



UC/EPCE-2017

Universidade de Coimbra
Faculdade de Psicologia e de Ciências da Educação

**Escala do Uso e Atitudes em relação aos MEDIA SOCIAIS
e às TIC: estudo com adultos portugueses**

Maria Luís Tavares Moreno (mltm1004@gmail.com)

Dissertação de Mestrado em Psicologia Clínica e da Saúde (subárea de Intervenções Cognitivo-Comportamentais em Perturbações Psicológicas e da Saúde) sob a orientação da Professora Doutora Ana Paula Soares Matos e do Professor Doutor José Joaquim Marques Costa

Artigo

Matos, A., Costa, J. & Moreno, M. (2017). Escala do Uso e Atitudes em relação aos MEDIA SOCIAIS e às TIC: estudo com adultos portugueses.

Escala do Uso e Atitudes em relação aos MEDIA SOCIAIS e às TIC: estudo com adultos portugueses

Resumo

O objetivo deste estudo é analisar a estrutura fatorial e a fiabilidade da escala *The Media and Technology Usage and Attitudes* – MTUAS (Rosen et al., 2013), validando a sua versão portuguesa (MTUAS-PA). O MTUAS-PA tem como objetivo avaliar o Uso e as Atitudes face às Tecnologias de Informação e Comunicação (TIC) numa população de jovens adultos portugueses e observar de que forma é que os resultados obtidos se relacionam com os resultados obtidos na população de adultos estudada por Rosen estabelecendo assim uma análise comparativa entre ambos os estudos.

Para tal, recorreu-se a uma Análise Fatorial Exploratória (AFE), a uma Análise Fatorial Confirmatória (AFC) e a uma análise da fiabilidade da escala. A AFE foi realizada numa amostra de 300 sujeitos, em que 136 eram do género masculino (45.3 %) e 164 eram do género feminino (54.7 %), com idades compreendidas entre os 20 e os 59 anos ($M= 34.75$; $DP= 13.16$). Através de um teste *T-student* foram encontradas diferenças significativas quanto à idade ($t_{(298)}= 3.38$, $p < .05$), sendo os homens ($M= 37.52$, $DP= 13.27$) ligeiramente mais velhos do que as mulheres ($M= 32.45$, $DP= 12.66$).

Na AFE, a subescala Uso é constituída por 10 dimensões, nomeadamente, *Facebook* (F1, 5 itens); *Uso avançado do telemóvel* (F2, 9 itens); *E-mail* (F3, 4 itens); *Procura na Internet* (F4, 7 itens); *Jogos* (F5, 3 itens); *Partilha no Facebook* (F6, 3 itens); *Uso básico do telemóvel* (F7, 4 itens); *Entretenimento no computador/TV* (F8, 3 itens); *Amizades do Facebook* (F9, 10 itens); *Locais de acesso* (F10, 2 itens). A subescala Atitudes é constituída por 4 dimensões: *Atitudes positivas* (F1, 4 itens), *Preferência por mudança de tarefa* (F2, 4 itens), *Ansiedade/Dependência* (F3, 4 itens) e *Atitudes negativas* (F4, 3 itens).

A amostra da AFC foi constituída por 316 sujeitos com idades compreendidas entre os 20 e os 59 anos. A média de idades dos sujeitos era de 35.09 ($DP= 12.75$) e relativamente ao género, 54.7% ($n= 173$) pertenciam ao género feminino e 45.3% ($n= 143$) ao género masculino. O teste de qui-quadrado (χ^2) indicou que existem diferenças significativas de género quanto à faixa etária ($\chi^2_{(3, 316)}= 9.45$, $p < .05$). Após a retirada de um item e de *outliers*, chegou-se à conclusão de que a estrutura fatorial da AFC era a seguinte: *Facebook* (F1, 5 itens); *Uso Avançado do Telemóvel* (F2, 9 itens); *Email* (F3, 4 itens); *Procura na Internet* (F4, 7 itens); *Jogos* (F5, 3 itens); *Partilha no Facebook* (F6, 3 itens); *Uso Básico do Telemóvel* (F7, 4 itens); *Entretenimento no computador/TV* (F8, 3 itens); *Amizades no Facebook* (F9, 2 itens); *Locais de Acesso* (F10, 2 itens). A estrutura fatorial obtida no MTUAS-PA em ambas as subescalas aproxima-se bastante da estrutura fatorial obtida por Rosen e colaboradores (2013a) no MTUAS.

Os valores de consistência interna obtidos para a subescala Uso foram aceitáveis a excelentes ($.961 \leq \alpha > .701$) e os da subescala Atitudes foram

baixos a aceitáveis ($.798 \leq \alpha < .678$). Para a subescala Uso verificou-se que as correlações mais elevadas se observaram entre o F8 (*Entretenimento no PC/TV*) e F4 (*Procura na Internet*) ($r = 1.171, p < .01$) e F8 e F2 (*Uso avançado do telemóvel*) ($r = 1.052, p < .01$). Na subescala Atitudes a correlação mais elevada e significativa verificou-se entre os Fatores *Atitudes Positivas* e *Ansiedade/Dependência* ($r = .518, p < .01$).

Palavras-chave: Propriedades psicométricas; Uso e Atitudes face às Tecnologias de Informação e Comunicação; Jovens Adultos portugueses.

The media and ICT Usage and Attitudes Scale: a study with portuguese adults

Abstract

The aim of this study is to analyze and evaluate the factorial structure and reliability of *The Media and Technology Usage and Attitudes scale*—MTUAS (Rosen et al., 2013) and validate its portuguese version in a population of adults (MTUAS-PA). The purpose of the MTUAS-PA is to analyze the Usage and Attitudes towards the Information and Communication Technologies (ICT) among portuguese young adults and observe how the results obtained are similar or different from those of the adult population studied by Rosen. To establish a comparative analysis between both studies, we used a Exploratory Factor Analysis (EFA), a Confirmatory Factor Analysis (CFA) and an analysis of the reliability of the scale.

The EFA was performed on a sample of 300 subjects, of whom 136 were male (45.3 %) and 164 were female (54.7 %), with ages between 20 and 59 years ($M = 34.75$; $SD = 13.16$). The results show significant differences in age ($t(298) = 3.38, p < .05$), with males ($M = 37.52, SD = 13.27$) being slightly older than females ($M = 32.45, SD = 12.66$).

In EFA, the subscale Use of ICT is constituted by 10 dimensions, namely, *Facebook* (F1, 5 items); *Advanced use of mobile phone* (F2, 9 items); *E-mail* (F3, 4 items); *Internet search* (F4, 7 items); *Games* (F5, 3 items); *Share on Facebook* (F6, 3 items); *Basic use of mobile phone* (F7, 4 items); *Entertainment on the computer/TV* (F8, 3 items); *Facebook friendships* (F9, 10 items); *Access places* (F10, 2 items). The Attitudes towards ICT subscale consists of 4 dimensions: *Positive attitudes* (F1, 4 items), *Preference for task switch* (F2, 4 items), *Anxiety/Dependence* (F3, 4 items) and *Negative attitudes* (F4, 3 items).

The CFA sample consists of 316 subjects aged between 20 and 59 years. The mean age of the subjects is 35.09 ($SD = 12.75$) and 54.7% ($n = 173$) belong to the female gender and 45.3% ($n = 143$) belong to the male gender. The chi square test (χ^2) indicated that there are significant gender differences in the age group ($\chi^2(3, 316) = 9.45, p < .05$). After withdrawing an

item and outliers, it was concluded that the CFA's factorial structure was as follows: *Facebook* (F1, 5 items); *Advanced Mobile Phone Use* (F2, 9 items); *Email* (F3, 4 items); *Internet search* (F4, 7 items); *Games* (F5, 3 items); *Share on Facebook* (F6, 3 items); *Basic Phone Use* (F7, 4 items); *Entertainment on the computer/TV* (F8, 3 items); *Facebook friendships* (F9, 2 items); *Access Places* (F10, 2 items). The factor structure obtained in the MTUAS-PA in both subscales is close enough to the factor structure obtained by Rosen and collaborators (2013a) in the MTUAS.

The internal consistency values obtained for the subscale Usage were acceptable to excellent ($.961 \leq \alpha < .701$) and those of the Attitudes subscale were questionable to acceptable ($.798 \leq \alpha < .678$). For the subscale Usage it was verified that the highest correlations were observed between F8 (*PC / TV Entertainment*) and F4 (*Internet Search*) ($r = 1,171, p < .01$) and F8 and F2 (*Advanced use of the mobile phone*) ($r = 1.052, p < .01$). In the Attitudes subscale, the highest and most significant correlation was between the *Positive Attitudes* and *Anxiety/Dependence* factors ($r = .518, p < .01$).

Keywords: Psychometric properties; Use and Attitudes towards Information and Communication Technologies; Portuguese young adults.

Agradecimentos

À Professora Doutora Ana Paula Matos e ao Professor Doutor José Joaquim por toda a disponibilidade e apoio prestados;

A todas as pessoas que aceitaram de boa vontade participar neste estudo, agradeço a paciência e receptividade;

Aos meus pais, por me fornecerem o suporte necessário ao meu desenvolvimento, pelos valores e princípios transmitidos, pelas palavras de encorajamento em momentos críticos e por me incentivarem constantemente a ser melhor;

À Rita, à Pê, à Tri e à Ritinha, por serem o meu núcleo duro de Bragança, o meu porto seguro, as minhas amigas de sempre, para sempre;

À minha família de Coimbra, por fazerem jus ao verdadeiro significado de amizade e companheirismo, por serem a minha rede de suporte ao longo destes 5 anos e pela presença assídua desde o primeiro ao último dia desta caminhada;

Às minhas avós, aos meus tios e às minhas primas, por constituírem a pedra basilar de todo o meu desenvolvimento;

À Ana Lúcia e à Liliana por serem tão boas colegas e por toda a generosidade demonstrada;

Por fim, a **Ti Coimbra**, por teres sido palco de inúmeros e inexplicáveis momentos, por toda a aprendizagem, crescimento e desenvolvimento pessoal que me proporcionaste e por todas as ferramentas de que me muniste para continuar a desbravar caminho. Este ciclo termina, contudo, apesar de ser “*Tempo de partida*” é uma imensa “*sorte, em ter-Te p’ra vida!*”

Índice

I. Enquadramento concetual.....	1
II. Objetivos.....	5
III. Instrumento.....	5
IV. Procedimentos.....	6
V. Estratégia Analítica.....	6
VI. AFE da escala MTUAS-PA para a população portuguesa.....	8
VI.1. Descrição da amostra.....	8
VI.2. Resultados da AFE.....	8
VII. AFC da escala MTUAS-PA para a população portuguesa.....	12
VII.1. Descrição da amostra.....	12
VII.2. Resultados da AFC.....	13
VII.3. Dados descritivos e Análise das diferenças entre géneros e escalões etários.....	23
VIII. Discussão.....	26
IX. Conclusões.....	30
Referências.....	31
Anexos.....	36

I. Enquadramento concetual

As Tecnologias da Informação e Comunicação

A expressão Tecnologias da Informação e Comunicação (TIC) é um termo que enfatiza o papel das comunicações unificadas e a integração das telecomunicações (linhas telefónicas e sinais sem fios), computadores, software, sistemas de armazenamento e audiovisual, que permitem aos seus utilizadores criar, aceder, armazenar, transmitir e manipular informações. Esta expressão foi utilizada, pela primeira vez, por Dennis Stevenson (membro do governo britânico) e promovida pela documentação do Novo Currículo Britânico em 2000 (Tamilselvan, Sivakumar & Sevukan, 2012).

Um dos setores que sofreu grandes modificações com o surgimento das TIC foi o setor educacional, pois permitiu que a informação entre estudantes fosse partilhada e divulgada de forma mais eficaz, agilizando a forma como as pesquisas académicas são feitas e possibilitando a partilha de interesses académicos com outras comunidades externas (O'Brien, 2012). As TIC simplificaram o processo de comunicação entre estudantes e docentes e fomentaram o surgimento de oportunidades de criação de parcerias e colaborações na comunidade académica, permitindo um rápido acesso a fontes de informação e o desenvolvimento de aptidões passíveis de potenciarem o sucesso dos estudantes nos mais diversos níveis (Legaree, 2015).

Houve um rápido crescimento de contextos de aprendizagem online e de ferramentas de apoio à aprendizagem e à pesquisa, nomeadamente, e-mail, fóruns de discussão e chats síncronos (Conole & Dyke, 2004).

As TIC vieram facilitar a comunicação intercultural e a tomada de decisões (Shachaf, 2008), originaram profundas alterações a nível global, permitindo a formação de uma grande rede de ligações virtuais que possibilitou que todos os setores e dimensões da interação humana sofressem transformações (por exemplo, através de redes sociais) (Lau, 2017).

As TIC tornaram-se uma ferramenta indispensável para as novas gerações de adolescentes e jovens adultos, pois permitem-lhes aceder a um novo “universo” onde a procura de informação e o estabelecimento de interações pode ser efetuado de forma instantânea, com uma rapidez que outrora não era possível, respondendo às suas necessidades de comunicação e contribuindo, marcadamente, para o seu desenvolvimento social, afetivo e cognitivo (Areepattamannil, Khine, 2017). As redes sociais, em particular, são um fenómeno que cativa os adolescentes e jovens adultos, que surgiu através da evolução das TIC e cujo estudo tem cativado vários investigadores (Zhang, Johnson, Seltzer, & Bichard, 2010).

Adolescentes e jovens adultos têm tendência a usar, pelo menos, 11 modalidades de atividades online, tais como: a navegação na Internet e modalidades relacionadas com a mediação da comunicação (e.g. e-mail, mensagens instantâneas, blogs e redes sociais); a prática de jogos de computador online, como *World of Warcraft*; e o recurso a mundos virtuais

(e.g. *Avatars*) (Ainin, Naqshbandi, Moghavvemi, & Jaafar, 2015).

Muitos têm sido os benefícios apontados à utilização das TIC pelas faixas etárias mais jovens. Realça-se a criação de oportunidades de socialização (OECD, 2015; Skryabin, Zhang, Liu, & Zhang, 2015), de autoconhecimento e de desenvolvimento (Ainin, Naqshbandi, Moghavvemi & Jaafar, 2015); a melhoria do desempenho académico (Law, Pelgrum, & Plomp, 2008; Rappa, Yip, & Baey, 2009); a melhoria das habilidades cognitivas e do pensamento complexo (Yang, 2015); e o desenvolvimento de competências de resolução de problemas (Argelagós & Pifarré, 2012). Contudo, quando o uso das TIC é inadequado ou excessivo, podem verificar-se malefícios e prejuízos, nomeadamente, problemas relacionados com o sono, défices no desempenho escolar ou laboral, deterioração das relações familiares e entre pares, violência, cyberbullying, assédio sexual, automutilação, suicídio, uso e abuso de substâncias e aumento de peso ou obesidade (Muñoz-Miralles et al., 2016).

