, A.J. & Harlow, S.D. (2005). Cognitive Learning Applied to Older Adult Learners and Technology. *Educational Gerontology*, 31(4), 301-329.
- Cotten, R. S., Anderson, A. W. & McCullough, M. B. (2013). Impact of Internet Use on Loneliness and Contact with Others Among Older Adults: Cross-Sectional Analysis. *Journal of Medical Internet Research*, 15, 1-13.
- Coulehan, J. L., Schulberg, H. C., Block, M. R., Madonia, M. J., & Rodriguez, E. (1997). Treating depressed primary care patients improves their physical, mental and social functioning. *Archives of Family Medicine*, 157(10), 1113-1120.
- Cresci, M. K., Yarandi, H. N., & Morrell, R. W. (2010). The digital divide and urban older adults. *Computer, Informatics, Nursing*. 28, 88-94.
- Culbenson, M. (1997). Depression and gender. *American Psychologist*, 52, 25-31.
- Dalai-Lama. (1995). *The power of compassion*. India: Harper Collins.
- Diedrich, A., Grant, M., Hofmann, S., Hiller, W., & Berking, M. (2014). Self-compassion as an emotion regulation strategy in major depressive disorder. *Behaviour Research and Therapy*, 58, 43-51.
- Drago, S., Martins, R. (2012). A depressão no idoso. *Millenium*, 43, 79-94.
- Erickson, J. & Johnson, G. (2011). Internet use and psychological wellness during late Adulthood. *Canadian Journal on Aging*. 30, 197-209.

- Ferreira, A. J. et al. (2008). *Inclusão Digital de Idosos: a descoberta de um mundo novo*. Porto Alegre: EDIPUCRS.
- Field, A. (2009). *Discovering Statistics using SPSS* (3ª ed.). London, England: Sage Publications, Inc.
- Fischer, S. et al. (2014). Acceptance and use of health information technology by community-dwelling elders, *Int. J. Med. Inform.* 83(9), 624-635.
- Fiske, A., Wetherell, J.L. & Gatz, M. (2009). Depression in Older Adults. *Annual review of clinical psychology*, 5, 363-389.
- George, D. & Mallery, P. (2003). *SPSS for Windows step by step: A simple guide and reference. 11.0 update* (4ª ed.). Boston: Allyn & Bacon.
- Germer, C. K., & Neff, K. D. (2013). Self-Compassion in Clinical Practice. *Journal of Clinical Psychology*, 69(8), 856–867. doi: 10.1002/jclp.22021
- Gilbert, P. (2009). Introducing compassion-focused therapy. *Advances in psychiatric treatment*, 15, 199-208.
- Gilbert, P. & Procter, S. (2006). Compassionate Mind Training for People with High Shame and Self-Criticism: Overview and Pilot Study of a Group Therapy Approach. *Clinical Psychology and Psychotherapy*, 13, 353–379. doi:10.1002/cpp.507
- Grigoriadis S, Robinson GE. (2007). Gender Issues in Depression. *Annual Clinical Psychiatry*, 19(4), 247-55.
- Hasim, M. & Salman, A. (2010). Factors affecting sustainability of internet usage among youth. *The Electronic Library*. 28(2), 300-313. doi: 10.1108/02640471011033657
- Hogeboom, D., McDermott, R., Perrin, K. & Osman, H. (2010). Internet use and social networking among middle aged and older adults. *Educational Gerontology*, 36, 93-111.
- Holmbeck, G. (1997). Toward terminological, conceptual, and statistical clarity in the study of mediators and moderators: examples from the child-clinical and pediatric psychology literatures. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 65(4), 599-610.
- Jose, P.E. (2013). *ModGraph-I: A programme to compute cell means for the graphical display of moderational analyses: The internet*



version, Version 3.0. Victoria University of Wellington, Wellington, New Zealand. Retrieved [20-07-2017] from <https://psychology.victoria.ac.nz/modgraph/>

