



UNIVERSIDADE D
COIMBRA

Marta Maria da Silva Duarte

**PROCRASTINAÇÃO: ESTUDOS PSICOMÉTRICOS DAS VERSÕES EM
PORTUGUÊS EUROPEU DA IRRATIONAL PROCRASTINATION SCALE
(IPS) E PURE PROCRASTINATION SCALE (PPS)**

Tese no âmbito do Mestrado Integrado em Psicologia Clínica e da Saúde, Subárea de
Especialização em Intervenções Cognitivo-Comportamentais nas Perturbações Psicológicas da
Saúde orientada pelo Professor Doutor Marco Pereira e apresentada à Faculdade de Psicologia
e de Ciências da Educação.

Junho de 2021

Faculdade de Psicologia e de Ciências da Educação
da Universidade de Coimbra

PROCRASTINAÇÃO: ESTUDOS PSICOMÉTRICOS DAS
VERSÕES EM PORTUGUÊS EUROPEU DA IRRATIONAL
PROCRASTINATION SCALE (IPS) E PURE
PROCRASTINATION SCALE (PPS)

Marta Maria da Silva Duarte

Tese no âmbito do Mestrado Integrado em Psicologia Clínica e da Saúde, Subárea de Especialização em Intervenções Cognitivo-Comportamentais nas Perturbações Psicológicas da Saúde orientada pelo Professor Doutor Marco Pereira e apresentada à Faculdade de Psicologia e de Ciências da Educação.

Junho, 2021



UNIVERSIDADE D
COIMBRA

Agradecimentos

O documento que se apresenta é o resultado de um enorme esforço e dedicação desempenhados ao longo do ano letivo com a participação de vários intervenientes. Portanto, deixo o meu sincero agradecimento:

À Faculdade de Psicologia e à Universidade de Coimbra, pelo privilégio que foi poder aprender nela e sentir que já era como uma segunda casa.

À cidade de Coimbra, que marcada pelo passar dos séculos, continuará sempre a ter aquela mística única em Portugal. Fez-me crescer e preparar para a minha vida futura.

Ao Professor Marco Pereira por ter sido uma pessoa presente em toda esta viagem alucinante, amparou-me sempre e nunca me deixou sem chão. Não tenho como agradecer todo o apoio que me deu.

Aos meus pais por todo o apoio, por nunca me deixarem desistir, por terem sempre a palavra mais iluminada no momento mais cinzento. Por serem o meu porto seguro e por estarem presentes, simplesmente.

À minha irmã por ser uma fonte de inspiração, de superação e resiliência. E acima de tudo por me ensinar diariamente a lutar com persistência e convicção.

Ao meu irmão por nunca duvidar de mim, por me transmitir calma e por ser sempre um ombro-amigo.

Ao meu namorado, que sempre acreditou em mim e se manteve ao meu lado, sempre fiel e sempre afetuoso.

À minha amiga Bárbara, por ter sido uma das maiores surpresas que o curso me trouxe, mesmo tendo chegado à minha vida quase no término do curso, valeu por cada aprendizagem, companheirismo e conselho recebido.

Aos meus amigos de Viseu, por todos os gestos, atitudes e palavras mais carinhosas e de maior conforto em todos os dias deste percurso.

Aos meus avós, por todo o incentivo, sabedoria e valores transmitidos.

A todos,
O meu profundo e eterno agradecimento.

Resumo

O presente estudo teve como objetivo desenvolver e avaliar as características psicométricas das versões em Português Europeu da *Irrational Procrastination Scale* (IPS) e *Pure Procrastination Scale* (PPS). A amostra foi composta por 511 participantes da população geral (65.5% do sexo feminino), com uma idade média de 31.69 anos. A maioria dos participantes indicou ter escolaridade ao nível do Ensino Universitário (83.7%) e estar em situação profissional ativa (50.7%). Os dados foram recolhidos através de uma plataforma *online* (LimeSurvey®) e os participantes preencheram as escalas em estudo, bem como medidas de regulação emocional (*Difficulties in Emotion Regulation Scale-SF*), inflexibilidade psicológica (*Acceptance and Action Questionnaire-II*), sintomatologia psicopatológica (*Depression Anxiety Stress Scales*) e qualidade de vida (*EUROHIS-QOL-8*). Os valores de fiabilidade revelaram-se adequados tanto para a IPS (α de Cronbach = .91) como para o total da PPS (α de Cronbach = .93). A fiabilidade dos três fatores da PPS também foi satisfatória: o primeiro fator, *Decisional Delay* (α de Cronbach = .83), o segundo, *Irrational Delay* (α de Cronbach = .91) e o terceiro, *Timeliness* (α de Cronbach = .81). As análises fatoriais confirmatórias suportaram a estrutura unidimensional da IPS [CFI = .96; RMSEA = .09 (90% CI = .08-.11); SRMR = .04; TLI = .92], bem como a estrutura de três fatores da PPS [CFI = .93; RMSEA = .10 (90% CI = .09-.11); SRMR = .09; TLI = .91]. No que diz respeito à validade convergente, as duas escalas apresentaram correlações significativas e na direção esperada com medidas de regulação emocional, inflexibilidade psicológica, psicopatologia e qualidade de vida. Globalmente, os resultados de fiabilidade e validade revelaram que a IPS e a PPS são duas medidas muito adequadas para avaliar a procrastinação, atestando o seu uso em Portugal.

Palavras-chave: Estudos psicométricos; *Irrational Procrastination Scale*; *Pure Procrastination Scale*; Procrastinação.

Abstract

The purpose of the present study was to develop and assess the psychometric characteristics of the European Portuguese versions of the *Irrational Procrastination Scale* (IPS) and the *Pure Procrastination Scale* (PPS). The sample consisted of 511 participants of the general population (65.5% female), with a mean age of 31.69 years. Most participants indicated that they had University Education (83.7%) and were in an active professional situation (50.7%). Data were collected through an online platform (LimeSurvey®) and the participants completed the two scales in study, as well as measures of emotion regulation (*Difficulties in Emotion Regulation Scale*), psychological inflexibility (*Acceptance and Action Questionnaire-II*), psychopathological symptoms (*Depression Anxiety Stress Scales*) and quality of life (*EUROHIS-QOL-8*). The reliability values were adequate for both the IPS (Cronbach's $\alpha = .91$) and the total PPS (Cronbach's $\alpha = .93$). The reliability of the three PPS factors was also satisfactory: the first factor, *Decisional Delay* (Cronbach's $\alpha = .83$), the second, *Irrational Delay* (Cronbach's $\alpha = .91$) and the third, *Timeliness* (Cronbach's $\alpha = .81$). The CFA confirmed the one-dimensional structure of the IPS [CFI = .96; RMSEA = .09 (90% CI = .08-.11); SRMR = .04; TLI = .92], as well as the three-factor structure of the PPS [CFI = .93; RMSEA = .10 (90% CI = .09-.11); SRMR = .09; TLI = .91]. Regarding the convergent validity, both scales were significantly correlated, in the expected direction, with measures related to emotional regulation, psychological inflexibility, psychopathological symptoms and quality of life. Overall, the results of reliability and validity revealed that IPS and PPS are two very suitable measures to assess procrastination, attesting their use in Portugal.

Keywords: Psychometric studies; *Irrational Procrastination Scale*; *Pure Procrastination Scale*; Procrastination.

Índice

Resumo	3
Abstract	4
Introdução	6
Enquadramento Teórico	7
Método	16
Resultados	17
Discussão	28
Conclusões	33
Referências	34

Introdução

A procrastinação é um comportamento que tem sido constantemente estudado nos vários contextos em que atua (e.g., contexto académico, contexto laboral, etc.) sendo caracterizado, de um modo sintético, como uma forma de adiar uma tarefa ou um compromisso. A falta de foco, interesse e persistência leva a uma rápida desistência da tarefa. De acordo com o panorama atual, e com as várias investigações internacionais realizadas à volta deste constructo, a procrastinação tem sido associada a indicadores de baixo bem-estar psicológico (e.g., níveis positivos de ansiedade, stresse, depressão; potenciamento de outras doenças do foro psicológico, etc.) e uma menor satisfação com a vida.

Em 2012, Piers Steel desenvolveu a equação da procrastinação como uma ferramenta para analisar as variáveis-chave que conduzem à procrastinação: o valor (i.e., o prazer nas tarefas e o valor percebido dos prémios); a impulsividade (i.e., a tendência a distrair-se com coisas que de repente parecem mais urgentes ou mais interessantes); a demora (i.e., o intervalo de tempo entre o agora e o momento em que as tarefas precisam de estar completas); e a expectativa (i.e., quanto mais esperamos o sucesso, mais motivados ficamos para trabalhar e realizar a tarefa). Vários estudos estimaram que 80%-95% - uma proporção bastante elevada - dos estudantes universitários se envolvem em comportamentos de procrastinação (O'Brien, 2002), aproximadamente 75% consideram-se como sendo procrastinadores (Potts, 1987) e quase 50% procrastinam de forma consistente e problemática (e.g., Day et al., 2000; Onwuegbuzie, 2000). Adicionalmente, é de assinalar que a procrastinação também parece ser um fenómeno preocupante, na medida em que mais de 95% dos procrastinadores desejam reduzi-la (O'Brien, 2002).