Alguns autores referem ainda a associação do seu consumo excessivo à problemática do aumento da probabilidade de desenvolvimento de perturbações psicológicas graves (Vázquez, 2006).

A utilização de redes sociais permite vivenciar um sentimento de pertença à comunidade bem como combater o sentimento de solidão, tendo, deste modo, a vantagem de contribuir para a formação e manutenção do capital social, sendo que, o capital social é a associação em classes ou grupos sociais específicos, ou seja, alguém terá capital social se pertencer a um grupo social (Ahn, 2012).

Redes sociais como o Facebook podem impulsionar o capital social dos jovens porque as suas identidades são, em grande parte, moldadas pelo que eles partilham sobre si mesmos e, por sua vez, pelo que os outros partilham e dizem sobre eles. O uso de redes sociais pode ter efeitos salutares adicionais sobre o bem-estar psicológico e emocional dos adolescentes, por exemplo, pode fortalecer os laços familiares e outras relações sociais favoráveis que são passíveis de melhorar a autoestima e potenciar a socialização. No entanto, o uso de redes sociais pode afetar, negativamente, o bem-estar psicológico, emocional, físico e o desenvolvimento social. Dada a dependência dos adolescentes e jovens adultos face às TIC, existem sérias preocupações sobre os efeitos a longo prazo relativamente à sua saúde mental, decorrentes de um uso excessivo de redes sociais. Como já foi mencionado anteriormente, apesar de existir um efeito benéfico na utilização de redes sociais, nomeadamente, na melhoria do capital social dos indivíduos, esta utilização poderá trazer consequências negativas graves se, por exemplo, se revelarem informações pessoais sensíveis devido à ânsia de aprovação social. Os adolescentes e jovens adultos que passam mais tempo online divulgam mais informações pessoais que podem, eventualmente, prejudicar os seus relacionamentos pessoais. Constata-se mesmo que esta necessidade de popularidade é um forte indício de divulgação futura de informações pessoais no Facebook e, apesar de as pessoas poderem estar cientes dos potenciais perigos da utilização de redes sociais (como perseguição ou cyberbullying), têm pouco controlo sobre o acesso e divulgação das suas informações (Ahn, 2012; Arnett, 1995; Bolton et al., 2013). Essa é também a maior preocupação de pais e professores que

encaram a popularidade das redes sociais de forma crítica, pois temem que os adolescentes e jovens adultos negligenciem os riscos relacionados com a revelação de informação pessoal. No entanto, no geral, parece que os adolescentes e jovens adultos utilizam as redes sociais conscientemente analisando os prós e os contras, agindo de acordo com as suas preferências, obtendo benefícios, nomeadamente, apoio em assuntos relacionados com a escola, ampliando os seus horizontes e intensificando as relações com os seus pares (Koroleva, Brecht, Goebel, & Malinova, 2011).

O estudo de Rosen, Whaling, Rab, Carrier and Cheever (2013) avaliou o uso de tecnologias e de redes sociais, nomeadamente, de que forma as atitudes e uso de adolescentes e jovens adultos das TIC se repercutiam em perturbações psicológicas, concluindo que as TIC podem ser fortes preditores de sintomas clínicos de perturbações de humor e de perturbações de personalidade. É interessante referir que o feedback positivo sobre os perfis nas redes sociais está positivamente correlacionado com o aumento da autoestima e do bem-estar social dos adolescentes e jovens adultos, enquanto que o feedback negativo diminui a sua autoestima e bem-estar (Valkenburg, Peter, & Schouten, 2006).

Relativamente à relação entre uma utilização mais frequente do Facebook e performance académica, existem vários estudos conflitantes, não sendo possível afirmar, com toda a certeza, que uma maior utilização de redes sociais tem efeitos negativos na performance académica (Junco, 2012; Kirschner & Karpinski, 2010; Teppers, Luyckx, Klimstra, & Goossens, 2014).

Os adolescentes e jovens adultos que têm atitudes mais favoráveis para se envolverem no uso frequente de redes sociais, mais confiança nas suas capacidades de aceder e utilizar as redes sociais e que acreditam que o uso frequente de redes sociais é normativo no seu grupo de amigos, terão um comportamento que os fará envolverem-se ainda mais vezes na utilização de redes sociais (Baker & White, 2010). A utilização de redes sociais é motivada pelo sentimento de pertença e autoestima coletiva, o já mencionado capital social e, de acordo com Barker (2009), a comunicação com os membros do grupo a que pertencem é a motivação mais importante para o uso de redes sociais. Os adolescentes e jovens adultos com maior autoestima coletiva (descreve o aspeto da autoimagem de um indivíduo que decorre de como o indivíduo interage com os outros e com os grupos dos quais faz parte), são motivados para se comunicarem com o seu grupo de pertença. Por outro lado, a autoestima coletiva negativa está correlacionada com a compensação social, sugerindo que os adolescentes e jovens adultos que se sentem mal em relação ao seu grupo social usam as redes sociais como uma alternativa para se comunicarem com outros membros do grupo (Barker, 2009).

Desta forma, conclui-se que uma utilização inadequada das TIC é um fator de risco para o desenvolvimento de perturbações psicológicas entre utilizadores jovens (Thomé, Eklöf, Gustafsson, Nilsson, & Hagberg, 2007), pelo que, a aplicação de instrumentos que descrevam o uso e as atitudes face às TIC é fundamental, pois permite uma melhor análise do uso e atitudes dos indivíduos em relação às TIC.

Avaliação do Uso e Atitudes face às TIC

Os autores Rosen e colaboradores (2013) construíram a escala de avaliação MTUAS partindo de 68 itens iniciais (50 relacionados com USO dos media e TIC e 18 de atitudes face às TIC). Após as análises realizadas pelos autores, resultaram 60 itens organizados em duas subescalas: Uso das TIC e Atitudes face às TIC.

A subescala Uso das TIC ficou composta por 11 fatores, nomeadamente, Fator 1- Uso do smartphone, constituído por 9 itens, Fator 2- Uso geral dos *social media*, constituído por 9 itens, Fator 3- *Procura na Internet*, constituído por 4 itens, Fator 4- *E-mail*, constituído por 4 itens, Fator 5- *Partilha de media*, constituído por 4 itens, Fator 6- *Mensagens de texto*, constituído por 3 itens, Fator 7- *Jogos de vídeo*, constituído por 3 itens, Fator 8- *Amizades online*, constituído por 2 itens, Fator 9- *Amizades do Facebook*, constituído por 2 itens, Fator 10- *Chamadas telefónicas*, constituído por 2 itens e Fator 11- *Ver televisão*, constituído por 2 itens.

A subescala Atitudes face às TIC ficou composta por 4 fatores, nomeadamente, Fator 1- *Atitudes positivas*, constituído por 6 itens, Fator 2- *Ansiedade e dependência*, constituído por 3 itens, Fator 3- *Preferência por mudança de tarefa*, constituído por 4 itens e Fator 4- *Atitudes negativas*, constituído por 3 itens.

Os valores de consistência interna obtidos na subescala Uso das TIC variaram entre $\alpha = .83$ (Fator 7- *Jogos de vídeo*) a $.97$ (Fator 2- *Uso geral dos social media*), revelando uma consistência interna boa a excelente. Para a subescala Atitudes face às TIC, os valores de consistência interna obtidos variaram entre $\alpha = .80$ (Fator 4- *Atitudes negativas*) a $.87$ (Fator 1- *Atitudes positivas*), demonstrando uma consistência interna boa. Os autores (Rosen et al., 2013) estudaram e analisaram a validade de construto da medida através da relação do MTUAS com outros instrumentos anteriormente existentes, nomeadamente, a escala *Daily media usage hours*, *Technology-related anxiety* e *Internet Addiction Test*.

No contexto português, foi realizado o estudo de Costa e colaboradores (2016), que partiu da investigação de Rosen et al. (2013a) e que traduziu, adaptou e validou a escala com adolescentes portugueses (MTUAS-PY).

Ambos os estudos consideraram, além das TIC, redes sociais e amizades online, o conceito de *multitasking*, através da inclusão de itens que manifestavam preferência por mudança de tarefa (*task switching*), sendo que *multitasking* é definido por Stephens e Davis (2009) pela ação de realizar duas ou mais tarefas simultaneamente. Desta forma, quanto maior for o nível de multitasking ao nível das TIC, maior o número de alternância entre tarefas, resultando numa maior carga cognitiva e tempo empregue nessas mudanças de tarefa, culminando num decréscimo da eficácia de realização das mesmas (Bannister & Remenyi, 2008).

Pelo que foi exposto, torna-se necessário efetuar mais investigação relativamente ao uso e às atitudes face às TIC, nomeadamente, entre os adolescentes e jovens adultos. Torna-se também importante efetuar uma

comparação entre os instrumentos MTUAS e MTUAS-PA a fim de observar se os resultados obtidos serão semelhantes, surgindo daí a pertinência do presente estudo.

II. Objetivos

O presente estudo decorreu no seguimento de uma lacuna encontrada ao nível do contexto português, relativamente à inexistência de um instrumento que avaliasse a utilização e as atitudes face aos MEDIA SOCIAIS E ÀS TIC em adultos. Assim, o principal objetivo desta investigação foi adaptar e aferir a Escala de Uso e Atitudes face às Tecnologias da Informação e Comunicação (MTUAS) de Rosen e colaboradores (2013a) em adultos portugueses. Realizámos, para isso, uma Análise Fatorial Exploratória (AFE) e uma Análise Fatorial Confirmatória (AFC) para caracterizar e confirmar a estrutura fatorial da escala. Também pretendemos estabelecer uma comparação com o que foi obtido no artigo de Rosen e colaboradores (2013a).

III. Instrumentos

Escala do Uso e Atitudes em relação aos MEDIA SOCIAIS e às TIC: estudo com adultos portugueses

Este instrumento foi desenvolvido a partir da Escala do Uso e Atitudes face às Tecnologias da Informação e Comunicação- *The Media and Technology Usage and Attitudes Scale* (MTUAS) de Rosen e colaboradores (2013a), constituindo-se um questionário de autorresposta que avalia a frequência de utilização das tecnologias da informação e redes sociais, assim como, as atitudes para com as mesmas, em adultos. O questionário original era constituído por 60 itens, distribuídos pela subescala Uso dos MEDIA SOCIAIS e das TIC, com 44 itens, e pela subescala Atitudes face aos MEDIA SOCIAIS e às TIC, com 16 itens. A subescala Uso das TIC é constituída por 11 dimensões (Uso do Smartphone, Uso geral das redes sociais, Pesquisa na Internet, E-mail, Partilha de ficheiros, Mensagens de texto, Jogos, Amizades online, Amizades do Facebook, Chamadas telefónicas e Ver Televisão), em que a escala de resposta consistia numa escala do tipo Likert com 10 pontos (1 = “Nunca” a 10 = “Sempre”), excetuando os itens referentes a amizades no Facebook ou online (1 = “0” a 8 = “751 ou mais”). A subescala Atitudes face aos MEDIA SOCIAIS e às TIC era constituída por 4 dimensões (Atitudes positivas, Ansiedade e Dependência, Atitudes negativas e Preferência por mudança de tarefa), medidas numa escala de Likert de 1 (“Discordo Fortemente”) a 5 (“Concordo Fortemente”). No estudo original, verificaram-se índices de consistência interna entre .61 e .97 para a subescala Uso e entre .80 e .85 para a subescala Atitudes.

IV. Procedimentos

No presente estudo administrou-se um protocolo repartido por duas partes: parte A, em formato digital e parte B, em suporte de papel. O objetivo do protocolo era analisar as relações entre a saúde, bem-estar subjetivo, socialização e utilização das Tecnologias de Informação e Comunicação (TIC) em sujeitos entre os 20 e os 59 anos, através de instrumentos de autorresposta. Foram explicitadas aos participantes todas as orientações, de acordo com as normas éticas para projetos de investigação, relacionadas com o objetivo do estudo, sendo-lhes garantida a confidencialidade dos dados e respostas e a possibilidade de desistência do preenchimento caso assim entendessem, sem qualquer repercussão para o sujeito.

V. Estratégia Analítica

Na Análise Fatorial Exploratória (AFE), os dados foram analisados com recurso ao programa SPSS, versão 22.0 para o Windows (IMB Corp, Armonk, NY, USA). Para efeitos da Análise Fatorial Confirmatória (AFC), recorreu-se ao *software Analysis of Moments Structures*, AMOS, versão 22.0 para o Windows (IMB Corp, Armonk, NY, USA).

Para realizar a AFE, foi necessário efetuar duas análises preliminares: relativamente ao tamanho da amostra, conferiu-se a existência de 5 sujeitos por cada variável a fim de garantir a confiabilidade nos resultados (e.g. pelo menos 300 sujeitos no total, uma vez que a escala tem 60 itens); para verificar a normalidade dos dados, foi utilizado o teste de *Kolmogorov-Smirnov*, sendo que, para haver uma distribuição normal, os valores de p têm que ser $\geq .05$ (Pallant, 2011) e os índices de curtose (ku) e de simetria (sk), sendo que a normalidade dos dados se verifica para valores de $ku < 10$ e para valores de $sk < 3$ (Kline, 2005).

Foi usado o método de extração do eixo principal porque é considerado o mais adequado para identificar constructos latentes em vez de simplesmente reduzir os dados a um conjunto de factores como a análise de componentes principais tende a fazer (Tabachnick and Fidell, 2013)

Recorreu-se, num primeiro momento, ao Teste de esfericidade de *Bartlett* (Bartlett, 1954) e à medida de adequação amostral de *Kaiser-Meyer-Olkin* (KMO) (Kaiser, 1970, 1974), tendo os testes referidos como objetivo atestar a fatorabilidade dos dados. Desta forma, é necessário que o Teste de esfericidade de *Bartlett* seja significativo ($p < .05$) (Tabachnick & Fidell, 2007) e o teste de KMO tenha índices entre 0 e 1, com um valor mínimo de .6, sendo que sendo que, valores superiores a .5 são considerados inaceitáveis, entre .5 e .7 são medíocres, entre .7 e .8 são bons, superiores a .8 são ótimos e superiores a .9 são excelentes (Tabachnick & Fidell, 2007). Posteriormente, num segundo momento, recorreu-se a uma extracção livre de componentes, através de uma Análise de Componentes Principais (ACP) tendo como referência o Critério de *Kaiser-Guttman* (apenas se retêm eigenvalues >1) (Floyd & Widaman, 1995; Patil, Singh, Mishra, & Donovan, 2008), sendo que

o propósito deste teste é determinar o número mínimo de fatores que podem ser utilizados para representar de forma mais fidedigna possível as relações existentes entre um determinado conjunto de variáveis ou itens e explicar o máximo de variância possível nos dados originais (Hair, Black, Babin, Anderson, & Tatham, 2009); seguidamente, verificaram-se os valores das comunalidades (h^2), eliminando-se os itens quando os seus valores eram $< .40$ (Field, 2009) e para os valores dos pesos fatoriais tivemos como referência o valor mínimo de $.40$ (Stevens, 2012).