- Körner, A., Coroiu, A., Copeland, L., Gomez-Garibello, C., Albani, C., Zenger, M., & Brähler, E. (2015). The Role of Self-Compassion in Buffering Symptoms of Depression in the General Population. *Plos One*, 10, 1-14.
- Laks, J. & Engelhardt, E. (2010). Peculiarities of geriatric psychiatry: a focus on aging and depression. *CNS Neurosci. Ther.* 16, 374–379.
- Little, RJA. (1988). Missing data in large surveys. *Journal of Business and Economic Statistics*, 6, 287-301.
- MacBeth, A., & Gumley, A. (2012). Exploring compassion: A meta-analysis of the association between self-compassion and psychopathology. *Clinical Psychology Review*, 32, 545–552.
- Marôco, J. (2010). *Análise de equações estruturais: Fundamentos teóricos, software & aplicações*. Sintra, Portugal: Report Number.
- McCall, W.V. & Kintziger, K.W. (2013). Late life depression: a global problem with few resources. *Psychiatr Clin North Am*, 36(4), 475-481.
- Meneses, K., Garcia, P., Abreu, C., & Paulin, G. (2016). To Clicando - inclusão social e digital de idoso. *Caderno Terapia Ocupacional UFSCar*, 24(3), 621-628.
- Minghelli, B. e cols. (2013). Comparison of levels of anxiety and depression among active and sedentary elderly. *Revista de Psiquiatria Clínica*, 40(2), 71-76.
- Neff, K. D. (2003). Self-compassion: An alternative conceptualization of a healthy attitude toward oneself. *Self and Identity*, 2, 85–102. doi: 10.1080/15298860390129863.
- Neff, K. (2011). Self-Compassion, Self-Esteem, and Well-Being. *Social and Personality Psychology Compass*, 5, 1–12.
- Neff, K. D., & Vonk, R. (2009). Self-compassion versus global self-esteem: two different ways of relating to oneself. *Journal of Personality*, 77(1), 23-50. doi: 10.1111/j.1467-6494.2008.00537.x.

- Neff, K., & Yarnell, L. M. (2012). Self-compassion, Interpersonal Conflict Resolutions, and Well-being. *Self and Identity*, 1-14. doi:10.1080/15298868.2011.649545
- Paradela, E., Lourenço, R., & Veras, R. (2005). Validation of geriatric depression scale in a general outpatient clinic. *Revista Saúde Pública*, 39(6), 918-923.
- Pasquali, L. (2009). Psicometria. *Revista da Escola de Enfermagem da USP*, 43(Esp.), 992-999.
- Pereira, S.G. & Saraiva, C.B. (2014). Perturbações depressivas. In *Psiquiatria Fundamental* (pp.205-222). Lisboa: Lidel.
- Pestana, M. H. & Gageiro, J. N. (2008). *Análise de Dados para Ciências Sociais. A complementaridade do SPSS*. (5ª ed.). Lisboa: Edições Sílabo.
- Raban, Y., & Brynin, M. (2006). Older people and new technologies. In *Computers, Phones, and the Internet: Domesticating Information Technology* (pp. 43-50). New York: Oxford University Press.
- Rosen, L. D., Whaling, K., Carrier, L. M., Cheever, N. A., & Rokkum, J. (2013). The Media and Technology Usage and Attitudes Scale: an empirical investigation. *Comput Human Behavior*, 29(6), 2501-2511.
- Rubin, D. B. 1987. *Multiple imputation for nonresponse data in surveys*. New York: John Wiley & Sons, Inc.
- Schneider, R. & Irigaray, T. (2008). O envelhecimento na atualidade: aspetos cronológicos, biológicos, psicológicos e sociais. *Est dos de Psicologia, Campinas*, 25(4), 585-593.
- Sum, S., Mathews, M., Hughes, I. & Campbell, A. (2008). Internet Use and Loneliness in Older Adults. *Cyberpsychology & Behavior*. 11(2), 208-211.
- Swindell, R. (2008). Using the Internet to build bridges to isolated older people. Australasian. *Journal on Ageing*, 19, 38-40.
- Tabachnick, B., & Fidell, L. (2007). *Using multivariate analysis* (5th Ed.). Needham Heights, MA: Allyn & Bacon.
- Taylor, W.D. (2014). Depression in the Elderly. *Journal of Medicine*, 371(13), 1228-1236.

- Teychenne, M., Ball, K. & Salmon, J. (2008). Physical activity and likelihood of depression in adults: A review. *Prev Med.*, 46(5), 397–411.
- Veríssimo, M.T. (2014). *Geriatría fundamental - Saber e Praticar*. 1ª ed. Lisboa: Lidel.
- Wright, K. (2000). Computer-mediated social support, older adults, and coping. *Journal of Communication*, 50, 100-118.
- Yusif, S., Soar, J. & Hafeez-Baig, A. (2016). Older people, assistive technologies, and the barriers to adoption: A systematic review. *International Journal of Medical Informatics*. 94, 112–116.