A procrastinação é um comportamento complexo e múltiplo que envolve diversas dimensões, apresentando-se de forma diferenciada na área social, saúde, trabalho ou lazer (Rodrigues & Jácome, 2017). Em muitos dos casos, a procrastinação pode ser benéfica por possíveis reduções dos níveis de absentismo e rotatividade de pessoas e tarefas (Harris & Sutton, 1983). No entanto, e por outro lado, pode também ser entendido como prejudicial ao produzir mais stresse e doenças psicológicas (e.g., perturbações depressivas; perturbações de ansiedade) após a finalização da tarefa adiada (Tice & Baumeister, 1997).

Em Portugal, o estudo da procrastinação é relativamente escasso. Adicionalmente, e no âmbito da avaliação da procrastinação, não existem disponíveis muitos instrumentos adequados e devidamente validados para a população portuguesa, o que, acarreta várias dificuldades no que concerne aos progressos efetuados nesta área de investigação. Assim, o principal objetivo desta dissertação consiste em apresentar os estudos psicométricos da *Irrational Procrastination Scale* (IPS;

Steel, 2010) e *Pure Procrastination Scale* (PPS; Steel, 2010), traduzidas para português europeu como Escala de Procrastinação Irracional e Escala de Procrastinação Pura.

O presente estudo está organizado em cinco partes distintas. A primeira parte refere-se ao enquadramento teórico, onde se inclui a definição de procrastinação e são abordados os contextos de aplicação da mesma, nomeadamente a procrastinação nos contextos académico e laboral. Para além disso, neste tópico são apresentados o panorama atual da avaliação do conceito de procrastinação em contexto académico/trabalho e os dados psicométricos relativos às validações das escalas IPS e PPS em vários países, terminando com os objetivos do estudo. Numa segunda parte, colocam-se em prática os estudos de validação da *Irrational Procrastination Scale* e da *Pure Procrastination Scale*, apresentando a metodologia do estudo, incluindo as características gerais da amostra, os instrumentos que compõem a bateria de avaliação, os procedimentos e o plano da análise de dados. Posteriormente, são reportados os resultados obtidos nas duas escalas e é redigida a interpretação e discussão dos resultados comparados com outros estudos de validação de outros países. Por último, são reveladas as conclusões, o contributo e as limitações do estudo e são indicadas as implicações para a prática e investigação futura.

Enquadramento Teórico

Definição de Procrastinação

A procrastinação, por definição, implica adiar o início ou a conclusão de um curso de ação/ de uma decisão planeada, podendo ser total ou parcial (Milgram et al., 1998). A investigação existente tem mostrado que a procrastinação existe em diferentes domínios da vida, mas é sobretudo típica em domínios académicos e de trabalho (Klingsieck, 2013).

Nas últimas décadas surgiram vários e diferentes entendimentos sobre o que é o atraso, a procrastinação e as suas implicações. Alguns autores, como Chu e Choi (2005), propuseram que nem todos os comportamentos de procrastinação são prejudiciais ou levam a consequências negativas, como por exemplo, quando os indivíduos preferem trabalhar sobre pressão e procrastinar, de forma deliberada, na tomada de decisões. Existem procrastinadores que, de facto, afirmaram que beneficiam ao concluir a tarefa, à última da hora, sobre pressão (Tice & Baumeister, 1997). Por outro lado, outros autores consideram que a procrastinação funciona de uma forma disfuncional (Corkin et al., 2011; Klingsieck, 2013), por exemplo, tal como acontece no humor, o baixo desempenho em várias tarefas pode provocar espirais de falhas autorregulatórias ligadas à autoeficácia, isto é, a procrastinação pode levar a um baixo desempenho que, consequentemente diminui a autoeficácia levando, assim, a mais procrastinação (Lindsay et al., 1995). A definição de procrastinação oferecida por Steel (2007), uma das mais consensuais na atualidade, está alinhada com este último grupo, destacando a natureza acrática ou “fraqueza da vontade” da procrastinação, como “*atrasar voluntariamente um curso de ação pretendido, apesar de esperar consequências negativas com o atraso*” (Steel, 2007, p. 66). Além disso, é comum ver a procrastinação ser referida pelos próprios procrastinadores como algo engraçado/humorístico (Ferrari et al., 1995). A falta de seriedade para lidar com este problema pode dever-se ao facto de ser algo tão disseminado e comum na vida quotidiana (Ferrari et al., 1995; Pychyl & Flett, 2012).

Do ponto de vista de conceptualização, foi proposto pela primeira vez uma visão tripartida da procrastinação, onde este conceito se dividiu por três tipos: decisão, evitamento e excitação. Ferrari investigou primordialmente a procrastinação utilizando duas escalas, a *General Procrastination Scale* (GPS; Lay, 1986) e a *Adult Inventory of Procrastination* (AIP; McCown et al., 1989), tendo obtido uma correlação extremamente baixa entre estas duas medidas (Ferrari, 1992, citado por Steel, 2010). Face a este resultado, este autor concluiu que ambas as escalas poderiam avaliar diferentes formas de atraso/ adiamento na tarefa e, investigando mais aprofundadamente, sugeriu que a desigualdade entre estas escalas passava pela diferença na avaliação da GPS composta pelo tipo excitação, caracterizado por um adiamento na procura de emoções, e na avaliação da AIP composta pelo tipo evitamento,

caracterizado por um adiamento com vista à proteção ou por medo do fracasso. Mais tarde, um terceiro tipo de procrastinação foi incorporada, com base no *Decisional Procrastination Questionnaire* (DPQ; Mann, 1982) onde Ferrari concluiu que, enquanto nas escalas GPS e AIP eram considerados exemplos de procrastinação comportamental, onde efetivamente se adiam tarefas, a DPQ cingia-se mais ao adiamento da tomada de decisões (Ferrari, 1992, citado por Steel, 2010).

A ocorrência de procrastinação depende de fatores pessoais e fatores situacionais. Em relação aos fatores pessoais, a procrastinação tem sido associada a dimensões de personalidade, como a impulsividade e facetas de personalidade, como por exemplo uma baixa conscienciosidade (Big Five), que mostraram fortes associações com a procrastinação (Steel, 2007). Por outro lado, determinadas características da tarefa e fatores contextuais apresentam também maior potencial para procrastinação do que outros, onde se incluem, por exemplo, tarefas de alta complexidade (Ackerman & Gross, 2005) e ausência de prazos claros (Schraw et al., 2007). Ainda que, a procrastinação esteja relacionada com traços de personalidade, o comportamento procrastinador deve ser conotado como um traço multidimensional, podendo influenciar várias dimensões da vida privada e social do indivíduo (Watson, 2001).

De um modo geral, a procrastinação, quando experienciada de uma maneira constante, é vista como um comportamento prejudicial ao funcionamento do indivíduo (Tice & Baumeister, 1997), podendo contribuir com possíveis consequências graves e significativas de ordem interna (e.g., irritações leves ou intensas, falta de concentração, stresse (Deniz, 2006), pensamentos ruminativos, ansiedade (Rothblum et al., 1986), autocrítica, depressão, desespero e autocondenação) e/ ou externa (e.g., perdas financeiras, tensão familiar, multas por impostos atrasados e problemas de saúde) (Milgram et al., 1998).

Neste contexto, a literatura distingue dois tipos de procrastinadores: os passivos e os ativos, que se distinguem nas dimensões cognitivas, afetivas e comportamentais (Chu & Choi, 2005). Segundo estes autores, os procrastinadores passivos são aqueles que não pretendem procrastinar, mas acabam regularmente por adiar as tarefas pela sua incapacidade de tomar decisões rápidas. Ademais, os procrastinadores passivos tendem a ser mais propensos a desistir e a não conseguir concluir as tarefas, acarretando níveis baixos de motivação intrínseca e extrínseca. Pelo contrário, os procrastinadores ativos são capazes de agir de acordo com as suas decisões, são persistentes e capazes de completar uma tarefa até ao último momento, sendo que preferem trabalhar sob pressão e tomam decisões deliberadas para procrastinar. Estes, tendem a apresentar altos níveis de utilização eficaz do tempo, motivação extrínseca, resultados mais satisfatórios, gerem o seu tempo e apresentam autoeficácia, sendo semelhantes aos indivíduos não procrastinadores.

Contextos de estudo da procrastinação

A procrastinação pode ser caracterizada como um comportamento comum das pessoas, principalmente quando relacionada com tarefas do quotidiano. E, como referido anteriormente, são

vários os contextos onde a procrastinação pode estar presente. No que especificamente respeita ao contexto acadêmico, durante todo o processo educativo as pessoas têm de lidar com diferentes tarefas acadêmicas que são atribuídas, entre elas, a leitura, a escrita e a realização de trabalhos (Cavusoglu & Karatas, 2015). A procrastinação neste contexto pode ter um efeito muito negativo e implicar, nos estudantes, elevados níveis de stresse. Para além disso, pode precipitar o aparecimento de perturbações mentais, como a depressão e a ansiedade (e.g., Ferrari et al., 2005; Schraw et al., 2007; Tice & Baumeister, 1997), apresentando consequências, não apenas relativas à obtenção de resultados mais baixos nas avaliações académicas, mas também referentes ao aparecimento de mal-estar, frustração, irritação e autocondenação, entre outros fatores que afetam o bem-estar (Tice & Baumeister, 1997).