A consistência interna foi avaliada através do alfa de *Cronbach* (α), uma medida de confiabilidade, cuja utilização permite determinar em que medida é que os itens de uma determinada escala são representativos da dimensão subjacente à mesma. Deve ter valores iguais ou superiores a $.70$ para se traduzir numa consistência interna aceitável (Marôco, 2010) Para o cálculo das correlações, tivemos como referência os valores de coeficientes de correlação de *Pearson* (r), sendo que, $r < .20$ indica uma correlação muito baixa, $.20 < r < .39$ indica uma correlação baixa, $.40 < r < .69$ indica uma correlação moderada, $.70 < r < .89$ indica uma correlação alta e $r > .90$ indica uma correlação muito alta (Pestana e Gageiro, 2008).

Quanto à AFC, começou por se verificar a existência de normalidade dos dados, através do teste de *Kolmogorov-Smirnov*, dos índices de curtose (ku) e de simetria (sk), e da inspeção dos histogramas. Posteriormente, analisaram-se os índices de qualidade de ajustamento, a validade fatorial e fiabilidade individual e a presença de *outliers*.

Em relação aos índices de ajustamento, são considerados bons para χ^2/df inferiores a 2, aceitáveis se inferiores a 5 e inaceitáveis para valores superiores a 5 (Marôco, 2010); Para o *Comparative Fit Index* (CFI) são considerados representativos de um ajustamento bom a muito bom valores que se situam entre $.90$ e $> .95$ (Kline, 2005). O *Tucker-Lewis Index* (TLI) apresenta como indicadores de bom a muito bom ajustamento, valores próximos de $.90$ a $> .95$ (Kline, 2005; Marôco, 2010). Relativamente ao *Parsimonious Normed Fit Index* (PNFI), valores superiores a $.80$ são considerados muito bons, valores superiores a $.60$ são considerados bons e valores inferiores a $.60$ são considerados maus (Marôco, 2010). Quanto ao *Root Mean Square of Approximation* (RMSEA), embora haja discrepâncias quanto aos valores, Kline sugere que é considerado aceitável quando inferior ou próximo de $.06$ (Kline, 2005). A validação fatorial foi analisada através dos valores estandardizados dos pesos ($\lambda \geq .5$) e da fiabilidade individual ($r^2 \geq .25$) considerados aceitáveis (Marôco, 2010).

Analisaram-se também várias medidas de ajustamento que permitem comparar modelos, nomeadamente, *Akaike Information Criterion* (AIC), *Browne-Cudeck* (BCC), *Modified Expected Cross-Validation Index* (MECVI) e *Standardized Root Mean Square Residual* (SRMR), sendo que, quanto menores forem os seus valores de um modelo para o outro, melhor é a qualidade de ajustamento do modelo. Estas medidas são úteis para comparar os vários modelos obtidos na escala Uso das TIC analisada, de forma a comprovar que as alterações ao modelo inicial tiveram resultados positivos

(Marôco, 2010; Byrne, 2009).

Analisou-se novamente a consistência interna através do alfa de cronbach (α) e para fatores constituídos por apenas dois itens recorreu-se ao coeficiente de correlação de *Pearson* (r). (Marôco, 2010).

A fim de efetuar análises descritivas da AFC, nomeadamente, verificação e descrição da presença de diferenças estatisticamente significativas de género e escalão etário relativamente aos fatores das subescalas Uso e atitudes face aos MEDIA SOCIAIS e às TIC, realizou-se um teste multivariado da variância (MANOVA *Two way*) seguido de um Teste de comparações *Post-Hoc*, que é utilizado para comparar grupos entre eles, indicando se há uma diferença significativa nas médias de cada um deles e um Teste de *Tukey*.

Analisaram-se também as dimensões dos efeitos (η^2_p) através do teste estatístico *Partial Eta Squared*, que representa a proporção de variância da variável dependente que pode ser explicada pela variável independente. De acordo com Mároco (2010), o seu efeito poderá ser muito elevado ($>.5$), elevado $].25; .5]$, médio $].05; .25]$ ou pequeno ($\leq .05$). Foi também efetuado um Teste F de *Pillai* (*Pillai's Trace*) para avaliar a presença de diferenças estatisticamente significativas entre grupos numa combinação linear de variáveis dependentes. É considerado mais robusto do que os outros Testes F no caso de a amostra ter um tamanho pequeno, da distribuição de sujeitos pelos grupos não ser igual e em casos de violação da normalidade. Neste caso específico, optamos por o utilizar devido ao facto de os sujeitos estarem distribuídos de forma discrepante pelos grupos etários, ou seja, o grupo etário dos 20-30 anos contém mais sujeitos do que os restantes grupos (Tabachnick & Fidell, 2013).

VI. AFE da escala MTUAS-PA

VI.1. Descrição da amostra

A amostra da AFE inclui 300 sujeitos, com idades compreendidas entre os 20 e os 59 anos ($M = 34.75$, $DP = 13.16$), em que 136 (45.3%) eram do género masculino e 164 (54.7%) eram do género feminino. Foram encontradas diferenças significativas quanto à idade através de um teste *T-student* ($t_{(298)} = 3.38$, $p < .05$), sendo os homens ($M = 37.52$, $DP = 13.27$) mais velhos do que as mulheres ($M = 32.45$, $DP = 12.66$).

VI.2. Resultados da AFE

Subescala Uso dos MEDIA SOCIAIS e das TIC

Utilizou-se o método de extração do eixo principal, partindo do conjunto de 44 itens que compunham a escala de *Rosen* e colaboradores (2013a). Começámos por aplicar uma rotação *Varimax*, seguida de uma extração livre, que permitiu obter 10 fatores. Decidimos eliminar os itens 43 “*Com quantas pessoas que conheceu online nunca esteve face a face?*” e 44 “*Com quantas pessoas com quem interage regularmente nunca conheceu face*

a face?” por apresentarem saturações fatoriais inferiores a .30. Seguidamente, aos 42 itens restantes, realizamos uma extração forçada, obtivemos uma solução de 10 componentes que explicavam 73.751% da variância, com um KMO de .896, valor considerado ótimo por Marôco (2014), e um teste de esfericidade de *Bartlett* significativo ($\chi^2(861) = 7464.762, p < .000$), o que demonstra que a amostra e a matriz de correlações e a amostra foram adequadas para esta análise. (Tabela 1)

Tabela 1. *Eigenvalues* e variância explicada dos Componentes Principais para os fatores da Subescala Uso

Componente	Eigenvalues	% de Variância	% Cumulativa
1	15.129	36.021	36.021
2	3.732	8.885	44.905
3	2.286	5.443	50.348
4	1.977	4.706	55.054
5	1.764	4.201	59.255
6	1.519	3.617	62.872
7	1.340	3.191	66.063
8	1.213	2.887	68.950
9	1.060	2.524	71.474
10	.956	2.277	73.751

As saturações fatoriais (Tabela 2) para todos os fatores apresentaram-se superiores a .30 e as comunalidades variaram entre .384 e .849, com uma média de cerca de .654.

Tabela 2. Saturações fatoriais para a Subescala Uso dos MEDIA SOCIAIS e das TIC

Itens	Fatores da Subescala Uso									
	F1	F2	F3	F4	F5	F6	F7	F8	F9	F10
Em redes sociais como o Facebook, ler posts	.806									
Aceder ao Facebook ou outras redes sociais	.770									
Aceder à página do Facebook usando o smartphone	.687									
Em redes sociais como o Facebook, fazer um like num post, foto, etc	.649									
Em redes sociais como o Facebook, ver perfis e fotografias	.646									
No telemóvel, procurar informação	.714									
No telemóvel, navegar na internet	.702									
No telemóvel, usar aplicações (qualquer uma)	.672									
No telemóvel, verificar as notícias	.580									
No telemóvel, ler os e-mails	.539									
No telemóvel, ouvir música	.497									
No telemóvel, tirar fotografias	.492									
No telemóvel, obter direcções (como chegar a um local) ou usar o GPS	.480									
No telemóvel, gravar vídeo	.474									
Enviar, receber e ler e-mails			.844							
Verificar o e-mail da escola ou do trabalho			.802							
Enviar ou receber ficheiros através do e-mail			.799							
Verificar o e-mail pessoal			.781							
Procurar informação na internet usando qualquer equipamento				.605						
Procurar notícias na internet usando qualquer equipamento				.593						
Procurar vídeos na internet usando qualquer equipamento				.544						
Procurar imagens ou fotografias na internet usando qualquer equipamento				.510						
Partilhar os seus ficheiros no computador				.493						
Fazer o download de ficheiros de outras pessoas no computador				.475						
Ver vídeo clips no computador				.415						
Jogar no computador, consola ou smartphone, com outras pessoas na mesma sala					.800					
Jogar no computador, consola ou smartphone, sozinho					.770					
Jogar no computador, consola ou smartphone, com outras pessoas que estão online					.667					
Em redes sociais como o Facebook, partilhar fotografias						.783				
Em redes sociais como o Facebook, fazer actualizações nos posts						.685				
Em redes sociais como o Facebook, comentar posts, actualizações de estado, fotos, etc						.537				
No telemóvel, fazer e receber chamadas telefónicas							.561			
No telemóvel, verificar as chamadas de voz							.553			
No telemóvel, verificar as mensagens de texto							.515			
No telemóvel, enviar e receber mensagens de texto							.417			
Ver vídeo clips na televisão								.652		
Ver espectáculos, filmes na televisão								.587		
Ver espectáculos e filmes no computador								.423		
Dos amigos do Facebook, quantos conhece pessoalmente?									.836	
Quantos amigos tem no Facebook?									.664	
Aceder ao Facebook ou outras redes sociais na escola ou no trabalho										.666
Usar o telemóvel durante as aulas ou no trabalho										.481

Fator 1: Facebook; Fator 2: Uso avançado do telemóvel; Fator 3: E-mail; Fator 4: Procura na Internet; Fator 5: Jogos; Fator 6: Partilha no Facebook; Fator 7: Uso básico do telemóvel; Fator 8: Entretenimento no computador/TV; Fator 9: Amizades do Facebook; Fator 10: Locais de acesso

Subescala Atitudes face aos MEDIA SOCIAIS e às TIC

Foi usado o método de extração do eixo principal, com extração livre e rotação *Varimax*, partindo dos 16 itens contemplados no artigo original, sendo que obtivemos 5 componentes. Visto que a distribuição dos itens pelos fatores não nos pareceu a mais apropriada, optamos por realizar uma extração forçada a 4 componentes. Após observarmos a solução encontrada, concluímos que o item 52 “*Com a tecnologia tudo é possível*” apresentava uma saturação baixa (inferior a .30), sendo que, devido a este resultado, decidimos eliminá-lo. Assim, os dados que se seguem correspondem a uma solução de 15 itens que se organizou em 4 componentes que explicaram 64.144 % da variância, com um KMO de .780, valor considerado bom por Marôco (2014) e um teste de esfericidade de *Bartlett* significativo ($\chi^2_{(105)} = 1726.089, p < .000$).

Os fatores encontrados foram: *Atitudes positivas* (F1, 4 itens), *Preferência por mudança de tarefa* (F2, 4 itens), *Ansiedade/Dependência* (F3, 4 itens) e *Atitudes negativas* (F4, 3 itens). As percentagens de variância explicada por cada fator estão contempladas na Tabela 3.

Tabela 3. Eigenvalues e variância explicada pelos Componentes Principais da Subescala Atitudes

Componente	Eigenvalues	% Variância	% Cumulativa
F1	4.230	28.202	28.202
F2	2.432	16.211	44.412
F3	1.758	11.719	56.131
F4	1.202	8.013	64.144

As comunalidades obtidas variaram entre .263 e .814, com uma média de cerca de .526, tendo havido itens com comunalidades inferiores a .30, sendo eles os itens 51 “*A tecnologia fornecerá soluções para muitos dos nossos problemas*” e 60 “*Quando tenho uma tarefa para completar, gosto de a dividir em etapas, intercalando outras tarefas de forma intermitente*”. Estes itens não foram eliminados devido à sua relevância teórica no seio da estrutura fatorial.

Quanto às saturações fatoriais, todas foram superiores a .30 e podem ser consultadas na Tabela 4.

Tabela 4. Saturações fatoriais para a subescala Atitudes

Itens	Fatores da Subescala Atitudes			
	F1	F2	F3	F4
Considero importante poder aceder à internet sempre que o desejo	.834			
Considero importante ser capaz de encontrar qualquer informação online, sempre que queira	.809			
Considero importante manter-me atualizado em relação às últimas tendências na tecnologia	.654			
A tecnologia fornecerá soluções para muitos dos nossos problemas	.444			
Quando estou a fazer várias tarefas, prefiro ir saltando de uma para a outra em vez de fazer uma de cada vez		.897		
Durante o dia, prefiro trabalhar em várias tarefas ao mesmo tempo, em vez de completar um projecto e depois passar para outro		.844		
Gosto de completar uma tarefa antes de me concentrar em outra coisa		.688		
Quando tenho uma tarefa para completar, gosto de a dividir em etapas, intercalando outras tarefas de forma intermitente		.480		
Fico ansioso quando não consigo aceder à internet			.837	
Fico ansioso quando não tenho o telemóvel comigo			.767	
Sou dependente da tecnologia			.595	
Sinto que me torno mais realizado com a tecnologia			.402	
As novas tecnologias tornam as pessoas mais isoladas				.607
As novas tecnologias fazem as pessoas perder muito tempo				.595
As novas tecnologias tornam a vida muito complicada				.560

Fator 1: Atitudes positivas; Fator 2: Preferência por mudança de tarefa; Fator 3: Ansiedade/Dependência; Fator 4: Atitudes negativas

VII. AFC da escala MTUAS-PA

VII.1. Descrição da amostra

A amostra da AFC é constituída por 316 sujeitos com idades compreendidas entre os 20 e os 59 anos. Através da observação da tabela 14, pode-se verificar que a média de idades dos sujeitos é de 35.09 ($DP= 12.75$) e relativamente ao género, 54.7% ($n= 173$) pertencem ao género feminino e 45.3% ($n= 143$) pertencem ao género masculino. O teste de qui-quadrado (χ^2) indicou que existem diferenças significativas de género quanto à faixa etária ($\chi^2_{(3, 316)}= 9.45, p < .05$).