De acordo com uma meta-análise realizada por Kim (2015), foi revelado que a procrastinação está negativamente relacionada com o desempenho académico. Outros estudos relataram efeitos negativos da procrastinação na aprendizagem e na realização de tarefas, com consequências, como por exemplo, notas baixas e desistências de cursos (Balkis, 2013). Pôde-se também concluir que a pressão do tempo consequente da procrastinação reduziu a precisão e a pontualidade (Van Eerde, 2003). Estes dados suportam outros dados que revelaram níveis de procrastinação fortemente associados ao desempenho académico entre os alunos do secundário, sugerindo a hipótese de que os jovens procrastinam mais do que os adultos, o que implica consequências mais negativas para os jovens do que para os adultos (Steel, 2007).

Ferrari et al. (2005), no seu estudo, demonstraram estimativas que confirmavam que a procrastinação abrangia cerca de 70% dos estudantes universitários, em tarefas relacionadas com o contexto académico. Estes dados consolidam com outros dados retirados do estudo de Solomon e Rothblum (1984), no qual afirmaram que a ansiedade é provocada quando se pensa sobre como realizar a tarefa e diminui quando se evita realizá-la. Tarefas académicas são mais aversivas e despoletam maiores níveis de ansiedade e, portanto, existe uma maior probabilidade de haver evitamento do que em rotinas de vida não académicas. Torna-se pertinente o estudo no contexto académico, uma vez que a vida dos estudantes se caracteriza, maioritariamente, pelo cumprimento de prazos e pela conclusão de tarefas (Ferrari et al., 2005).

Para além do contexto académico, apesar de haver menos informação disponível, também se tem estudado a procrastinação em contexto laboral. A procrastinação no trabalho pode ser definida como um adiar de comportamentos e decisões relacionadas com o trabalho, em que o trabalhador se envolve em ações não relacionadas durante o horário laboral (Metin et al., 2016). Estudos relatam que os funcionários gastam em média 1,5 a 3 horas em atividades pessoais durante o horário de trabalho (Blanchard & Henle, 2008; Mills et al., 2001; Paulsen, 2015).

Diversos estudos apresentaram resultados relativos à procrastinação nas tarefas relacionadas com o trabalho. Por exemplo, alguns estudos relataram que a procrastinação era mais comum entre os funcionários de alto estatuto (Hammer & Ferrari, 2002; Vitak et al., 2011). Outros estudos mostraram

que envolver-se em atividades pessoais durante o trabalho estaria relacionado com tédio e procrastinação em geral (Wan et al., 2014). Além disso, os funcionários que trabalhavam em funções que exigiam atividades repetitivas e uma menor criatividade mostraram uma frequência alta de uso de internet durante o trabalho (Vitak et al., 2011). Nesta linha, existe o risco de que os funcionários às vezes se poderem envolver em atividades não relacionadas com o trabalho durante o horário expediente, como procrastinar nas tarefas de trabalho (por exemplo, pausas excessivas, navegar nas redes sociais ou fazer compras online) (Metin et al., 2016). Por exemplo, um estudo revelou que os funcionários gastavam não menos que 30% do dia com atividades não relacionadas com o trabalho e quase 80% dos funcionários relataram que usavam a Internet para seu interesse pessoal (Eddy et al., 2010). Ademais, foi proposto até que ponto os funcionários envolverem-se em atividades não relacionadas à tarefa no trabalho, seria uma função de seu envolvimento cognitivo-motivacional com os seus trabalhos (Metin et al., 2018).

Um pequeno grupo de autores, Van Eerde, (2016) e Garret e Danziger (2008), sugeriu vários fatores do contexto laboral que parecem interagir com características pessoais dos empregados, no que concerne ao aumento ou diminuição da procrastinação no trabalho. Em linha com os estudos destes autores observou-se que elevados níveis de autonomia no trabalho podem aumentar a procrastinação, especialmente para quem precisa de monitorização externa. É de referir ainda que características da tarefa, como dificuldade, ambiguidade e tédio, podem desempenhar um forte papel, bem como o tipo de tarefa (e.g., tarefas menos urgentes). Também foram considerados outros fatores contextuais relevantes por Van Eerde (2016), como por exemplo, tempo, trabalho, carga de trabalho, recursos no trabalho, recompensas, disponibilidade e suporte no trabalho.

Recentemente, Metin et al. (2016) abordaram a procrastinação no trabalho e desenvolveram a *Procrastination at Work Scale* (PAWS; Metin et al., 2016) para medir e explorar os comportamentos ociosos dos trabalhadores. A procrastinação no trabalho foi definida como “*adiar ações relacionadas ao trabalho, envolvendo (comportamental ou cognitivamente) em tarefas não relacionadas ao trabalho, sem intenção de prejudicar o empregador, funcionário, local de trabalho ou cliente*” (Metin et al. 2016, p. 255). Consoante o suprarreferido pelos autores, a procrastinação no trabalho tem sido desenvolvida com base em vários aspetos, nomeadamente, a conclusão das tarefas (Claessens et al., 2010), o *cyberslacking* (Vitak et al., 2011), o presenteísmo, *empty labour* (os tempos em que os funcionários sentem que não têm nada para fazer) e a gestão do tempo no trabalho (Paulsen, 2015; Metin et al., 2016). Com efeito, os estudos mais recentes têm vindo a evidenciar a existência de duas dimensões da procrastinação no trabalho: o *cyberslacking* e o *soldiering*. O *cyberslacking*, surge associado à utilização da tecnologia móvel durante o horário laboral para fins pessoais (Vitak et al., 2011). Os colaboradores dão a ideia de que estão, efetivamente, a trabalhar, mas na verdade podem estar a usar os computadores com propósitos pessoais para fazer compras online, usar as redes sociais, a jogar ou a enviar mensagens rápidas. Segundo Paulsen (2015), o *soldiering* ocorre quando um funcionário tem um fraco senso de trabalho, não tem ética nem identidade com o trabalho que está a

realizar e quando as obrigações do trabalho são menores do que aquilo que poderia realizar, evita esse trabalho (e.g. fazer pausas para o café mais longas, envolver-se em atividades mais prazerosas do que realizar as suas tarefas ou sonhar acordado) sem a intenção de prejudicar ou colocar trabalho extra para os colegas de profissão.

Avaliação do constructo de procrastinação

Dado o conhecimento ainda não ser suficiente sobre o impacto e a influência da procrastinação na população em geral, torna-se pertinente que existam instrumentos adaptados, adequados e devidamente validados que possam compreender a atuação da procrastinação. No que diz respeito aos instrumentos, foram desenvolvidas duas medidas: a *Irrational Procrastination Scale* (IPS) e a *Pure Procrastination Scale* (PPS), traduzidas para Português como Escala de Procrastinação Irracional e Escala de Procrastinação Pura, respetivamente.

A primeira medida, a *Irrational Procrastination Scale*, foi desenvolvida em 2010 por Steel, de acordo com o conceito repetidamente enfatizado de que a procrastinação representa um atraso irracional (Andreou, 2007; Steel, 2007). A IPS foi assim construída explicitamente para ser coerente com esta definição. Este conceito é composto por nove itens, concentrados predominantemente no atraso de implementação. A segunda medida, a *Pure Procrastination Scale*, resultante de uma análise fatorial, foi também desenvolvida por Piers Steel (2010). A PPS avalia a prevalência de comportamentos procrastinatórios concetualizados como um atraso disfuncional. Esta escala baseia-se nos itens da *Decisional Procrastination Questionnaire* (DPQ; Mann, 1982) uma escala de cinco itens que avalia o atraso no planeamento e tomada de decisões, da *General Procrastination Scale* (GPS; Lay, 1986) que avalia o atraso de implementação ou comportamento e, por fim, nos itens da *Adult Inventory of Procrastination* (AIP; McCown et al., 1989) que avalia a prontidão, cumprimentos de prazos e pontualidade (Gagnon, 2020). A PPS é baseada em escalas existentes, mas composta por apenas 12 itens que estão diretamente relacionados com a procrastinação geral, uma vez que os resultados demonstraram que dos 93 itens originais que foram incluídos um total de 12 itens poderia dar origem a uma escala “mais pura”.

A PPS e a IPS estão atualmente disponíveis em várias línguas, por exemplo, Português do Brasil (Rocha, 2019), sueco (Rozental et al., 2014), coreano (Kim et al., 2020), norueguês (Svartdal, 2015), espanhol (Guilera, 2018), indonésio (Prayitno et al., 2013), alemão, italiano, finlandês e polaco (Svartdal et al., 2016).