De acordo com a faixa etária, os sujeitos foram dispostos por quatro escalões: escalão A [20-30 anos], escalão B [31-40 anos], escalão C [41-50 anos] e escalão D [51-59 anos]. O escalão etário onde se reúnem mais participantes é o escalão A com 136 sujeitos (43%). Os restantes escalões (B, C e D) têm uma menor concentração de sujeitos, sendo que o escalão D é aquele que possui um menor número de sujeitos ($n= 55$).

Pode observar-se ainda que os escalões A [48% ($n= 83$)] e C [23.1% ($n= 40$)] são constituídos maioritariamente por mulheres, ao contrário do que se verifica nos escalões B e D, sendo que, no B o número de homens e mulheres é igual ($n= 29$) e no D, existe um predomínio dos homens [23.8% ($n= 34$)] face às mulheres [12.1% ($n= 21$)].

A fim de apurar a existência de diferenças estatisticamente significativas entre géneros em relação à idade, efetuou-se um teste *t-Student* cujos resultados $t(315)= -2.38$ ($p= .018$) indicam a presença de diferenças estatisticamente significativas, sendo que, os sujeitos do género masculino ($M= 36.97$; $DP= 12.93$) são mais velhos que os do género feminino ($M= 33.56$; $DP= 12.42$).

Tabela 5. Número e frequência de sujeitos de cada género por escalão etário

	Escalão etário								Total	χ^2 (3, 316)
	A [20-30 anos]		B [31-40 anos]		C [41-50 anos]		D [51-59 anos]			
Género	N (%)	M (DP)	N (%)	M (DP)	N (%)	M (DP)	N (%)	M (DP)		
Feminino	83 (48%)	22.12 (1.88)	29 (16.8%)	34.41 (3.16)	40 (23.1%)	46.23 (2.70)	21 (12.1%)	53.43 (2.18)	173 (54.7%)	9.45*
Masculino	53 (37.1%)	22.59 (2.30)	29 (20.3%)	35.17 (2.62)	27 (18.9%)	45.93 (3.11)	34 (23.8%)	53.79 (2.35)	143 (45.3%)	
Total	136 (43%)	22.30 (2.06)	58 (18.4%)	34.79 (2.90)	67 (21.2%)	46.10 (2.86)	55 (17.4%)	53.66 (2.27)	316 (100%)	

* $p < .05$

VII.2. Resultados da AFC

Subescala Uso dos MEDIA SOCIAIS e das TIC

Com base na Análise Fatorial Exploratória (AFE) anterior, procedeu-se à análise da estrutura fatorial proposta, com uma Análise Fatorial Confirmatória (AFC), para a subescala *Uso dos MEDIA SOCIAIS e das TIC*.

Para verificar a normalidade dos dados, foi utilizado o teste de *Kolmogorov-Smirnov* e foram analisados os valores de simetria (*sk*) e curtose (*ku*). Através do teste de *Kolmogorov-Smirnov* verificou-se que as variáveis não têm distribuição normal, pois o seu valor é de .051 para um $p = .034$, ou seja, p não é maior ou igual a .05 (Pallant, 2011). Numa análise com escalas de *Likert* é normal que tal se verifique, visto que, normalmente, existe uma tendência de respostas para os valores centrais da escala (Marôco, 2014).

Os valores de simetria e curtose cumpriram os pressupostos de normalidade ($sk < 3$; $ku < 10$), uma vez que, $sk = -.064$ e $ku = -.193$.

O Modelo 1 (Figura 3) tinha uma qualidade de ajustamento má ($\chi^2/df = 3.396$; CFI = .841; TLI = .824; PNFI = .711; RMSEA = .084), dado que, nenhum dos parâmetros se enquadrava nos valores considerados aceitáveis anteriormente mencionados (Tabela 6).

Analisou-se a validade fatorial e fiabilidade individual dos itens. Em termos de pesos fatoriais verificou-se que a maior parte dos itens apresentam pesos fatoriais adequados ($\lambda > .5$) exceto os itens 18 ($\lambda = .26$), 20 ($\lambda = .08$), 19 ($\lambda = .05$), 6 ($\lambda = .15$), 8 ($\lambda = .14$), 31 ($\lambda = .44$), 24 ($\lambda = .400$), 12 ($\lambda = .46$), 13 ($\lambda = .48$), 10 ($\lambda = .29$) e 15 ($\lambda = .36$). Relativamente à fiabilidade individual, observou-se que todos os itens apresentavam valores de fiabilidade adequados ($r^2 > .25$) exceto o item 19 ($r^2 = .22$).

Seguidamente, analisou-se a existência de *outliers*, através da observação dos valores da distância de *Mahalanobis* ($dm^2 = p_1$ e $p_2 < .001$). De acordo com Marôco (2010), a Análise Fatorial Confirmatória (AFC) é muito sensível a *outliers*, pelo que, a sua análise e eventual eliminação deve ser o primeiro passo a seguir na tentativa de melhorar a qualidade de ajustamento.

Detetaram-se 27 *outliers* multivariados e após a sua eliminação, o Modelo 2 (Figura 4) obteve melhorias relativamente à sua qualidade de ajustamento (Tabela 6), sendo que os valores obtidos foram: ($\chi^2/df = 3.283$;

CFI = .844; TLI = .827; PNFI = .712; RMSEA = .085 e SRMR = .064). Neste modelo o valor de RMSEA aumentou ligeiramente, sendo que, nos restantes indicadores de qualidade de ajustamento houve uma notória melhoria. Ainda assim, os valores de CFI e TLI estão distantes do patamar de .9, bem como o valor de PNFI do patamar de .8.

Analisou-se a validade fatorial e fiabilidade individual dos itens. Em termos de pesos fatoriais verificou-se que a maior parte dos itens apresentavam pesos fatoriais adequados ($\lambda > .5$) excetuando os itens 18 ($\lambda = .22$), 19 ($\lambda = .02$), 8 ($\lambda = .16$), 6 ($\lambda = .16$), 20 ($\lambda = .05$), 24 ($\lambda = .41$), 12 ($\lambda = .49$), 10 ($\lambda = .28$) e 15 ($\lambda = .38$). Relativamente à fiabilidade individual, observou-se que a maior parte dos itens apresentavam valores de fiabilidade adequados ($r^2 > .25$) exceto o item 19 ($r^2 = .15$) e 20 ($r^2 = .22$).

Através da observação dos índices de modificação é possível constatar que alguns erros estão correlacionados, sendo que, de acordo com *Byrne* (2009), deve-se ter especial atenção aos valores que são muito superiores aos restantes. (e5/e1, e4/e3, e2/e29, e13/e12, e11/e24, e11/e32, e8/e6, e17/e16, e25/e24, e21/e20, e19/e36 e e35/e36). Apenas foram correlacionados erros que pertencem ao mesmo fator, dado que, esta correlação pode justificar-se teoricamente pela existência de similaridades nos itens de um mesmo fator (Marôco, 2010)

Após estes ajustamentos, o item 19 “*Ver espectáculos, filmes na televisão*” deixou de ser significativo ($p = .052$), pelo que se procedeu à sua eliminação.

No Modelo 3 (Tabela 9) todas as variáveis são novamente significativas para intervalos de confiança (IC) de 95% ($p < .05$) e os valores de ajustamento, de acordo com os critérios previamente identificados, são bons: ($\chi^2/df = 2.390$; CFI = .907; TLI = .894; PNFI = .75; RMSEA = .068 e SRMR = .0613). Os valores de CFI e TLI aproximam-se do patamar aceitável ($> .9$), bem como os valores de RMSEA ($< .07$). O valor de SRMR reduziu face ao modelo anterior, o que indica uma melhoria da qualidade do modelo. Apenas o valor de PNFI está um pouco distante do que é considerado bom ($> .8$).

No Modelo 3 (Figura 1) a maior parte dos itens apresentam pesos fatoriais (λ) e fiabilidades individuais (r^2) elevadas, sendo que, a nível de pesos fatoriais, as exceções são: o item 6 ($\lambda = .35$) 8 ($\lambda = .41$), 20 ($\lambda = .171$), 18 ($\lambda = .482$) e a nível de fiabilidades individuais, os itens 18 ($r^2 = .23$), 8 ($r^2 = .168$), 20 ($r^2 = .03$), 6 ($r^2 = .124$).

Com o objetivo de avaliar se o ajustamento do Modelo 3 seria significativamente melhor do que o ajustamento do Modelo 2 realizou-se um teste de diferenças de χ^2 .

A diferença de qualidade de ajustamento entre o Modelo 1 [$\chi^2(774) = 2628.25$] e o Modelo 2 [$\chi^2(774) = 2541.36$] não se mostrou significativa [$\Delta\chi^2(0) = 86.89$], visto que não houve alteração nos graus de liberdade (DF= 774), pois só com uma variação nos DF é que seria possível obter um modelo que, eventualmente, seria estatisticamente diferente (Marôco, 2014).

O Modelo 2 revelou valores relativamente menores de AIC e BCC (2883.358; 2937.424, respetivamente) e um valor relativamente maior de

MECVI (9.325) comparativamente ao Modelo 1 (2970.249; 3019.433; 8.829, respetivamente). Revelando valores contraditórios no que respeita à melhoria da qualidade do modelo (AIC e BCC aumentaram revelando uma melhoria e MECVI diminuiu revelando uma pior qualidade).

A diferença da qualidade de ajustamento entre o Modelo 2 [χ^2 (774) = 2541.36] e o Modelo 3 [χ^2 (722) = 1725.8] demonstrou-se significativa [$\Delta\chi^2$ (52) = 815.56; $p < .001$]. Consultando a tabela do chi quadrado para IC de 99% e significância de 1% com 52 graus de liberdade (df), $\chi^2_{.99; (52)}$, obtivemos o valor 78.52.

Como $\Delta\chi^2 = 1725.8 > \chi^2_{.99; (52)} = 78.52$, podemos concluir que o Modelo 3, se ajusta melhor à estrutura correlacional observada entre os itens. Dado que o Modelo 3 revelou valores relativamente menores de AIC (2049.53), BCC (2092.91) e MECVI (6.644) comparativamente ao Modelo 2, AIC (2883.358), BCC (2937.424) e MECVI (9.325), é também possível concluir que o Modelo 3 (Figura 1) apresenta maior validade na população em estudo (Marôco, 2010).

Tabela 6. Análise Fatorial Confirmatória da escala multidimensional MTUAS-PA e seus respetivos índices de ajustamento

Modelo	χ^2/df	CFI	TLI	PNFI	RMSEA	SRMR
Modelo 1	3.396***	.841	.824	.711	.084	.0725
Modelo 2	3.283***	.844	.827	.712	.085	.064
Modelo 3	2.390***	.907	.894	.75	.068	.0613

χ^2/df : Qui-quadrado sobre os graus de liberdade; CFI: Comparative Fit Index; TLI: Tucker-Lewis Index; RMSEA: Root Mean Square of Approximation; SRMR: Standardized Root Mean Square Residual; PNFI: Parsimonious Normed Fit Index
* $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$

Análise da consistência Interna

Com o intuito de avaliar a consistência interna da escala MTUAS-PA para a subescala *Uso*, foi determinado o coeficiente alfa de *Cronbach* para cada um dos fatores da escala, a correlação item-total e o alfa de *Cronbach* do fator se um determinado item for eliminado (Tabela 8).

Para o alfa de *Cronbach*, os valores obtidos pelos fatores variaram entre .961 (F1- *Facebook*), valor considerado excelente e .701 (F7- *Uso básico do telemóvel*), valor considerado aceitável. Para os fatores constituídos por dois itens (F8- *Entretenimento no PC/TV*, F9- *Amizades do Facebook* e F10- *Locais de acesso*), os valores dos coeficientes das correlações (r) foram de .148 (valor muito baixo) .775 (valor alto) e .495 (valor moderado).

Relativamente ao valor de alfa de *Cronbach* se o item fosse eliminado, é possível constatar ligeiras melhorias na confiabilidade da escala se determinados itens fossem eliminados: item 10 “*No telemóvel, obter direções (como chegar a um local) ou usar o GPS*”, item 31 “*Jogar no computador, consola ou smartphone, com outras pessoas que estão online*” e item 8 “*No telemóvel, verificar as chamadas de voz*”, contudo optou por não se retirarem

devido à sua relevância teórica nos fatores correspondentes. Nos Fatores 8, 9 e 10 não surgem estes valores devido ao facto de não podermos eliminar nenhum item, sendo que, um fator tem que ter, no mínimo, duas variáveis.

No que diz respeito à correlação item-total, a leitura da matriz de correlações revelou que todas são superiores a .30, sendo que os seus valores variam entre o máximo de .93, correspondente ao item 32 “*Aceder ao Facebook ou outras redes sociais*”, e o mínimo de .38, correspondente ao item 8 “*No telemóvel, verificar as chamadas de voz*”.