No que se prende com a estrutura fatorial, diferentes estudos psicométricos que validaram a IPS e PPS demonstraram estruturas fatoriais ligeiramente diferentes da estrutura inicialmente proposta por Piers Steel (2010), no qual, afirmou, que ambas as escalas teriam uma estrutura unidimensional. Por exemplo, a PPS foi testada usando uma análise fatorial confirmatória em vários estudos, no qual, a sua estrutura foi questionada por diversos autores quanto à possibilidade de se tratar de uma escala unidimensional (um fator) (Svartdal, 2015; Svartdal et al. 2016), bidimensional

(dois fatores) (Rebetez et al., 2014; Rozental et al., 2014) ou tridimensional (três fatores) (Kim et al., 2020; Rocha, 2019; Svartdal et al., 2016; Svartdal & Steel, 2017). Com esta investigação mais recente e abrangente, foram feitas diversas sugestões afirmando a possibilidade de existir uma estrutura de apenas um fator (nomeado como procrastinação) ou uma estrutura composta por três fatores (Svartdal & Steel, 2017). Quanto à IPS, a evidência anterior é mais consistente e aponta principalmente para uma estrutura de um fator (Rozental et al., 2014; Svartdal et al., 2016). Torna-se pertinente analisar as estruturas fatoriais das escalas PPS e IPS e, assim, poder confirmar as suas características subjacentes de modo a fornecer assim traduções válidas e confiáveis que possam ser usadas em vários estudos e ambientes clínicos.

A administração da IPS e da PPS foi baseada na ideia de que elas demonstrariam uma forte correlação entre si, dado o mesmo constructo teórico e o facto de que ambas foram recomendadas para uso em paralelo para fins de validação (Steel, 2010). O estudo original de validação das duas escalas, que envolveu 4169 indivíduos (57,4% do sexo feminino e uma idade média de 37.4 anos) mostrou que as escalas estão altamente correlacionadas entre si ($r = .87$; $p < .05$), exibem boa validade convergente com instrumentos adicionais de procrastinação (r entre $.69$ e $.87$; $p < .05$), e têm uma boa consistência interna (PPS: $\alpha = .92$ IPS: $\alpha = .91$) (Steel, 2010). Nas diferentes validações, as duas escalas demonstraram valores muito aceitáveis de consistência interna, tal como indicado nos Quadros 1 e 2.

No que concerne aos resultados demonstrados nos diferentes estudos de validação das escalas aplicadas neste estudo, na primeira medida, a ***Irrational Procrastination Scale***, foi possível verificar uma correlação negativa entre a procrastinação e a satisfação com a vida ($r = -.27$; Svartdal, 2015; $r = -.32$; Kim et al., 2020; $r = -.36$; Guilera, 2018; $r = -.19$; Rebetez et al., 2014). Para além disso, foi possível verificar correlações moderadas entre a IPS e medidas de ansiedade, depressão ($r = .36-.37$; Kim et al., 2020; $r = .26-.30$; Rozental et al., 2014), e autoeficácia ($r = .34$; Kim et al., 2020).

No que respeita à ***Pure Procrastination Scale***, foi encontrada uma associação negativa entre a procrastinação e a satisfação com a vida ($r = -.25$; Rebetez et al., 2014; $r = -.41$; Steel, 2010; $r = -.23$; Svartdal, 2015; Svartdal et al., 2016; $r = -.25$) e qualidade de vida ($r = -.34$; Kim et al., 2020). A PPS revelou ainda correlações moderadas com medidas como a ansiedade e depressão ($r = .37$ a $.38$; Kim et al., 2020; $r = .28-.35$ a $-.35$; Rozental et al., 2014).

No que diz respeito às correlações entre as escalas IPS e PPS, nas diversas validações foram encontrados dados consistentes com o estudo original, no qual PPS e IPS apresentaram uma correlação elevada ($r = .87$; Steel, 2010), idêntica à correlação obtida no estudo da Coreia do Sul ($r = .84$; Kim et al., 2020). Também no estudo de validação sueco, ambas as escalas tiveram uma correlação globalmente forte ($r = .79$; Rozental et al., 2014), bastante semelhante às correlações indicadas no estudo aplicado em seis línguas europeias ($r = .79-.89$; Svartdal et al., 2016) e no estudo de Svartdal ($r = .78$; 2015).

Quadro 1. *Consistência interna da Irrational Procrastination Scale (IPS)*

	País	Alfa de Cronbach
Estrutura Unidimensional		
Steel, 2010	Estados Unidos da América	.91
Svartdal et al., 2016	6 Línguas Europeias (Finlândia; Alemanha; Itália; Noruega; Polónia e Suécia)	.85-.93
Guilera, 2018	Espanha	.90
Svartdal, 2015	Noruega	.93
Kim et al., 2020	Coreia do Sul	.85
Rocha, 2019	Brasil	.80
Estrutura Bidimensional		
Prayitno et al., 2013	Indonésia	.79
Rozental et al., 2014	Suécia	.76

Quadro 2. *Consistência interna da Pure Procrastination Scale (PPS)*

	País	Alfa de Cronbach
Estrutura Unidimensional		
Steel, 2010	Estados Unidos da América	.92
Svartdal et al., 2016 ^a	6 Línguas Europeias (Finlândia; Alemanha; Itália; Noruega; Polónia e Suécia)	.85-.93
Svartdal, 2015	Noruega	.95
Estrutura Bidimensional		
Rebetez et al., 2014	França	.89
Rozental et al., 2014	Suécia	.78
Estrutura Tridimensional		
Rocha, 2019	Brasil	.91
Svartdal et al., 2016	6 Línguas Europeias (Finlândia; Alemanha; Itália; Noruega; Polónia e Suécia)	.85-.93
Svartdal & Steel, 2017	Amostra Geral (Estados Unidos; Canadá; Itália; Austrália e Inglaterra)	.92
Kim et al., 2020	Coreia do Sul	.93

^a Uma estrutura de um fator composta apenas pela parte de implementação da Escala de Procrastinação Pura (itens 4-8)

Em relação às associações com as variáveis sociodemográficas, de acordo com a literatura, os estudos têm demonstrado que o género masculino apresenta maiores níveis de procrastinação que o género feminino (Guilera et al., 2018; Steel & Ferrari, 2013; Svartdal et al., 2016). Em relação à idade, há evidência de que os mais jovens tendem a procrastinar mais do que os adultos (Steel & Ferrari, 2013). Esta variável obteve correlações negativas fracas e estatisticamente significativas no que concerne às escalas em estudo, demonstrando que, quanto menor a idade maior os níveis de procrastinação ($r = -.10$; Steel & Ferrari, 2013; $r = -.02$ a $-.23$; Svartdal et al., 2016). No estudo de validação espanhol verificou-se um efeito estatisticamente significativo, que revelou pontuações mais altas no grupo mais jovem ($p < .01$; Guilera et al., 2018). De acordo com vários estudos, também se tem verificado que os estudantes têm uma maior tendência para procrastinar quando comparados com os trabalhadores onde, um terço da população, considera as suas experiências procrastinadoras são, maioritariamente, relacionadas com contextos educacionais (Steel, 2011; Steel & Ferrari, 2013; Svartdal et al., 2016).

O presente estudo

O presente estudo tem como principal objetivo desenvolver as versões em Português Europeu da *Irrational Procrastination Scale* (IPS) e *Pure Procrastination Scale* (PPS). A investigação no âmbito da procrastinação em Portugal é relativamente escassa, e do nosso conhecimento não temos indicação de que existam validações destas escalas no contexto português. Assim, este estudo poderá permitir o desenvolvimento e o preenchimento de lacunas nesta área específica de estudo da procrastinação em Portugal. Este estudo vai permitir ainda avaliar a estrutura das duas escalas, nomeadamente a unidimensionalidade da IPS e a estrutura de três fatores da PPS inicialmente propostas, uma vez que na literatura anterior são vários os dados empíricos que divergem da versão original. Deste modo, no nosso entender, o presente estudo possui um carácter inovador, não só pelo facto de estudar duas escalas que avaliam a procrastinação para a população portuguesa, mas também por ser um dos mais recentes estudos realizados neste contexto em Portugal. Assim, espera-se que este estudo tenha um contributo importante para o desenvolvimento desta área de investigação. Adicionalmente, espera-se que estas medidas, ao ser devidamente validadas em Portugal, possam potenciar outros estudos centrados na procrastinação, bem como outros estudos de validação em outras culturas.

Método

Participantes

A amostra foi constituída por 511 participantes da população geral. Em termos globais, podemos verificar que a amostra era maioritariamente composta por mulheres (65.5%), que a idade média era de 31.69 anos ($DP = 12.19$; amplitude = 18-89 anos), que a maioria dos indivíduos se encontrava empregado (50.4%). Quanto às habilitações literárias, a maioria dos sujeitos indicou possuir escolaridade ao nível do Ensino Universitário (83.7%). As principais características sociodemográficas e clínicas da amostra encontram-se descritas no Quadro 3.

Quadro 3. Características sociodemográficas da amostra ($N= 511$)

	<i>N</i>	%
Sexo		
Masculino	174	34.1
Feminino	336	65.8
Transsexual (sexo masculino > feminino)	1	0.2
Estado Civil		
Solteiro(a)	259	50.7
Casado(a)	91	17.8
União de facto	57	11.2
Numa relação (sem viver junto)	82	16.0
Divorciado(a)/Separado(a)	22	4.3
Habilitações Literárias		
Sem escolaridade	1	0.2
Ensino Básico (1º-4ºano)	3	0.6
Ensino Básico (5º-6ºano)	2	0.4
Ensino Básico (7º-9ºano)	6	1.2
Ensino Secundário (10º- 12º ano)	71	13.9
Frequência do Ensino Superior	134	26.2
Estudos Universitários	294	57.5
Situação Profissional		
Empregado(a)	259	50.7
Desempregado(a)	62	12.1
Estudante	152	29.7
Trabalhador(a)-Estudante	28	5.5

Reformado(a)	10	2.0
Local de Residência		
Meio Rural	130	25.4
Meio Urbano	381	74.6
Problema de Saúde: N (% Sim)	15	2.9
Diagnóstico Psiquiátrico/Psicológico: N (% Sim)	51	10.0
Internamento Psiquiátrico: N (% Sim)	195	38.2
Medicação Psiquiátrica: N (% Sim)	67	13.1

Em primeiro lugar, e obtida a autorização do autor original, procedeu-se à tradução das duas medidas de procrastinação em estudo por dois investigadores de forma independente. O método de tradução foi o mesmo para as duas escalas. De seguida, as traduções foram analisadas e comparadas, tendo originado uma versão em conjunto e de forma consensual. Numa fase *a posteriori*, uma terceira pessoa sem conhecimento das versões originais das escalas procedeu à retroversão da versão final e à verificação de aspetos lexicais e semânticos presentes nas duas versões (original e traduzida), para que o conteúdo fosse o mesmo, tanto na versão original como na versão portuguesa.

Para o recrutamento, os sujeitos foram convidados a participar num estudo sobre procrastinação. Para participar, os indivíduos tinham, apenas, de ter uma idade igual ou superior a 18 anos. Os dados foram recolhidos através de uma plataforma *online* LimeSurvey® (alojada no site da Faculdade de Psicologia e Ciências da Educação) entre janeiro de 2021 e março de 2021. Na página de rosto do questionário *online* constavam informações relativas aos objetivos do estudo, critérios de inclusão dos participantes, consentimento informado, papel dos participantes, normas de confidencialidade e de anonimato das respostas e contactos dos investigadores responsáveis. O *link* do questionário foi divulgado através de contactos de e-mail e de publicações feitas nas diversas páginas do Facebook, Instagram e Reddit. Este inquérito tinha uma duração média de preenchimento cerca de 20/25 minutos. O presente estudo obteve a aprovação da Comissão de Ética e Deontologia da Faculdade de Psicologia e Ciências da Educação da Universidade de Coimbra.

Instrumentos

Ficha de dados sociodemográficos

A ficha de dados sociodemográficos foi desenvolvida pelos autores e foi composta de modo a abranger a população jovem estudantil e a população adulta em atividade profissional. Inclui questões sobre as características sociodemográficas (e.g., idade, sexo, nível de escolaridade, situação profissional, estado civil) e questões a nível de características, desempenho/perspetivas profissionais e

acadêmicas (e.g., expectativa de conclusão do ano corrente, número de reprovações, tipo de trabalho, funções de chefia).

Procrastinação Irracional

Irrational Procrastination Scale (IPS; Steel, 2010). Desenvolvida em 2010 por Piers Steel, a IPS é uma escala unidimensional de autorresposta de acordo com o conceito visado de que a procrastinação representa um atraso irracional. A escala IPS foi construída explicitamente para ser consistente com esta definição. Este conceito é composto por nove itens, focados predominantemente no atraso de implementação, dos quais três (item 2, 6 e 9) são pontuados de forma inversa. Os itens são respondidos numa escala de tipo *Likert* de cinco pontos variando de 1 (*muito raramente/nunca*) a 5 (*muito frequentemente/sempre*), sendo que resultados mais altos indicam maior procrastinação. A versão original apresentou boa consistência interna, com alfa de Cronbach de .91 (Steel, 2010).

Procrastinação Pura

Pure Procrastination Scale (PPS; Steel, 2010). A PPS é composta por 12 itens e destina-se a avaliar a prevalência de comportamentos procrastinatórios concetualizados como um atraso disfuncional. Esta escala é construída com base numa escala de três fatores: atraso no planeamento e tomada de decisões (3 itens; e.g., “Eu adio tomar decisões até ser tarde demais”), o atraso na implementação ou no comportamento (5 itens; e.g., “Aproximando-se o fim de alguns prazos, eu regularmente perco tempo a fazer outras coisas”), e o último fator que avalia a prontidão, cumprimentos de prazos e pontualidade (4 itens; e.g., “Adiar coisas até ao último minuto já me custou dinheiro no passado”). O autor original, Piers Steel, incluiu todos estes itens e criou a escala PPS, propondo uma estrutura unidimensional. Os itens da PPS são respondidos numa escala de resposta de cinco pontos, variando de 1 (*muito raramente/ não é verdade para mim*) a 5 (*muito frequentemente verdadeiro/ verdadeiro para mim*), e com pontuações mais altas indicando maiores níveis de procrastinação (intervalo 0–60). A versão original apresentou uma boa consistência interna para a escala total ($\alpha = .92$), para o fator atraso de decisão ($\alpha = .90$), para o fator atraso na implementação ou no comportamento ($\alpha = .90$) e para o fator pontualidade/prontidão ($\alpha = .89$) (Steel, 2010).

Depressão, stresse e ansiedade

Depression Anxiety Stress Scales (DASS-21; Lovibond & Lovibond, 1995; Pais-Ribeiro et al., 2004). A EADS-21 pretende avaliar a ansiedade, a depressão e o stresse. A EADS-21 é constituída por 21 itens distribuídos de igual forma pelas subescalas referidas. A escala de resposta varia entre 1 (*não se aplicou nada a mim*) e 4 (*aplicou-se a mim a maior parte das vezes*). Uma pontuação mais elevada revela estados afetivos negativos de depressão, ansiedade ou stresse. A

EADS-21, na versão original, apresentou boas qualidades psicométricas e uma consistência interna elevada para as escalas de depressão ($\alpha = .91$), de ansiedade ($\alpha = .84$) e de stresse ($\alpha = .90$). Relativamente à versão portuguesa (Pais-Ribeiro et al., 2004), a escala apresentou uma consistência interna elevada para as escalas de depressão ($\alpha = .85$), ansiedade ($\alpha = .74$) e stresse ($\alpha = .81$). Na amostra do presente estudo, a EADS-21 apresentou uma consistência interna elevada para as escalas de depressão ($\alpha = .92$), ansiedade ($\alpha = .90$) e stresse ($\alpha = .91$).

Inflexibilidade psicológica

Acceptance and Action Questionnaire-II (AAQ-II; Bond et al., (2011). O AAQ-II foi desenvolvido como uma medida para avaliar a evitamento experiencial e a inflexibilidade psicológica e tem uma estrutura fatorial unidimensional. O questionário é composto por sete itens cujas afirmações devem ser respondidas numa escala de resposta de sete pontos, variando de 1 (*nunca verdadeiro*) a 7 (*sempre verdadeiro*). Nesta escala, pontuações mais altas indicam maior uma inflexibilidade psicológica ou evitamento experiencial. A versão portuguesa do AAQ-II possui uma estrutura de um fator composta por sete itens, bom nível de consistência interna e boa validade convergente e discriminante entre amostras clínicas e não clínicas (Pinto Gouveia et al. 2012). Na amostra do presente estudo, a AAQ-II apresentou um valor de excelente consistência interna ($\alpha = .93$).

Dificuldades na regulação emocional

Difficulties in Emotion Regulation Scale-SF (DERS-SF; Kaufman et al. 2015; Moreira et al., 2020). A DERS-SF é uma medida de 18 itens usada para identificar problemas de regulação emocional. A DERS-SF cobre seis subescalas: Não aceitação de respostas emocionais, dificuldade em envolver-se em comportamentos direcionados a um objetivo, dificuldades no controlo de impulsos, falta de consciência emocional, acesso limitado a estratégias de regulação emocional e falta de clareza emocional. De acordo com as recomendações da versão Portuguesa (Moreira et al., 2020), obteve-se a pontuação total das dificuldades de regulação emocional através do cálculo da média de todos os itens excluindo os itens pertencentes à subescala Falta de Consciência das Emoções. Cada item é respondido através de uma escala de tipo Likert de cinco pontos, variando entre 1 (*quase nunca*) e 5 (*quase sempre*). Na DERS-SF, pontuações mais elevadas indicam maiores dificuldades de regulação emocional. No que concerne às qualidades psicométricas, a versão original do instrumento revelou uma boa consistência interna ($\alpha = .93$), uma boa fidelidade teste-reteste ($p = .88$, $p < .01$) e validade preditiva e de constructo adequadas (Kaufman et al., 2015). A versão portuguesa apresentou uma consistência interna elevada de .93 (Moreira et al., 2020). No presente estudo, foi obtido um alfa de Cronbach de .90, indicando uma consistência interna elevada.