Ao efetuar as correlações entre fatores desta subescala *Uso* (Tabela 7) verificámos que as correlações mais elevadas se observaram entre o F8 (*Entretenimento no PC/TV*) e F4 (*Procura na Internet*) ($r = 1.171, p < .01$) e F8 e F2 (*Uso avançado do telemóvel*) ($r = 1.052, p < .01$). A única correlação que não mostrou significativa foi entre o F5 (*Jogos*) e o F3 (*Email*) ($r = .021, p > .01$)

Tabela 7. Correlações entre os fatores da subescala *Uso*

	F1	F2	F3	F4	F5	F6	F7	F8	F9	F10
F1	1									
F2	.690**	1								
F3	.327**	.524**	1							
F4	.699**	.839**	.571**	1						
F5	.393**	.425**	.021	.444**	1					
F6	.894**	.662**	.282**	.637**	.381**	1				
F7	.582**	.793**	.510**	.707**	.375**	.489**	1			
F8	.823**	1.052**	.515**	1.171**	.766**	.772**	.879**	1		
F9	.784**	.602**	.257**	.568**	.301**	.642**	.552**	.730**	1	
F10	.710**	.614**	.316**	.565**	.305**	.611**	.506**	.721**	.627**	1

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

Tabela 8. Propriedades dos Itens do MTUAS-PA: Médias, Desvios-padrão, Correlações item-total, Alfa de Cronbach se eliminado o item e Alfa de Cronbach para os fatores da Subescala Uso

Itens	α de Cronbach	M	DP	r item-total	α se item for retirado
F1	.961				
32		5.46	2.88	.93	.946
33		5.06	3.02	.87	.956
37		4.22	2.52	.87	.955
38		4.73	2.68	.92	.948
40		4.33	2.63	.87	.956
F2	.909				
9		4.44	2.66	.68	.899
10		2.36	1.58	.52	.910
11		5.90	2.81	.78	.891
12		3.68	2.61	.66	.901
13		4.16	2.01	.69	.899
14		4.22	2.53	.72	.896
15		2.63	1.70	.60	.906
16		5.88	2.87	.76	.894
17		4.85	2.60	.82	.888
F3	.926				
1		5.57	2.64	.87	.890
2		5.25	2.35	.80	.914
3		5.01	2.85	.83	.907
4		4.61	2.43	.83	.906
F4	.920				
22		3.25	2.11	.70	.913
23		2.96	1.99	.71	.912
24		2.88	1.97	.65	.918
25		4.72	2.24	.77	.906
26		5.11	2.24	.79	.903
27		4.19	2.30	.82	.900
28		4.17	2.22	.82	.901
F5	.854				
29		2.76	2.13	.76	.783
30		2.12	1.84	.81	.712
31		1.61	1.53	.65	.870
F6	.866				
35		2.87	2.06	.74	.816
36		2.61	1.69	.81	.781
39		3.61	2.34	.73	.845
F7	.701				
5		6.78	2.28	.62	.547
6		6.82	1.42	.43	.686
7		6.84	2.13	.62	.556
8		4.61	2.84	.38	.745
F8	.148 ^a				
20		2.62	1.78	.714 ^{**}	-
21		3.44	2.06	.798 ^{**}	-
F9	.775 ^a				
41		4.83	2.73	.954 ^{**}	-
42		3.52	2.21	.929 ^{**}	-
F10	.495 ^a				
18		5.07	2.77	.857 ^{**}	-
34		3.98	2.90	.871 ^{**}	-

Fator 1: Facebook; Fator 2: *Uso Avançado do Telemóvel*; Fator 3: Email; Fator 4: *Procura na Internet*; Fator 5: Jogos; Fator 6: *Partilha no Facebook*; Fator 7: *Uso Básico do Telemóvel*; Fator 8: *Entretenimento no computador/TV*; Fator 9: *Amizades no Facebook*; Fator 10: *Locais de Acesso*

^a Correlações entre dois itens
* $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .00$

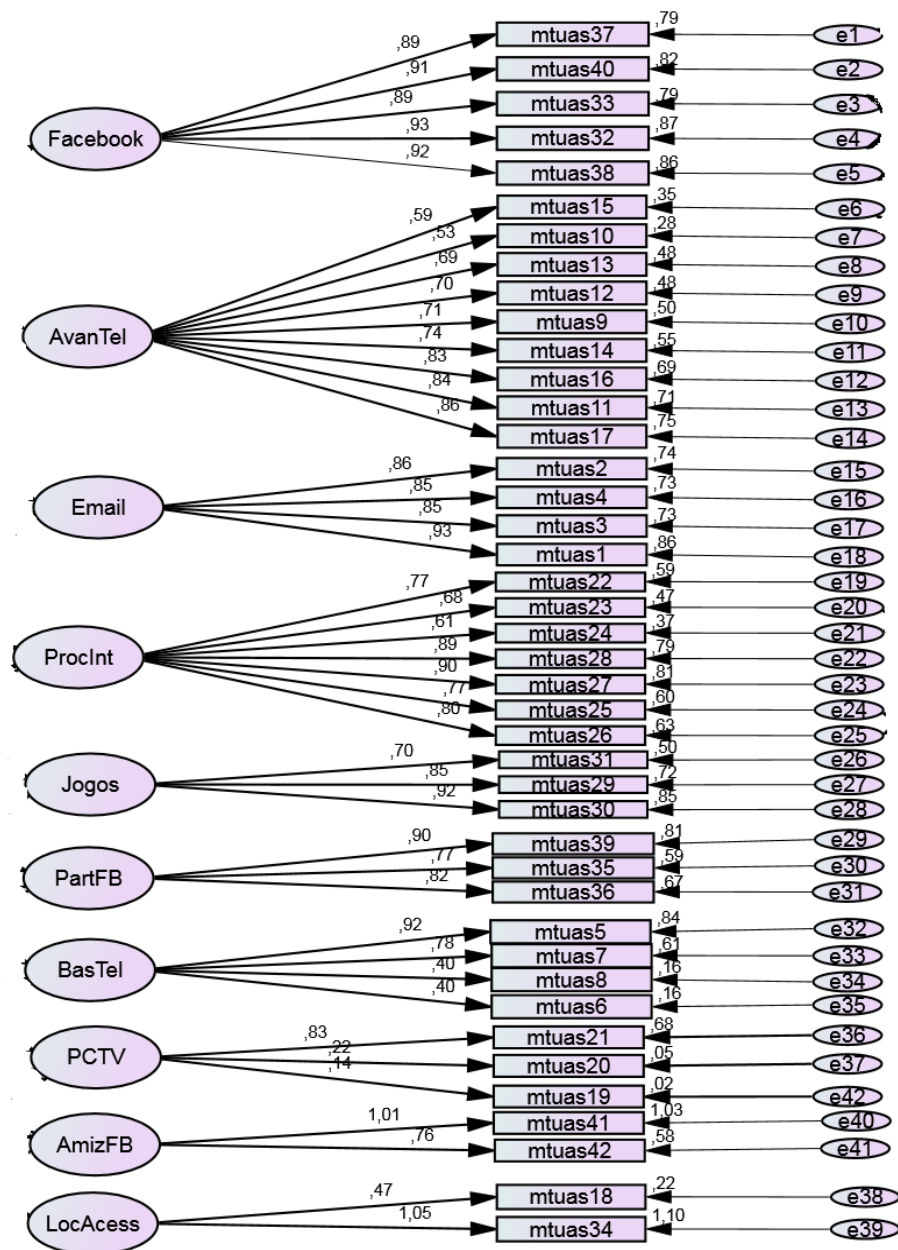


Figura 1. Modelo 3. Pesos fatoriais estandardizados e fiabilidades individuais para cada item

Subescala Atitudes face aos MEDIA SOCIAIS e às TIC

Com base na Análise Fatorial Exploratória anterior, procedeu-se à análise da estrutura fatorial proposta, recorrendo a uma Análise Fatorial Confirmatória, para a subescala *Atitudes*.

Começou-se por verificar a existência de normalidade multivariada (Kline, 2005).

Para verificar a normalidade dos dados, foi utilizado o teste de *Kolmogorov-Smirnov* e foram analisados os valores de simetria (*sk*) e curtose (*ku*). Através do teste de *Kolmogorov-Smirnov* verificou-se que as variáveis não têm distribuição normal, pois o seu valor é de .059 para um $p = .006$, ou seja, p não é maior ou igual a .05 (Pallant, 2011). Os valores de simetria e curtose cumpriram os pressupostos de normalidade ($sk < 3$; $ku < 10$), uma vez que, $sk = -.112$ e $ku = -.534$.

De acordo com Marôco (2014), o Modelo 1 (Figura 2) tem um ajustamento bom: ($\chi^2/df = 2.127$; CFI = .944; TLI = .93; PNFI = .721; RMSEA = .057; e SRMR = .0596). Só o valor de PNFI está abaixo do patamar desejável de .8.

Para analisar a existência de *outliers*, procedeu-se à observação dos valores da distância de *Mahalanobis* ($dm^2 = p_1$ e $p_2 < .001$) (Hair et al., 2009; Marôco, 2014). Foi verificada a existência de apenas 5 *outliers* o que, tendo em conta a qualidade do ajustamento, não justifica proceder à sua eliminação.

Todas as variáveis têm pesos fatoriais (λ) superiores a .5 ($\lambda > .5$) e fiabilidades individuais (r^2) superiores a .25 ($r^2 > .25$) sendo a exceção o item 60 “*Quando tenho uma tarefa para completar, gosto de a dividir em etapas, intercalando outras tarefas de forma intermitente*” ($\lambda = .42$; $r^2 = .18$), ainda assim constitui um valor satisfatório para a qualidade de ajustamento obtida (Marôco, 2014).

Análise da Consistência Interna

Com o intuito de avaliar a consistência interna da escala MTUAS-PA para a subescala *Atitudes* foi determinado o coeficiente alfa de *Cronbach* para cada um dos fatores da escala, a correlação item-total e o alfa de *Cronbach* do fator se um determinado item for eliminado (Tabela 10).

Relativamente à consistência interna, o valor de alfa de *Cronbach* obtido para cada fator foi: F1- *Atitudes positivas* ($\alpha = .798$); F2- *Preferência por mudança de tarefa* ($\alpha = .784$); F3- *Ansiedade/Dependência* ($\alpha = .793$), sendo estes valores aceitáveis, e F4- *Atitudes negativas* ($\alpha = .678$) que é um valor questionável. (Pasquali (2009); George & Mallery (2003)).

Relativamente ao valor de alfa de *Cronbach* se o item fosse eliminado, é possível constatar ligeiras melhorias na confiabilidade da escala se determinados itens fossem eliminados: item 51 “*A tecnologia fornecerá soluções para muitos dos nossos problemas*”, item 60 “*Quando tenho uma tarefa para completar, gosto de a dividir em etapas, intercalando outras tarefas de forma intermitente*” e o item 53 “*Sinto que me torno mais realizado*”

com a tecnologia”.

No que diz respeito à correlação item-total, a leitura da matriz de correlações revelou que todas são superiores a .30, sendo que os seus valores variam entre o máximo de .742, correspondente ao item 58 “Quando estou a fazer várias tarefas, prefiro ir saltando de uma para a outra em vez de fazer uma de cada vez”, e o mínimo de .401, correspondente ao item 60 “Quando tenho uma tarefa para completar, gosto de a dividir em etapas, intercalando outras tarefas de forma intermitente”.

É possível observar que não existem problemas a nível de correlação entre erros (Byrne, 2016), ou seja, não existem valores claramente mais elevados que se distingam dos restantes.

No que diz respeito a correlações entre os fatores da subescala (Tabela 9), é de realçar a correlação mais elevada e significativa foi entre os Fatores *Atitudes Positivas* e *Ansiedade/Dependência* ($r = .518$, $p < .01$), sendo que mais nenhuma correlação é significativa.

Tabela 9. Correlações entre os fatores na Subescala Atitudes

	F1	F2	F3	F4
F1	1			
F2	.049	1		
F3	.518**	.099	1	
F4	-.136	.129	-.117	1

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

Tabela 13. Propriedades dos Itens do MTUAS-PA: Alfa de *Cronbach* para os fatores da Subescala Uso, Médias, Desvios-padrão, Correlações item-total, Alfa de *Cronbach* se item for eliminado

Itens	α de Cronbach	M	DP	r item-total	α se item for retirado
	.798				
F1	46	4.21	.785	.722	.694
	45	4.27	.777	.647	.731
	47	3.81	.931	.598	.76
	51	3.78	.78	.496	.80
	.784				
F2	58	2.27	.925	.742	.653
	57	2.50	1.003	.651	.699
	59	2.04	.84	.611	.726
	60	2.84	1.028	.401	.832
	.793				
F3	49	2.64	1.066	.72	.683
	48	2.95	1.169	.608	.741
	50	2.92	1.175	.63	.729
	53	3.06	.958	.47	.801
	.678				
F4	56	3.66	.992	.488	.588
	54	3.61	1.008	.551	.499
	55	2.46	.829	.444	.644

Fator 1: Atitudes Positivas; Fator 2: Preferência por mudança de tarefa; Fator 3: Ansiedade/Dependência; Fator 4: Atitudes Negativas

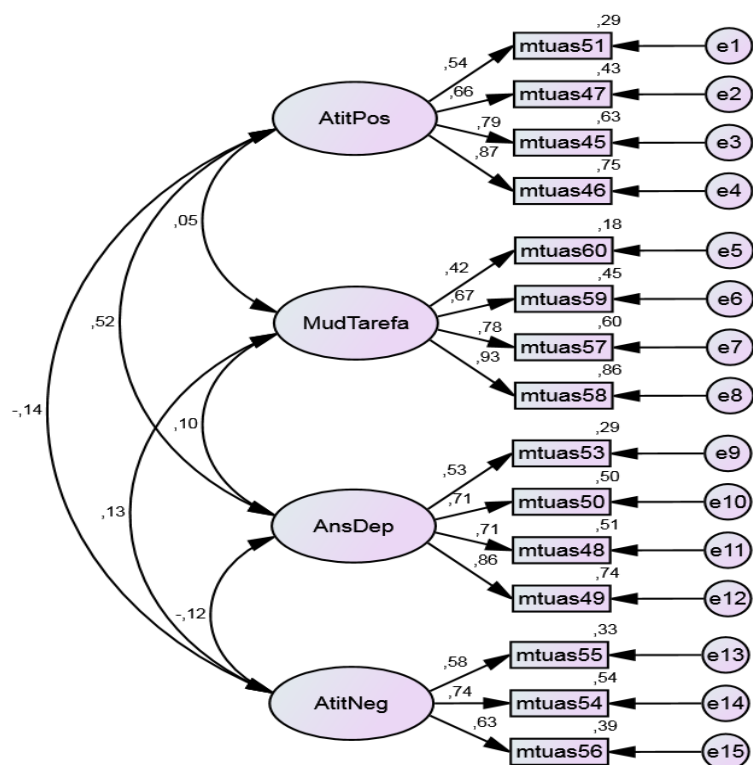


Figura 2. Modelo 1. Pesos fatoriais estandardizados e fiabilidades individuais para cada item da Subescala Atitudes face aos MEDIA SOCIAIS e à TIC

VII.3. Dados descritivos e Análise das diferenças entre géneros e escalões etários

Subescala Uso dos MEDIA SOCIAIS e das TIC

A fim de analisar diferenças estatisticamente significativas entre género e escalão etário em relação aos fatores da subescala Uso, foi utilizado um teste multivariado da variância (MANOVA *Two-Way*) seguido de testes de comparações *Post-Hoc* de *Tukey*. Foi também efetuado o Teste F de *Pillai* (*Pillai's Trace*) e analisaram-se também as dimensões dos efeitos (η^2_p) através do teste *Partial Eta Squared* (Tabachnick & Fidell, 2013).

Verificou-se que o efeito de interação entre género e idade é estatisticamente significativo, $F(3, 308) = 1.53, p = .034, \eta^2_p = .048, \text{Pillai's Trace} = .15$; Sendo igualmente significativos os efeitos do género, $F(1, 308) = 4.08, p < .001, \eta^2_p = .12, \text{Pillai's Trace} = .12$ e da idade, $F(3, 308) = 8.07, p < .001, \eta^2_p = .21, \text{Pillai's Trace} = .63$, ou seja, um efeito de interação significativo significa que o efeito dos vários escalões etários nas variáveis de Uso das TIC, não são os mesmos para os homens e as mulheres.