Qualidade de vida

O EUROHIS-QOL-8 (Power, 2003; Pereira et al., 2011) pretende avaliar a qualidade de vida dos sujeitos (e.g., “*Como avalia a sua qualidade de vida?*”). Esta escala é composta por 8 itens, em que cada item é respondido numa escala de resposta com cinco opções que variam, por exemplo, entre 1 (*Nada*) e 5 (*Completamente*). Uma pontuação total mais elevada é indicativa de uma melhor perceção de qualidade de vida. No estudo original (Power, 2003), o EUROHIS-QOL8 apresentou uma adequada consistência interna ($\alpha = .78$). A versão portuguesa revelou boas qualidades psicométricas, incluindo uma boa consistência interna de .83 e uma estabilidade teste-reteste de .73, bem como adequadas validades de constructo, discriminante e convergente (Pereira et al., 2011). No presente estudo, o EUROHIS-QOL-8 apresentou uma boa consistência interna ($\alpha = .85$).

Análise de dados

As análises estatísticas foram realizadas no programa Statistical Package for Social Sciences (SPSS), na versão 22.0 (IBM Corp., Armonk, NY). A análise fatorial confirmatória (AFC) foi realizada no Analysis of Moment Structure (AMOS), versão 22.0 (IBM Corp., Armonk, NY). Num primeiro momento, procedeu-se ao cálculo das estatísticas descritivas das variáveis da amostra (média, desvio padrão [*DP*], frequências, amplitude) para analisar as características sociodemográficas da amostra e as características distribucionais dos itens (média, *DP*, assimetria e curtose). Seguidamente, procedeu-se à análise dos índices de consistência interna através do cálculo do alfa de Cronbach. Para avaliar a qualidade e o ajustamento dos modelos das duas escalas em estudo, na AFC, foram considerados os seguintes índices de ajustamento: o teste do qui-quadrado (χ^2 , testa o ajustamento entre o modelo hipotético e o modelo empírico, devendo ser não significativo, $p < .05$), o rácio $\chi^2/g.l.$ (considerado bom se for inferior a 2; aceitável se variar entre 2 e 5), o *Comparative Fit Index* (CFI; $>.90$, ajustamento adequado; $>.95$, ajustamento muito bom do modelo), o *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA; $<.06$), o *Standardized Root Mean Square Residual* (SRMR; $<.08$) e o *Tucker-Lewis Index* (TLI; $>.95$, ajustamento muito bom do modelo) tendo sido interpretados de acordo com os índices de ajustamento propostos por Hu e Bentler (1999). De seguida, foram calculadas correlações de Pearson para determinar a associação entre a IPS e fatores da PPS, assim como avaliar a validade concorrente das escalas em estudo com um conjunto de variáveis associadas à psicopatologia, qualidade de vida, inflexibilidade psicológica e regulação emocional. Por último, foram feitas comparações das escalas, em estudo conforme o estatuto empregado/estudante e o género.

Resultados

Sensibilidade da IPS

No Quadro 4 encontram-se discriminadas as características distribucionais dos itens da IPS. A análise da assimetria (Sk) e da curtose (Ku) revelou que todos os itens se encontravam distribuídos entre -1 e 1, o que indica uma distribuição aproximadamente normal. No que concerne à curtose, esta revelou uma distribuição platicúrtica, com todos os valores de curtose negativos. Através da leitura do Quadro 4 pode verificar-se que existiram alguns efeitos de chão, dado que os valores variaram entre 6.1% e 28.4% (três itens com valores superiores a 15%) e, efeitos de teto, que variaram entre 3.3% e 21.5% (três itens com percentagens superiores a 15%; Terwee et al., 2007). De forma a analisar os pressupostos de normalidade, recorreu-se ao teste de Kolmogorov-Smirnov (K-S), cujos resultados se revelaram significativos para o resultado total ($K-S = .07, p < .001$), o que traduz que a distribuição é diferente da distribuição normal, ou seja, não cumpre os pressupostos de normalidade. Foi também analisada a sensibilidade da escala total, através dos coeficientes de assimetria e curtose. Os resultados variaram entre -1 e 1 e indicaram a existência de uma assimetria positiva ($Sk = 0.14$) e uma curtose negativa ($Ku = -0.62$).

Quadro 4. Características distribucionais dos itens da IPS.

Item	Min-Max	<i>M</i>	<i>DP</i>	Assimetria	Curtose	Efeito chão (%)	Efeito teto (%)
1	1-5	2.52	1.26	0.34	-0.90	28.4	7.8
2	1-5	2.86	1.07	0.05	-0.70	10.2	5.7
3	1-5	3.13	1.25	-0.08	-0.96	11.7	16.8
4	1-5	2.78	1.07	0.03	-0.61	13.5	5.1
5	1-5	3.22	1.17	-0.08	-0.81	7.8	17.2
6	1-5	2.81	0.94	0.24	-0.34	6.1	3.9
7	1-5	2.42	1.16	0.48	-0.62	25.4	5.5
8	1-5	3.27	1.25	-0.13	-0.99	8.8	21.5
9	1-5	2.56	1.02	0.27	-0.43	15.5	3.3

Sensibilidade da PPS

No que se prende com a PPS, as características distribucionais dos itens encontram-se descritas no Quadro 5. Os resultados obtidos no teste de normalidade revelaram-se significativos para

o total e para os fatores ($K-S = .08, p < .001$), o que traduz que a distribuição é significativamente diferente da distribuição normal. Em relação aos itens, a análise da assimetria e da curtose demonstrou que a maioria dos itens apresentou valores compreendidos entre -1 e 1, à exceção dos itens 10, 11 e 12, mas ainda assim não excessivamente desviados destes valores. Relativamente aos valores da curtose, pode referir-se que a distribuição é considerada platicúrtica. Através da leitura do Quadro 5 é possível verificar-se que foram encontrados efeitos de chão, pois os valores variaram entre 8.4% e 55.8% (sendo superiores a 15% em seis itens) e poucos efeitos de teto que variaram entre 3.7% e 17.2% (apenas um item mostrou uma percentagem superior a 15%; Terwee et al., 2007). Foi também analisada a sensibilidade da escala total, através dos coeficientes de assimetria e curtose. Os resultados obtidos variaram entre -1 e 1 e indicaram a existência de uma assimetria positiva ($Sk = 0.22$) e uma curtose negativa ($Ku = -0.63$), mas no intervalo dos valores considerados adequados. No que respeita aos fatores, o primeiro fator, *Decisional Delay*, indicou uma assimetria positiva ($Sk = 0.18$) e uma curtose negativa ($Ku = -0.63$), o segundo fator, *Irrational Delay*, reportou uma assimetria positiva ($Sk = 0.04$) e uma curtose negativa ($Ku = -0.81$) e, por fim, o terceiro fator, *Timeliness*, indicou a existência de uma assimetria positiva ($Sk = 0.90$) e uma curtose positiva ($Ku = 0.46$).

Quadro 5. Características distribucionais dos itens da PPS.

Item	Min-Max	<i>M</i>	<i>DP</i>	Assimetria	Curtose	Efeito chão (%)	Efeito teto (%)
1	1-5	2.54	1.15	0.29	-0.77	21.7	5.1
2	1-5	2.84	1.12	0.02	-0.71	13.5	6.8
3	1-5	2.87	1.17	0.02	-0.84	14.5	8.2
4	1-5	2.91	1.27	0.05	-1.08	16.2	11.9
5	1-5	2.67	1.26	0.31	-0.90	21.5	10.4
6	1-5	3.23	1.18	-0.13	-0.76	8.4	17.2
7	1-5	3.10	1.21	-0.07	-0.86	11.4	14.9
8	1-5	3.00	1.24	-0.00	-1.01	13.1	13.1
9	1-5	3.04	1.19	0.05	-0.83	10.4	13.7
10	1-5	1.98	1.09	1.06	0.46	41.9	3.7
11	1-5	1.91	1.09	1.22	0.81	46.2	4.1
12	1-5	1.80	1.11	1.34	0.95	55.8	3.9

Fiabilidade da IPS e PPS

No Quadro 6 são apresentadas as correlações entre as escalas em estudo e os coeficientes de alfa de Cronbach. No que diz respeito à consistência interna da IPS, foi obtido um alfa de Cronbach

de .91 para o total da escala. Na avaliação da consistência interna da PPS obteve-se um coeficiente de alfa de Cronbach de .93. Relativamente, aos coeficientes de alfa de Cronbach dos três fatores, estes variaram entre .81 (*Timeliness*) e .91 (*Irrational Delay*).

Relativamente às correlações entre a IPS e os três fatores da PPS, foi possível verificar que a IPS mostrou-se associada ao total da PPS com uma correlação mais elevada e significativa ($r = .88, p < .001$); esta correlação foi bastante similar à obtida com a segunda dimensão, *Irrational Delay* da PPS ($r = .87, p < .001$). O total da PPS obteve associações positivas fortes e significativas com os três fatores da PPS ($r = .84$ a $.94, p < .001$).

Quadro 6. Alfa de Cronbach e correlações entre IPS, PPS, PPS1-3

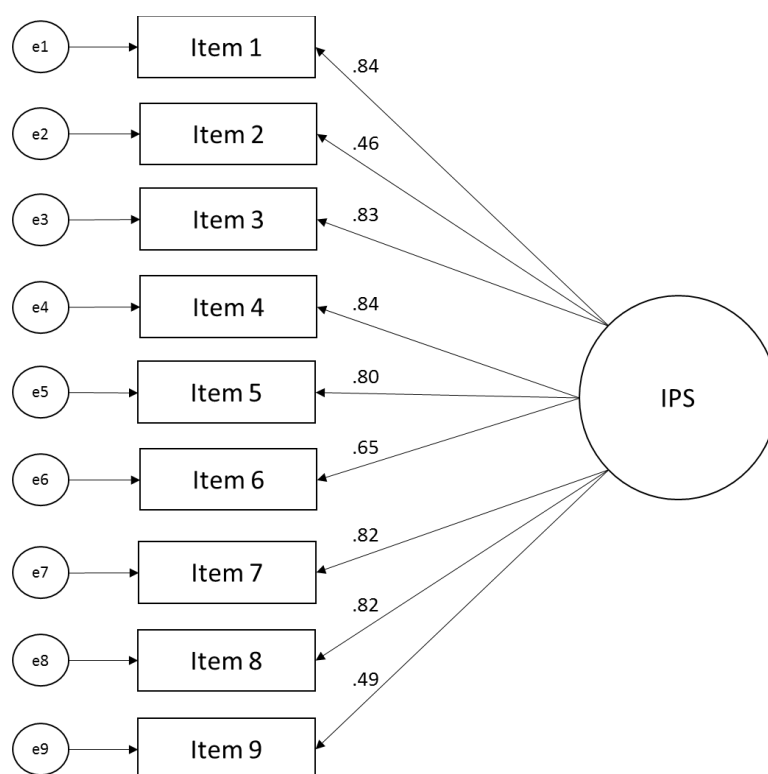
	Alfa de Cronbach	IPS	PPS	PPS 1-3	PPS 4-8
IPS	.91				
PPS	.93	.88***			
PPS 1-3 (Decisional Delay)	.83	.71***	.85***		
PPS 4-8 (Irrational Delay)	.91	.87***	.94***	.74***	
PPS 9-12 (Timeliness)	.81	.72***	.84***	.58***	.68***

*** $p < .001$

Validade de constructo da IPS

No que se refere à validade de constructo da versão portuguesa da IPS, foi avaliada um modelo relativo à estrutura unifatorial da escala proposta pelo autor original. Para isso, foi realizada uma análise fatorial confirmatória (AFC). Os resultados indicaram um modelo aceitável, ainda que com um valor de RMSEA mais elevado ($\chi^2 = 204.71, p < .05$; $\chi^2/g.l. = 7.58$; CFI = .94; RMSEA = .11; 90% para RMSEA = [.10-.13]; SRMR = .05; TLI = .92; Hu & Bentler, 1999). A análise dos índices de modificação sugeriu correlacionar um erro entre o item 6 [Eu uso o meu tempo de forma sensata] e 9 [Eu faço tudo quando acho que precisa de ser feito]. Os resultados após a correlação do erro indicaram melhores índices de ajustamento do modelo ($\chi^2 = 133.78, p < .05$; $\chi^2/g.l. = 5.15$; CFI = .96; RMSEA = .09; 90% para RMSEA = [.08-.11]; SRMR = .04; TLI = .95; Hu & Bentler, 1999). A adequação do modelo é também perceptível através da análise dos pesos fatoriais obtidos, todos superiores a .46 (cf. Figura 1).

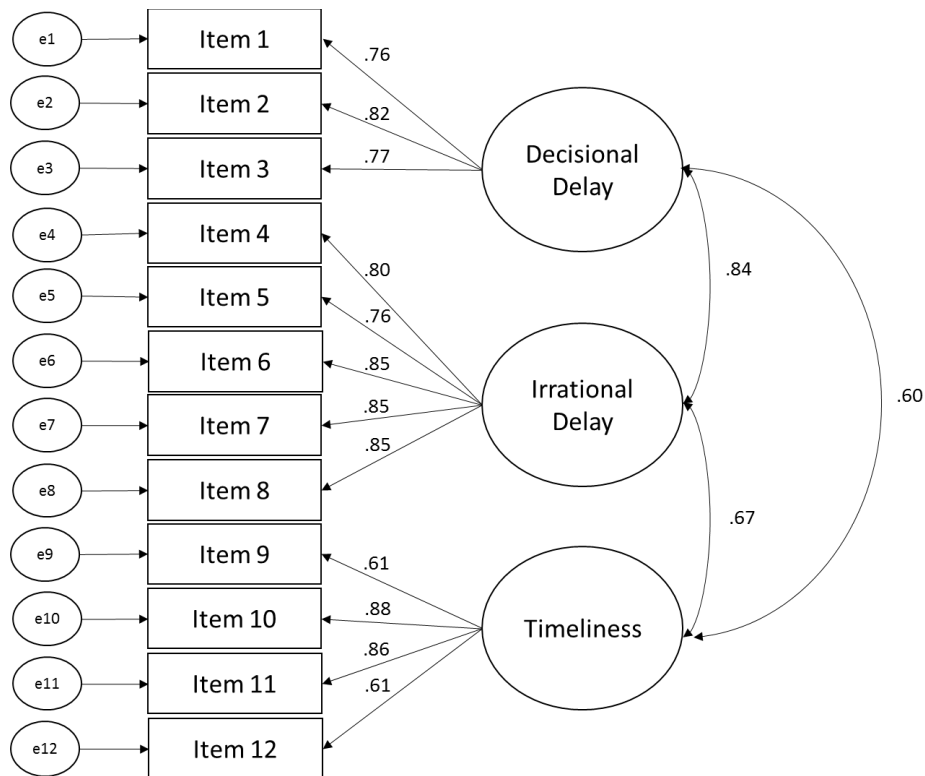
Figura 1. Estrutura fatorial da IPS



Validade de constructo da PPS

No que se refere à validade de constructo da PPS, foi analisado um modelo relativo à estrutura unifatorial da PPS proposta pelo autor original. Dada a origem dos itens da PPS e os mais recentes estudos de validação da PPS, uma solução de 3 fatores foi proposta, tendo sido também analisada a adequação deste modelo. Deste modo, foi realizada uma análise fatorial confirmatória (AFC) para perceber a adequabilidade dos dois modelos propostos da PPS. O modelo unifatorial não teve um ajustamento aceitável aos dados ($\chi^2 = 662.00$ $p < .05$; $\chi^2/g.l.= 12.26$; CFI = .845; RMSEA = .15; 90% para RMSEA = [.14-.16]; SRMR = .08; TLI = .81; Hu & Bentler, 1999). Em contraste, e apesar dos valores de RMSEA mais elevados, o modelo trifatorial obteve valores mais satisfatórios ($\chi^2 = 328.58$ $p < .05$; $\chi^2/g.l.= 6.44$; CFI = .93; RMSEA = .10; 90% para RMSEA = [.09-.11]; SRMR = .09; TLI = .91; Hu & Bentler, 1999). Os pesos fatoriais de todos os itens da PPS revelaram-se superiores a .61 (cf. Figura 2).

Figura 2. Estrutura fatorial da PPS – 3 fatores



Validade concorrente da IPS e PPS

As correlações de Pearson calculadas entre as variáveis em estudo encontram-se apresentadas no Quadro 7. A IPS demonstrou estar associada de forma positiva e estatisticamente significativa às dimensões *Inflexibilidade psicológica*, *Dificuldades na regulação emocional*, e à sintomatologia de *depressão*, *ansiedade e stresse*. Em contraste, a IPS apresentou uma associação negativa e significativa à *Qualidade de vida*.

No que concerne à PPS, esta demonstrou estar associada de forma positiva e estatisticamente significativa às dimensões *Inflexibilidade psicológica*, *Dificuldades na regulação emocional*, e à sintomatologia *depressão*, *ansiedade e stresse*. Em contraste, e de forma semelhante à IPS, a PPS apresentou uma correlação negativa e estatisticamente significativa com a *Qualidade de vida*. No que diz respeito aos três fatores da PPS, podemos verificar que o padrão e magnitude das associações é similar ao do resultado total, ou seja, correlações positivas e estatisticamente significativas com a *Inflexibilidade psicológica*, *Dificuldades na regulação emocional*, e *depressão*, *ansiedade e stresse* e correlação negativa com a *Qualidade de vida*.

Quadro 7. Matriz de correlações entre a IPS e a PPS e as variáveis em estudo.

Variáveis	IPS	PPS	PPS 1-3 (Decisional Delay)	PPS 4-8 (Irrational Delay)	PPS 9-12 (Timeliness)
Dificuldades na regulação emocional	.37***	.44***	.42***	.39***	.37***
Inflexibilidade psicológica	.40***	.46***	.47***	.38***	.39***
Qualidade de vida	-.40***	-.43***	-.42***	-.34***	-.42***
Psicopatologia					
Depressão	.41***	.47***	.44***	.40***	.42***
Ansiedade	.22***	.27***	.24***	.19***	.32***
Stresse	.26***	.34***	.33***	.26***	.34***

*** $p < .001$ **Validade de grupos conhecidos**

No que concerne à comparação dos níveis de procrastinação conforme o género (cf. Quadro 8), podemos verificar que os homens reportaram globalmente mais comportamentos de procrastinação que as mulheres, sendo que as diferenças foram estatisticamente significativas no score total da PPS ($p = .039$) e no primeiro fator da PPS, o *Decisional Delay*, ($p = .037$), que se prende com o atraso no planeamento e na tomada de decisões.