Na subescala Uso, relativamente ao género, obtiveram-se diferenças estatisticamente significativas no Fator 1- *Facebook*, $F(1, 308) = 4.43, p = .036, \eta^2_p = .014$; no Fator 3- *Email*, $F(1, 308) = 5.55, p = .019, \eta^2_p = .018$; no Fator 4- *Procura na internet*, $F(1, 308) = 4.03, p = .045, \eta^2_p = .013$; no Fator 6- *Partilha no Facebook*, $F(1, 308) = 8.31, p = .004, \eta^2_p = .026$ e no Fator 7- *Uso básico do telemóvel*, $F(1, 308) = 6.42, p = .012, \eta^2_p = .02$. No Fator 1, as mulheres obtiveram uma média superior à dos homens ($M = 25.62, DP = 12.53$ vs $M = 21.59, DP = 12.84$), no Fator 3, os homens obtiveram uma média superior à das mulheres ($M = 20.99, DP = 9.36$ vs $M = 19.98, DP = 9.29$), no Fator 4, os homens também obtiveram uma média superior à das mulheres ($M = 27.48, DP = 12.15$ vs $M = 27.09, DP = 12.66$), no Fator 6, as mulheres obtiveram uma média superior à dos homens ($M = 9.99, DP = 5.77$ vs $M = 7.99, DP = 4.84$) e por fim, no Fator 7, os homens obtiveram uma média superior à das mulheres ($M = 25.55, DP = 6.88$ vs $M = 24.63, DP = 6.08$). A dimensão do efeito (η^2_p) para todos os fatores referidos revelou-se baixa (Marôco, 2010). Em suma, as mulheres utilizam mais o Facebook e partilham mais informação lá do que os homens, enquanto que os homens usam mais o email, fazem mais procuras na internet e utilizam mais as funções básicas do telemóvel do que as mulheres.

Quanto ao escalão etário, verificaram-se diferenças estatisticamente significativas em todos os fatores da subescala, nomeadamente no Fator 1- *Facebook*, $F(3, 308) = 43.63, p < .001, \eta^2_p = .298$; no Fator 2- *Uso avançado do telemóvel*, $F(3, 308) = 61.98, p < .001, \eta^2_p = .376$; no Fator 3- *Email*, $F(3, 308) = 7.73, p < .001, \eta^2_p = .070$; no Fator 4- *Procura na Internet*, $F(3, 308) = 48.73, p < .001, \eta^2_p = .322$; no Fator 5- *Jogos*, $F(3, 308) = 18.38, p < .001, \eta^2_p = .152$; no Fator 6- *Partilha no Facebook*, $F(3, 308) = 15.31, p < .001, \eta^2_p = .13$; no Fator 7- *Uso básico do telemóvel*, $F(3, 308) = 23.61, p < .001, \eta^2_p = .187$; no Fator 8- *Entretenimento no PC/TV*, $F(3, 308) = 29.31, p < .001, \eta^2_p = .222$; No Fator 9- *Amizades no Facebook*, $F(3, 308) = 49.59, p < .001, \eta^2_p = .326$ e no Fator 10- *Locais de acesso*, $F(3, 308) = 21.59, p < .001, \eta^2_p = .174$.

A dimensão do efeito dos fatores (η^2_p) revelou ser média a elevada (Marôco, 2010).

Para analisar as diferenças entre escalões etários em relação aos fatores da subescala Uso, recorreu-se ao Teste de comparações *Post-Hocs*, especificamente ao teste de *Tukey*. No Fator 1- *Facebook*, verificaram-se diferenças estatisticamente significativas entre o escalão A [20-30 anos] e os escalões B [31-40 anos] ($p=.003$), C [41-50 anos] ($p <.001$) e D [51-59 anos] ($p <.001$). Houve também diferenças significativas entre o escalão B e o escalão C ($p <.001$) e D ($p <.001$). No Fator 2- *Uso avançado do telemóvel*, observaram-se diferenças estatisticamente significativas entre o escalão A e o escalão B ($p <.001$), C ($p <.001$) e D ($p <.001$). Também se verificaram diferenças estatisticamente significativas entre o escalão B e o escalão C ($p <.001$) e o escalão D ($p <.001$). No Fator 3- *Email*, verificaram-se diferenças estatisticamente significativas entre o escalão A e o escalão D ($p <.001$). Também se verificaram diferenças estatisticamente significativas entre o escalão B e o escalão D ($p <.001$). No Fator 4- *Procura na Internet*, verificaram-se diferenças estatisticamente significativas entre o escalão A e o escalão B ($p <.001$), C ($p <.001$) e D ($p <.001$). Também se verificaram diferenças estatisticamente significativas entre o escalão B e o escalão C ($p=.001$) e o escalão D ($p <.001$). No Fator 5- *Jogos*, verificaram-se diferenças estatisticamente significativas entre o escalão A e o escalão B ($p=.010$), C ($p <.001$) e D ($p <.001$). No Fator 6- *Partilha no Facebook*, também se observaram diferenças estatisticamente significativas entre o escalão A e o escalão C ($p <.001$) e o escalão D ($p <.001$). Observaram-se também diferenças estatisticamente significativas entre o escalão B e o escalão C ($p=.041$) e D ($p=.009$). No Fator 7- *Uso básico do telemóvel*, observaram-se diferenças estatisticamente significativas entre o escalão A e C ($p <.001$) e D ($p <.001$). Também se observaram diferenças estatisticamente significativas entre o escalão B e o escalão C ($p=.003$) e D ($p <.001$). No Fator 8- *Entretenimento no PC/TV*, registaram-se diferenças estatisticamente significativas entre os escalões A e B ($p=.007$), C ($p <.001$) e D ($p <.001$). Também se verificaram diferenças estatisticamente significativas entre o escalão B e o escalão C ($p=.002$) e D ($p=.001$). No Fator 9- *Amizades no Facebook*, observaram-se diferenças estatisticamente significativas entre o escalão A e B ($p <.001$), C ($p <.001$) e D ($p <.001$). Também se verificaram diferenças estatisticamente significativas entre o escalão B e C ($p=.003$) e D ($p=.001$). No Fator 10- *Locais de acesso* registaram-se diferenças estatisticamente significativas entre o escalão A e o escalão C ($p <.001$) e D ($p <.001$). Registaram-se também diferenças significativas entre o escalão B e o escalão C ($p=.013$) e o escalão D ($p <.001$).

Tabela 11. Médias e DP para os fatores da subescala Uso

Fatores	A [20-30 anos]		B [31-40 anos]		C [41-50 anos]		D [51-59 anos]	
	M	(DP)	M	(DP)	M	(DP)	M	(DP)
F1	30.99	10.01	25.22	11.15	16.21	11.28	13.78	10.68
F2	48.36	13.13	39.74	12.82	28.10	12.49	23.25	13.62
F3	21.81	6.69	22.84	9.31	19.40	11.09	15.75	10.86
F4	34.76	10.90	27.02	10.65	19.97	9.23	17.85	8.91
F5	8.35	5.44	6.16	4.51	4.75	3.2	4.35	3.74
F6	11.18	5.51	9.33	4.64	6.93	4.9	6.31	4.54
F7	27.42	5.66	26.4	5.04	22.70	5.62	20.6	7.41
F8	7.49	2.57	6.19	2.85	4.49	2.41	4.29	2.43
F9	11.29	3.55	7.83	3.77	5.46	4.22	5.09	3.86
F10	11.04	4.71	9.67	4.78	7.25	4.15	5.64	3.67

F1: Facebook; F2: Uso avançado do telemóvel; F3: Email; F4: Procura na Internet; F5: Jogos; F6: Partilha no Facebook; F7: Uso básico do telemóvel; F8: Entretenimento PC/TV; F9: Amizades no Facebook; F10: Locais de acesso

Como podemos observar através da tabela 11, os indivíduos com idades entre os 20 e os 30 anos (escalão A), seguidos dos indivíduos com idades entre os 31 e os 40 anos (escalão B) obtiveram os valores médios mais elevados, comparativamente aos escalões C [41-50 anos] e D [51-59 anos] para o Fator 1- Facebook, Fator 2- Uso avançado do telemóvel, Fator 4- Procura na internet, Fator 5- Jogos, Fator 6- Partilha no Facebook, Fator 7- Uso básico do telemóvel, Fator 8- Entretenimento no PC/TV, Fator 9- Amizades no Facebook e Fator 10- Locais de acesso. Apenas no Fator 3- Email, os indivíduos com idades entre os 31 e 40 anos obtiveram um valor médio mais alto do que os indivíduos com idades entre os 20 e 30 anos.

Em suma, podemos concluir que a faixa etária mais jovem [20-30 anos] usa mais o Facebook, utiliza mais as funções avançadas do telemóvel, faz mais procuras na internet, joga mais jogos de vídeo, efetua mais partilhas no Facebook, utiliza mais as funções básicas do telemóvel, usa mais o computador e televisão para se entreter, estabelece mais amizades no Facebook e utiliza mais locais de uso das TIC comparativamente aos restantes indivíduos situados nas restantes faixas etárias.

Subescala Atitudes face aos MEDIA SOCIAIS e às TIC

A fim de analisar diferenças estatisticamente significativas entre género e escalão etário em relação aos fatores da subescala Atitudes face aos MEDIA SOCIAIS e às TIC, foi utilizado um teste multivariado da variância (MANOVA *Two-Way*) seguido de testes de comparações *Post-Hoc* de Tukey. Foi também efetuado o Teste F de Pillai (*Pillai's Trace*) e analisaram-se também as dimensões dos efeitos (η^2_p) através do teste *Partial Eta Squared* (Tabachnick & Fidell, 2013).

Verificou-se que o efeito de interação entre género e idade não é estatisticamente significativo, $F(3, 308) = .720, p = .732, \eta^2_p = .009$, *Pillai's Trace* = .028, tal como o efeito do género, $F(1, 308) = 1.115, p = .350, \eta^2_p = .014$,

Pillai's Trace=.014; ao contrário do efeito da idade, que demonstrou ser significativo $F(3, 308) = 2.97, p < .001, \eta^2_p = .037, \text{Pillai's Trace} = .11$.

Quanto ao escalão etário, verificaram-se diferenças estatisticamente significativas no Fator 1- *Atitudes positivas*, $F(3, 308) = 7.12, p < .001, \eta^2_p = .065$ e no Fator 3- *Ansiedade/Dependência*, $F(3, 308) = 6.12, p < .001, \eta^2_p = .056$. A dimensão do efeito dos fatores (η^2_p) revelou ser pequena a média (Marôco, 2010).

Para analisar as diferenças entre escalões etários em relação aos fatores da subescala *Atitudes*, recorreu-se ao Teste de comparações *Post-Hocs*, especificamente ao teste de *Tukey*. No Fator 1- *Atitudes positivas*, verificaram-se diferenças estatisticamente significativas entre o escalão A [20-30 anos] e o escalão D [51-59 anos] ($p < .001$), sendo que também se observaram diferenças estatisticamente significativas entre o escalão B [31-40 anos] e D [41-50 anos] ($p = .005$). No Fator 3- *Ansiedade/Dependência*, verificaram-se diferenças estatisticamente significativas entre o escalão A e D ($p = .001$) e entre o escalão B e D ($p = .010$).

Tabela 12. Médias e DP para os fatores da subescala *Atitudes*

Fatores	A [20-30 anos]		B [31-40 anos]		C [41-50 anos]		D [51-59 anos]	
	M	(DP)	M	(DP)	M	(DP)	M	(DP)
F1	16.46	2.23	16.38	2.47	15.61	2.63	14.82	2.93
F2	9.96	2.49	9.05	2.16	9.73	2.38	9.2	2.72
F3	12.01	3.19	11.95	3.41	10.87	3.3	9.98	3.48
F4	9.79	2.08	9.41	2.32	9.91	2.26	9.65	1.99

F1: Atitudes positivas; F2: Preferência por mudança de tarefa; F3: Ansiedade/dependência; F4: Atitudes negativas

Como podemos observar através da tabela 12, os indivíduos com idades entre os 20 e os 30 anos (escalão A), seguidos dos indivíduos com idades entre os 31-40 anos (escalão B), obtiveram um maior valor médio para o Fator 1- *Atitudes positivas* e para o Fator 3- *Ansiedade/dependência*, comparativamente aos indivíduos com idades entre os 51 e 59 anos (escalão D)

Em suma, verificou-se que as faixas etárias mais jovens [20-30 anos] e [31-40 anos] têm mais atitudes positivas face às TIC e experimentam mais sentimentos de ansiedade e dependência em relação às TIC em comparação com indivíduos com idades entre os 51 e 59 anos.

VIII. Discussão

A presente investigação decorre da necessidade de desenvolver novos estudos que se debrucem sobre o uso e atitudes face aos MEDIA SOCIAIS e às TIC, a fim de colmatar uma lacuna – a falta de estudos que contenham estas variáveis.

Um outro objetivo foi comparar as características e resultados do estudo com a *The Media and Technology Usage and Attitudes Scale (MTUAS)* (Rosen et al., 2013), avaliando e interpretando as diferenças e/ou semelhanças

encontradas numa amostra de adultos portugueses. Deste modo, foram estudadas as características psicométricas da versão portuguesa do MTUAS para uma população de adultos portugueses, assim como comparar a estrutura fatorial obtida com os dados do estudo original (Rosen et al., 2013).

Neste sentido, recorreu-se, num primeiro momento, a uma Análise Fatorial Exploratória (AFE), e, num segundo momento, a uma Análise Fatorial Confirmatória (AFC).

Na AFE estudaram-se os 60 itens que compunham a escala, subdivididos por duas subescalas (*Uso e Atitudes face aos MEDIA SOCIAIS e às TIC*), através de uma análise em Fatorização do Eixo Principal. Optou-se por utilizar uma rotação do tipo *Varimax* tal como Rosen e colaboradores (2013a) e efetuar uma extração forçada à semelhança do que havia sido feito por Costa e colaboradores (2016). A solução final revelou os seguintes fatores: para a subescala *Uso*, 10 fatores, sendo eles, Fator 1- *Facebook* (5 itens); Fator 2- *Uso avançado do telemóvel* (9 itens); Fator 3- *E-mail* (4 itens); Fator 4- *Procura na Internet* (7 itens); Fator 5- *Jogos* (3 itens); Fator 6- *Partilha no Facebook* (3 itens); Fator 7- *Uso básico do telemóvel* (4 itens); Fator 8- *Entretenimento no computador/TV* (3 itens); Fator 9- *Amizades do Facebook* (2 itens) e Fator 10- *Locais de acesso* (2 itens). É também importante referir que a solução obtida explicava 73.751% da variância. Efetuaram-se algumas modificações na subescala, eliminando-se os itens 43 “*Com quantas pessoas que conheceu online nunca esteve face a face?*” e 44 “*Com quantas pessoas com quem interage regularmente nunca conheceu face a face?*” por apresentarem saturações inferiores a .30. (Marôco, 2010).

Para a subescala *Atitudes*, foram encontrados 4 fatores, Fator 1- *Atitudes positivas* (4 itens); Fator 2- *Preferência por mudança de tarefa* (4 itens); Fator 3- *Ansiedade/Dependência* (4 itens) e Fator 4- *Procura na Internet* (3 itens). A solução obtida explicava 64.144% da variância. Eliminou-se o item 52 “*Com a tecnologia tudo é possível*” por apresentar uma saturação inferior a .30. (Marôco, 2010).

Na Análise Fatorial Confirmatória (AFC), na subescala *Uso*, após a verificação de normalidade da amostra, dos índices de ajustamento, validade fatorial e fiabilidade individual dos itens, procedeu-se à verificação de *outliers*, através da observação dos valores da distância de *Mahalanobis* (dm^2), tendo-se verificado 27 *outliers*, o que fez com que esses sujeitos tivessem que ser eliminados. Após a sua eliminação, a avaliação da qualidade de ajustamento do modelo baseada na interpretação dos valores de Qui-Quadrado (χ^2) e análise dos índices de qualidade de ajustamento revelou que o modelo modificado demonstrava um melhor ajustamento.

Posteriormente, através da observação dos índices de modificação, constatou-se que alguns erros pertencentes ao mesmo fator se encontravam correlacionados. Após estes ajustamentos, o item 19 “*Ver espetáculos, filmes na televisão*” deixou de ser significativo ($p = .052$), pelo que se procedeu à sua eliminação. Após estes ajustes, obteve-se um modelo final, onde se observaram melhorias significativas dos índices de ajustamento. Com o objetivo de avaliar se o ajustamento do modelo modificado seria

significativamente melhor do que o modelo original, realizou-se um teste de diferenças de Qui-Quadrado (χ^2) que permitiu confirmar que este modelo final apresentava uma melhor qualidade de ajustamento comparativamente aos modelos anteriores.

Os resultados obtidos demonstraram a existência de uma subescala *Uso* composta por 10 fatores: Fator 1- *Facebook* (5 itens); Fator 2- *Uso Avançado do Telemóvel* (9 itens); Fator 3- *Email* (4 itens); Fator 4- *Procura na Internet* (7 itens); Fator 5- *Jogos* (3 itens); Fator 6- *Partilha no Facebook* (3 itens); Fator 7- *Uso Básico do Telemóvel* (4 itens); Fator 8- *Entretenimento no computador/TV* (2 itens); Fator 9- *Amizades no Facebook* (2 itens) e Fator 10- *Locais de Acesso* (2 itens). Relativamente à distribuição obtida por Rosen e colaboradores (2013a), verificamos que os itens “*Procurar informação na internet usando qualquer equipamento*”, “*Procurar imagens ou fotografias na internet usando qualquer equipamento*”, “*Procurar notícias na internet usando qualquer equipamento*” e “*Procurar vídeos na internet usando qualquer equipamento*” correspondentes ao Fator 3 estavam incluídos no Fator 4 (*Procura na Internet*) do nosso estudo. Seguidamente, observou-se que o Fator 4 correspondia ao nosso Fator 3 (*E-mail*) e que o Fator 9 também correspondia ao Fator 9 (*Amizades do Facebook*) do nosso estudo.

Relativamente aos valores de consistência interna dos fatores da subescala (α), obtiveram-se valores aceitáveis (Fator 7- *Uso básico do telemóvel*- $\alpha = .701$) a excelentes (Fator 1- *Facebook*- $\alpha = .961$). Para os fatores constituídos por dois itens (Fator 8- *Entretenimento PC/TV*, Fator 9- *Amizades no Facebook* e Fator 10- *Locais de acesso*), os valores dos coeficientes das correlações foram de .148, .775 e .495, respetivamente. No que se refere às correlações entre fatores, verificou-se que as correlações mais elevadas se observaram entre o Fator 8- *Entretenimento no PC/TV* e Fator 4- *Procura na Internet* ($r = 1.171$, $p < .01$) e Fator 8 e Fator 2- *Uso avançado do telemóvel* ($r = 1.052$, $p < .01$). No que diz respeito às correlações entre dois itens (r) obtiveram-se correlações moderadas (Fator 11- *Televisão*- $\alpha = .61$) a muito altas (Fator 9- *Amizades do Facebook*- $\alpha = .96$)

Relativamente à consistência interna, o MTUAS (Rosen et al., 2013) obteve valores similares aos encontrados por nós, revelando serem bons valores de consistência interna (Fator 7- *Jogos*- $\alpha = .83$) a excelentes (Fator 2- *Uso geral do Facebook*- $\alpha = .97$).

Na subescala *Atitudes*, após a verificação da existência de normalidade multivariada, dos índices de ajustamento, validade fatorial e fiabilidade individual dos itens, procedeu-se à verificação de *outliers*, tendo-se detetado a existência de apenas 5, o que, tendo em conta a qualidade do ajustamento, não justificava que se procedesse à sua eliminação. Todas as variáveis apresentaram pesos fatoriais (λ) superiores a .5 ($\lambda > .5$) e fiabilidades individuais (r^2) superiores a .25 ($r^2 > .25$) sendo a exceção o item 60 “*Quando tenho uma tarefa para completar, gosto de a dividir em etapas, intercalando outras tarefas de forma intermitente*” ($\lambda = .42$; $r^2 = .18$), tendo ainda assim constituído um valor satisfatório para a qualidade de ajustamento obtida.

Deste modo, concluiu-se que a estrutura fatorial obtida era constituída

por 4 fatores: Fator 1- *Atitudes positivas* (4 itens); Fator 2- *Preferência por mudança de tarefa* (4 itens); Fator 3- *Ansiedade/Dependência* (4 itens) e Fator 4- *Atitudes negativas* (3 itens). No que concerne à distribuição dos itens pelos factores, comparativamente ao estudo de Rosen e colaboradores (2013a) verificamos que a distribuição e conteúdo dos itens “*Considero importante manter-me atualizado em relação às últimas tendências na tecnologia*”, “*Considero importante ser capaz de encontrar qualquer informação online, sempre que queira*” e “*A tecnologia fornecerá soluções para muitos dos nossos problemas*” no Fator 1 de ambos os estudos, é coincidente. No que diz respeito ao F2 do MTUAS (Rosen et al., 2013), observamos que corresponde ao nosso F3 (*Ansiedade/Dependência*), sendo todos os itens iguais. Relativamente ao F3 do estudo de Rosen et al., (2013) apresenta os mesmos itens do nosso F2 (*Preferência por mudança de tarefa*). Por último, verificamos que o F4 (*Atitudes negativas*) do nosso estudo é também o F4 do MTUAS (Rosen et al., 2013).

Relativamente aos valores de consistência interna dos fatores da subescala (α), obtiveram-se valores questionáveis (Fator 4- *Atitudes negativas*- $\alpha = .678$) a aceitáveis (Fator 1- *Atitudes positivas* - $\alpha = .798$).

No que diz respeito às correlações entre fatores, a correlação mais elevada foi entre os Fatores *Atitudes Positivas* e *Ansiedade/Dependência* ($r = .518$), sendo que mais nenhuma correlação se mostrou significativa.

Relativamente ao MTUAS (Rosen et al., 2013), para a consistência interna obtiveram-se valores aceitáveis (Fator 3- *Atitudes negativas*- $\alpha = .80$) a bons (Fator 1- *Atitudes positivas*- $\alpha = .87$).

Em relação aos resultados descritivos obtidos no presente estudo relativamente ao género, concluímos que, relativamente ao uso das TIC, as mulheres são mais ativas do que os homens no Facebook, visto que utilizam mais as suas funcionalidades. No que diz respeito aos homens, os resultados demonstraram que utilizam mais o email, efetuam mais procuras na internet e usam mais as funções básicas do telemóvel comparativamente às mulheres.

Relativamente às atitudes face às TIC, os resultados revelaram que não existem diferenças significativas nas atitudes positivas, preferência por mudança de tarefa, ansiedade e/ou dependência e atitudes negativas entre o género feminino e masculino.

No que concerne aos resultados descritivos alcançados em relação à idade, concluímos a faixa etária mais jovem [20-30 anos] é mais dinâmica no que diz respeito ao uso das TIC e redes sociais comparativamente às faixas etárias mais avançadas. Verificou-se que os jovens adultos utilizam mais o Facebook, efetuando mais partilhas e estabelecendo mais amizades, utilizam mais as funções avançadas do telemóvel, fazem mais procuras na internet, jogam mais jogos de vídeo, utilizam mais as funções básicas do telemóvel, usam mais o computador e televisão para se entreter e utilizam mais locais de uso das TIC. Em relação às atitudes face às TIC, observou-se que os indivíduos mais jovens, com idades entre os 20-30 e 31-40 anos têm mais tendência a experimentar mais atitudes positivas e mais sentimentos de ansiedade e dependência em relação às TIC em comparação com indivíduos

com idades entre os 51 e 59 anos.

Comparando os nossos resultados com os resultados obtidos por Rosen e colaboradores (2013a), estes autores observaram que em relação aos resultados obtidos face ao género, os homens jogavam jogos de vídeo mais frequentemente do que as mulheres, estabeleciam mais relações de amizade online do que as mulheres e que as mulheres tinham tendência para experimentar menos sentimentos de ansiedade e/ou dependência do que os homens em relação às TIC. Relativamente aos resultados obtidos referentes à idade, Rosen e colaboradores verificaram que os indivíduos mais velhos demonstram ter um uso diário menor das TIC comparativamente a indivíduos mais jovens, à excepção das amizades estabelecidas online e do uso geral do Facebook. Também observaram que faixas etárias mais avançadas demonstram ter menos atitudes positivas e experimentar menos ansiedade em relação à tecnologia.

Relativamente aos valores da média obtidos para cada fator das subescalas, no nosso estudo (MTUAS-PA), na subescala Uso, os sujeitos pontuaram mais nos Fatores 2- Uso avançado do telemóvel, Fator 4- Procura na internet e Fator 7- Uso básico do telemóvel. Comparativamente ao MTUAS de Rosen e colaboradores (2013a), os valores médios mais altos registaram-se no Fator 6- Mensagens de texto, Fator 10- Chamadas telefónicas e Fator 4- Email. Relativamente à subescala Atitudes, ambos os instrumentos (MTUAS E MTUAS-PA) obtiveram o valor médio mais alto para o Fator 1- Atitudes positivas. Esta semelhança remete-nos para o facto de a localização geográfica e/ou fatores culturais poderem não interferir na forma como os sujeitos se comportam perante os MEDIA SOCIAIS e as TIC e os percebem.

IX. Conclusões

Atualmente, vivemos num mundo que cada vez mais se rege pela tecnologia e assumindo ela uma presença tão forte no nosso quotidiano, impulsiona cada vez mais os investigadores a debruçarem-se sobre o seu estudo. O MTUAS-PA surge da necessidade de validar o instrumento MTUAS de Rosen e colaboradores numa versão portuguesa e da criação de mais instrumentos que avaliem o uso e as atitudes dos jovens adultos face aos MEDIA SOCIAIS e às TIC, pois estes são escassos.

O facto de a escala ser repartida por duas subescalas que envolvem as variáveis de uso e de atitudes em relação aos MEDIA SOCIAIS e às TIC, permitiu que fosse constituída por um vasto número de dimensões, o que fez com que abrangesse uma maior quantidade de instrumentos tecnológicos e de comportamentos face aos MEDIA SOCIAIS e às TIC. Isto permitiu que fosse feita uma análise mais minuciosa, cuidada e próxima da realidade da forma como os jovens adultos usam e se comportam perante os MEDIA SOCIAIS e as TIC.

A escala demonstrou ter bons valores de confiabilidade, revelando ser um instrumento fiável para avaliar o uso e atitudes face às Tecnologias de Informação e Comunicação nos jovens adultos, podendo ser aplicado nos mais

diversos contextos, nomeadamente no campo da investigação.

A nível de limitações do presente estudo, torna-se pertinente referir a importância de avaliar um maior número de variáveis sociodemográficas dos participantes, como por exemplo, o nível socioeconómico ou a dispersão geográfica a fim de se obter uma amostra mais representativa da população. Outra limitação pode ser o facto de a distribuição de indivíduos nos escalões etários não ser equilibrada, visto que o escalão etário entre os 20 e os 30 anos não tem um número de indivíduos semelhante à dos escalões etários mais velhos, o que pode fazer com que os valores médios mais altos se verifiquem de forma continuada neste escalão para todas as dimensões da escala. Também é necessário mencionar que o elevado número de itens que compõem a subescala Uso pode dificultar o preenchimento da escala devido ao possível cansaço à resposta dos participantes, o que pode levar a um enviesamento das respostas. Em termos de estudos futuros, sugere-se a análise de outras características psicométricas, nomeadamente, a validade concorrente e estabilidade temporal. Verifica-se ainda necessidade de efetuar estudos em amostras mais equilibradas em termos de género.

Referências

Ahn, J. (2012). Teenagers' Experiences With Social Network Sites: Relationships to Bridging and Bonding Social Capital. *Information Society*, 28(2), 99–109. <http://doi.org/10.1080/01972243.2011.649394>.

Ainin, S., Naqshbandi, M. M., Moghavvemi, S., & Jaafar, N. I. (2015). Facebook usage, socialization and academic performance. *Computers & Education*, 83, 64–73.

Areepattamannil, S., & Khine, M. S. (2017). Early adolescents' use of information and communication technologies (ICTs) for social communication in 20 countries: Examining the roles of ICT-related behavioral and motivational characteristics. *Computers in Human Behavior*, 73, 263–272.

Argelagós, E., & Pifarré, M. (2012). Improving information problem solving skills in secondary education through embedded instruction. *Computers in Human Behavior*, 28(2), 515–526.

Arnett, J. J. (1995). Adolescents Uses of Media for Self Socialization. *Journal of Youth and Adolescence*, 24(5), 519–533. Retrieved from http://www.jeffreyarnett.com/articles/ARNETT_adolescents_use_of_media_for_self_social.pdf.

Baker, R. K., & White, K. M. (2010). Predicting adolescents' use of social networking sites from an extended theory of planned behaviour

perspective. *Computers in Human Behavior*, 26(6), 1591–1597. <http://doi.org/10.1016/j.chb.2010.06.006>.

Bannister, F., & Remenyi, D. (2008). Multitasking: The uncertain impact of technology on knowledge workers and managers.

Barker, V. (2009). Older Adolescents' Motivations for Social Network Site Use: The Influence of Gender, Group Identity, and Collective Self-Esteem. *CyberPsychology & Behavior*, 12(2), 209–213. <http://doi.org/10.1089/cpb.2008.0228>.

Bartlett, M. S. (1954). A note on the multiplying factors for various chi square approximations. *Journal of the Royal Statistical Society*, 16 (Series B), 296-298.

Bolton, R. N., Parasuraman, A., Hoefnagels, A., Migchels, N., Kabadayi, S., Gruber, T., Solnet, D. (2013). Understanding Generation Y and their use of social media: a review and research agenda. *Journal of Service Management*, 24(3), 245–267. <http://doi.org/10.1108/09564231311326987>.

Byrne, B. M. (2016). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming* (3rd ed.). New York: Routledge.

Byrne, B. M. (2009). *Structural equation modeling with Amos: Basic concepts, applications, and programming* (2nd ed.). New York: Routledge.

Conole, G., & Dyke, M. (2004). What are the affordances of information and communication technologies? *Alt-J*, 12(2), 113–124. <http://doi.org/10.1080/0968776042000216183>.

Costa, J. J., Matos, A. P., Pinheiro, M. do R., Salvador, M. do C., Vale-Dias, M. da L., & Zenha-Rela, M. (2016). Evaluating Use and Attitudes Towards Social Media and ICT for Portuguese youth: the MTUAS-PY scale.

Field, A. (2009). *Discovering Statistics using SPSS* (3rd ed.). London, England: Sage Publications, Inc.

Floyd, F. J., & Widaman, K. F. (1995). Factor analysis in the development and refinement of clinical assessment instruments. *Psychological Assessment*, 7(3), 286.

Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Tatham, R. L. (2009). *Análise multivariada de dados*. Bookman Editora.

Jorgenson, D. W., & Vu, K. M. (2016). The ICT revolution, world

Escala do Uso e Atitudes em relação aos MEDIA SOCIAIS e às TIC: estudo com adultos portugueses
 Maria Luís Tavares Moreno (mltm1004@gmail.com) 2017

economic growth, and policy issues. *Telecommunications Policy*, 40(5), 383–397.

Junco, R. (2012). Too much face and not enough books: The relationship between multiple indices of Facebook use and academic performance. *Computers in Human Behavior*, 28(1), 187–198. <http://doi.org/10.1016/j.chb.2011.08.026>.

Kaiser, H. (1970). A second generation Little Jiffy. *Psychometrika*, 35, 401-415.

Kaiser, H. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 39, 31-36.

Kirschner, P. A., & Karpinski, A. C. (2010). Facebook® and academic performance. *Computers in Human Behavior*, 26(6), 1237–1245. <http://doi.org/10.1016/j.chb.2010.03.024>.

Kline, R. B. (2005). *Principles and Practice of Structural Equation Modelling* (2^a ed.). New York: Guilford Press.

Koroleva, K., Brecht, F., Goebel, L., & Malinova, M. (2011). “Generation Facebook” - A cognitive calculus model of teenage user behavior on social network sites. 17th Americas Conference on Information Systems 2011, AMCIS 2011, 5, 3516–3523. Retrieved from <http://www.scopus.com/inward/record.url?eid=2-s2.0-84870337923&partnerID=40&md5=dea00ed9020983c156b34b51af9064d4>.

Lau, W. W. F. (2017). Effects of social media usage and social media multitasking on the academic performance of university students. *Computers in Human Behavior*, 68, 286–291.

Law, N., Pelgrum, W. J., & Plomp, T. (2008). *Pedagogy and ICT use in schools around the world: Findings from the IEA SITES 2006 study* (Vol. 23). Springer Science & Business Media.

Legaree, B. A. (2015). Considering the changing face of social media in higher education. *FEMS Microbiology Letters*, 362 (16).

Marôco, J. (2014). *Análise de equações estruturais: Fundamentos teóricos, software & aplicações*. Report Number - 2.a Edição. ReportNumber, Lda.

Marôco, J. (2010). *Análise estatística com o SPSS Statistics* (6a). ReportNumber, Lda.

Muñoz-Miralles, R., Ortega-González, R., López-Morón, M. R., Batalla-Martinez, C., Manresa, J. M., Montellà-Jordana, N., Torán-Monserrat, P. (2016). The problematic use of Information and Communication Technologies (ICT) in adolescents by the cross sectional JOITIC study. *BMC Pediatrics*, 16(1), 140.

O'Brien, T. (2012). Aakash 2 hands-on: the \$40 educational slate with revolution on its mind. Engadget.

OECD. (2015). *OECD Education at a Glance 2015*.

Pallant, J. (2011). *SPSS survival manual: A step by step guide to data analysis using SPSS for Windows (4th ed.)* Australia: Allen & Unwin.

Patil, V. H., Singh, S. N., Mishra, S., & Donavan, D. T. (2008). Efficient theory development and factor retention criteria: Abandon the "eigenvalue greater than one" criterion. *Journal of Business Research*, 61(2), 162–170.

Pasquali, L. (2009). *Psicometria. Revista da Escola de Enfermagem da USP*, 43(Esp.), 992-999.

Pestana, H & Gageiro, J. (2008). *Análise de Dados para Ciências Sociais. A complementaridade do SPSS (5th ed.)*. Lisboa, Portugal: Sílabo.

Rappa, N. A., Yip, D. K. H., & Baey, S. C. (2009). The role of teacher, student and ICT in enhancing student engagement in multiuser virtual environments. *British Journal of Educational Technology*, 40(1), 61–69.

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. *Comput Human Behav*, 29(6), 2501–2511. <http://doi.org/10.3816/CLM.2009.n.003.Novel>.

Shachaf, P. (2008). Cultural diversity and information and communication technology impacts on global virtual teams: An exploratory study. *Information & Management*, 45(2), 131–142. <http://doi.org/10.1016/j.im.2007.12.003>.

Skryabin, M., Zhang, J., Liu, L., & Zhang, D. (2015). How the ICT development level and usage influence student achievement in reading, mathematics, and science. *Computers & Education*, 85, 49–58.

Stephens, K. K., & Davis, J. (2009). The social influences on electronic multitasking in organizational meetings. *Management Communication*

Quarterly, 23(1), 63–83.

Stevens, J. P. (2012). *Applied multivariate statistics for the social sciences*. Routledge.

Subrahmanyam, K., & Greenfield, P. (2008). Online communication and adolescent relationships. *The Future of Children*, 18(1), 119–146.

Tabachnick, B.G. & Fidell, L.S. (2007). *Using multivariate statistics* (5th edn). Boston: Pearson Education.

Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2013). *Using multivariate statistics*. Boston: Pearson Education.

Tamilselvan, N., Sivakumar, N., & Sevukan, R. (2012). Informations and communications technologies (ICT). *Iaeme*, 1(1), 15–28.

Teppers, E., Luyckx, K., Klimstra, T. A., & Goossens, L. (2014). Loneliness and Facebook motives in adolescence: A longitudinal inquiry into directionality of effect. *Journal of Adolescence*, 37(5), 691–699. <http://doi.org/10.1016/j.adolescence.2013.11.003>.

Thomé, S., Eklöf, M., Gustafsson, E., Nilsson, R., & Hagberg, M. (2007). Prevalence of perceived stress, symptoms of depression and sleep disturbances in relation to information and communication technology (ICT) use among young adults - an explorative prospective study. *Computers in Human Behavior*, 23(3), 1300–1321. <http://doi.org/10.1016/j.chb.2004.12.007>.

Valkenburg, P. M., Peter, J., & Schouten, A. P. (2006). Friend Networking Sites and Their Relationship to Adolescents' Well-Being and Social Self-Esteem. *CyberPsychology & Behavior*, 9(5), 584–590. <http://doi.org/10.1089/cpb.2006.9.584>.

Vázquez, C. (2006). La psicología positiva en perspectiva. *Papeles Del Psicólogo*, 27(1), 1–2.

Yang, J. (2015). Recognition, validation and accreditation of non-formal and informal learning in UNESCO member states.

Zhang, W., Johnson, T. J., Seltzer, T., & Bichard, S. L. (2010). The Revolution Will be Networked. *Social Science Computer Review*, 28(1), 75–92. <http://doi.org/10.1177/0894439309335162>.

Anexos

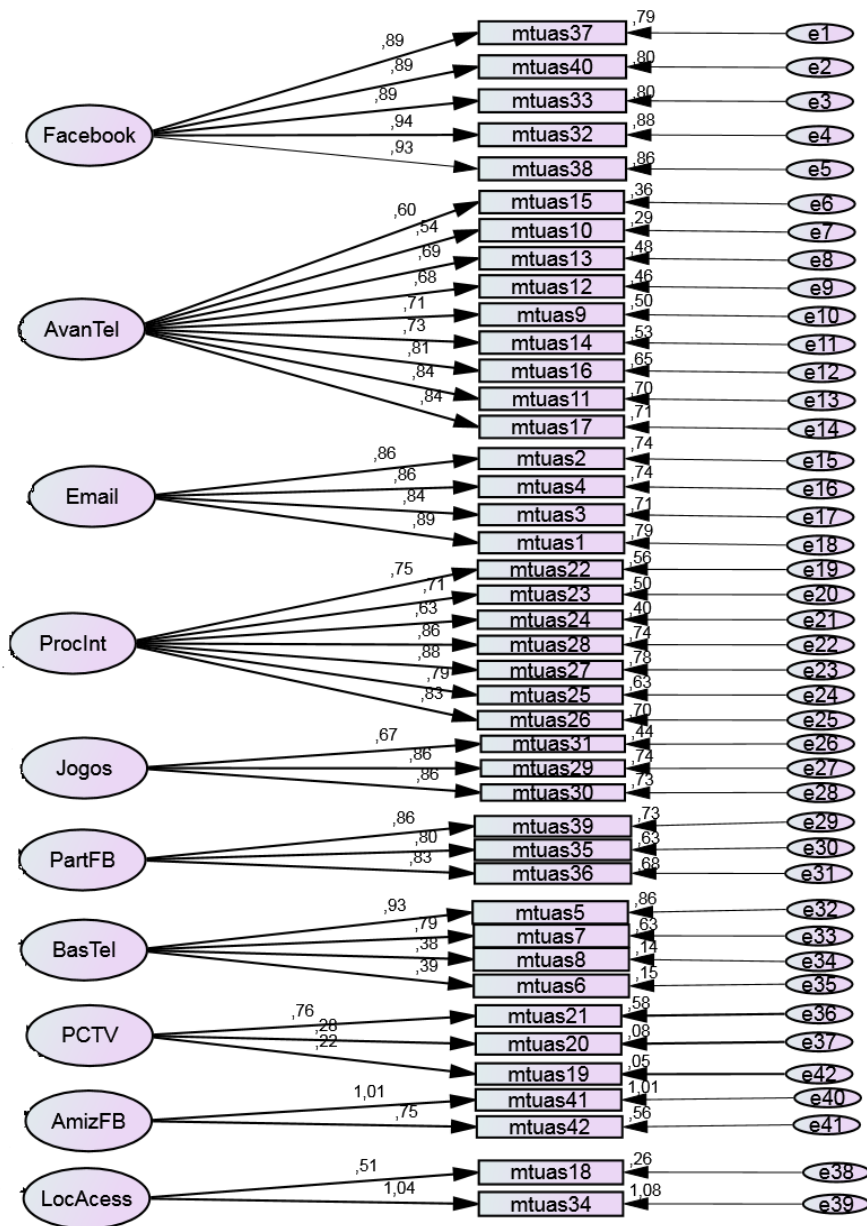


Figura 3. Modelo 1. Pesos fatoriais estandardizados e fiabilidades individuais para cada item da Subescala Uso dos MEDIA SOCIAIS e das TIC

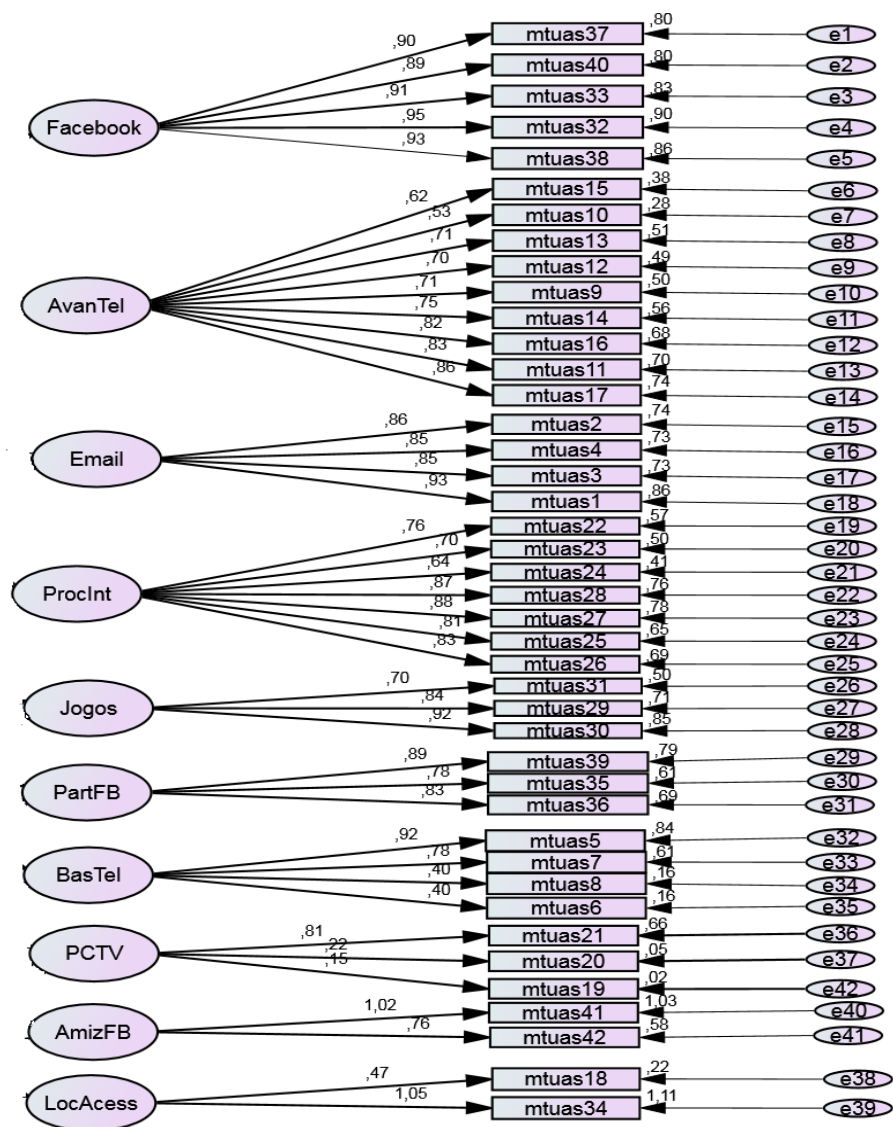


Figura 4. Modelo 2. Pesos fatoriais estandardizados e fiabilidades individuais para cada item da Subescala Uso dos MEDIA SOCIAIS e das TIC