Quadro 8. Comparação dos níveis de procrastinação conforme o género.

Escala/Dimensão	Género	<i>N</i>	<i>M</i>	<i>DP</i>	<i>t</i>	<i>p</i>
IPS	M	174	2.94	0.83	1.80	.072
	F	336	2.79	0.90		
PPS	M	174	2.77	0.87	2.07	.039
	F	336	2.60	0.88		
PPS 1-3 (Decisional Delay)	M	174	2.88	0.98	2.09	.037
	F	336	2.69	0.98		
PPS 4-8 (Irrational Delay)	M	174	3.11	1.06	1.95	.052
	F	336	2.91	1.05		
PPS 9-12 (Timeliness)	M	174	2.26	0.88	1.46	.146
	F	336	2.14	0.90		

Nota. M = Masculino; F = Feminino;

No Quadro 9, que respeita à comparação dos níveis de procrastinação conforme o estatuto empregado/estudante pode-se verificar pelos resultados médios que os estudantes reportaram mais procrastinação que os empregados. Os resultados indicaram que, com a exceção do terceiro fator da PPS ($p = .956$), que se relaciona com a prontidão, cumprimentos de prazos e pontualidade, todas as escalas e dimensões/fatores obtiveram valores estatisticamente significativas ($p < .05$).

Quadro 9. Comparação dos níveis de procrastinação conforme o estatuto empregado/estudante.

Escala/ Dimensão	Estatuto	<i>N</i>	<i>M</i>	<i>DP</i>	<i>t</i>	<i>p</i>
IPS	Empregado	259	2.70	0.86	-3.90	<.001
	Estudante	152	3.05	0.86		
PPS	Empregado	259	2.52	0.85	-3.10	.002
	Estudante	152	2.79	0.87		
PPS 1-3 (Decisional Delay)	Empregado	259	2.60	0.95	-2.86	.004
	Estudante	152	2.88	0.95		
PPS 4-8 (Irrational Delay)	Empregado	259	2.76	1.03	-4.54	<.001
	Estudante	152	3.24	1.04		
PPS 9-12 (Timeliness)	Empregado	259	2.17	0.85	-0.55	.956
	Estudante	152	2.17	0.96		

Associação com outras variáveis demográficas

Relativamente à associação entre a idade e as duas escalas em estudo, os resultados mostraram correlações negativas e estatisticamente significativas com a idade, nomeadamente, IPS ($r = -.16, p < .001$), PPS ($r = -.12, p = .005$), PPS *Decisional Delay* ($r = -.13, p = .003$) e PPS *Irrational Delay* ($r = -.19, p < .001$). A exceção foi a correlação com o fator *Timeliness* da PPS que não foi estatisticamente significativa ($r = .02, p = .614$). Estes resultados demonstram que uma menor idade está associada a níveis mais elevados de procrastinação.

Discussão

O presente estudo teve como objetivo desenvolver e apresentar os estudos de validação da versão em Português Europeu de duas medidas de procrastinação, a *Irrational Procrastination Scale* e a *Pure Procrastination Scale*. Para as duas escalas, os principais resultados demonstraram as boas características psicométricas de validade e fiabilidade, e que atestam o seu uso na investigação sobre esta temática em Portugal.

No que se refere às características distribucionais dos itens, a *Irrational Procrastination Scale* apresentou valores de assimetria e curtose globalmente adequados (maioritariamente entre -1 e 1). Em relação à *Pure Procrastination Scale*, no âmbito das mesmas características, estes apresentaram também valores muito satisfatórios de assimetria e curtose (na generalidade compreendidos entre -1 e 1, havendo poucos itens fora deste intervalo). No que concerne aos fatores da PPS, nomeadamente *Decisional Delay*, *Irrational Delay* e *Timeliness*, os valores de assimetria e curtose, discriminados para cada um dos fatores, também foram adequados (compreendidos entre -1 e 1). Adicionalmente, na IPS e na PPS, foram identificados efeitos de chão e de teto (> 15%; Terwee et al., 2007), o que revela a preferência dos indivíduos para selecionar as respostas de pontuação mais elevada e mais baixa nos itens das escalas, respetivamente. De forma mais específica, na IPS foram visíveis efeitos de chão em três itens (item 1, 7 e 9). Por exemplo, o efeito no item 1, “*Eu adio as coisas por tanto tempo que o meu bem-estar ou eficiência são afetados sem necessidade*”, revela que os indivíduos têm noção que a procrastinação abarca consequências negativas para o seu bem-estar. No entanto, é de referir que não houveram valores globalmente muito elevados. Os efeitos de teto em três itens (item 3, 5 e 8), por exemplo, no item 8, “*Eu procrastino*”, demonstram que uma percentagem relevante da amostra admite que procrastina no nível máximo. Na PPS, houveram efeitos de chão em seis itens (itens 1, 4, 5, 10, 11 e 12); por exemplo, no item 12, “*Deixar as coisas para a última hora já me custou dinheiro no passado*”, podendo interpretar que as pessoas têm noção das consequências que já provocou o adiamento de tarefas. É de realçar, que estes itens (10, 11 e 12) pertencem ao terceiro fator da PPS, *Timeliness*, relativo ao cumprimento de prazos e pontualidade, ou seja, à variável tempo. Para além disso, existe efeito de teto em apenas 1 item (item 6), “*Muitas vezes vejo-me a realizar tarefas que pretendia ter feito dias antes*”, revelando também, contrariamente, ao item anterior que reconhecem que deixam para trás tarefas que já deviam ter concluído.

No que diz respeito à consistência interna, a versão portuguesa da IPS apresentou um alfa de Cronbach de .91, igual ao encontrado na validação original (Steel, 2010), superior ao valor recomendado pela literatura ($\alpha = .70$; Nunnally & Bernstein, 1994) e muito semelhante aos valores obtidos em outros estudos de validação desta escala (versão espanhola; $\alpha = .90$; Guilera, 2018; versão

norueguesa; $\alpha = .93$; Svartdal, 2015), traduzindo uma consistência interna adequada. Relativamente ao estudo de fiabilidade, a versão portuguesa da PPS registou um valor de alfa de Cronbach de .93, que é também idêntico à validação original ($\alpha = .92$; Steel, 2010) e superior ao recomendado pela literatura ($\alpha = .70$), bem como a outros estudos de validação da PPS (versão brasileira; $\alpha = .91$; Rocha, 2019; estudo multicêntrico que envolveu 6 países; $\alpha = .89-.93$; Svartdal et al., 2016). No que respeita aos fatores da PPS, no presente estudo, os valores de consistência interna foram superiores a .80 para todos os fatores, indicando também bons valores de fiabilidade da PPS. No estudo de Svartdal et al. (2016), para os seis países europeus, o primeiro fator, *Decisional Delay* obteve um alfa de Cronbach entre .75-84, o segundo fator, *Irrational Delay*, obteve um alfa entre .88-.93, e um alfa entre .71-.80 foi obtido no terceiro fator, *Timeliness*. Os resultados na nossa amostra estão em linha com estes valores.

No que concerne à correlação entre as escalas, a IPS e PPS, obteve-se uma correlação de .88, conseguindo assim, um resultado similar, e de magnitude semelhante ao estudo original ($r = .87$; Steel, 2010) e, bastantes parecenças com as correlações obtidas no estudo da Coreia do Sul ($r = .84$; Kim et al., 2020), da Suécia ($r = .79$; Rozental et al., 2014), no estudo aplicado em seis línguas europeias ($r = .79-.89$; Svartdal et al., 2016) e no estudo de validação da Noruega ($r = .78$; Svartdal, 2015). Esta forte associação suporta a validade de constructo das duas escalas em estudo.

No âmbito da validade de constructo, foi efetuada uma análise fatorial confirmatória que nos permitiu confirmar a estrutura unidimensional da IPS, sugerida pelo autor original (Steel, 2010), com valores de ajustamento adequados. Porém, e para melhoria do modelo, foram consideradas as sugestões dos índices de modificação, onde foi sugerido correlacionar um erro entre o item 6 (“*Eu uso meu tempo de forma sensata*”) e 9 (“*Eu faço tudo quando acho que precisa de ser feito*”). A correlação entre estes erros foi considerada plausível dado o conteúdo dos dois itens, que se encontra sobretudo relacionado com o tempo que os indivíduos utilizam para terminar as tarefas. Após adicionar estas correlações, foram identificadas melhorias em todos os índices de ajustamento, o que comprovou uma melhor adequação do modelo aos dados da amostra de acordo com os valores aconselhados pela literatura (Hu & Bentler, 1999). Por comparação, o estudo original da IPS (Steel, 2010) realçou também a existência de valores adequados em todos os índices de ajustamento.

No que concerne a PPS, foram analisados os dados da AFC da estrutura unidimensional, proposta pelo autor original, Piers Steel (2010) e, posteriormente analisada também por Svartdal (2015) e Svartdal et al. (2016). No entanto, foi também estudada uma estrutura tridimensional para a mesma escala, proposta por diversos estudos de validação mais recentes (Kim et al., 2020; Rocha, 2019; Svartdal et al., 2016; Svartdal & Steel, 2017). Apesar de nem sempre as versões concordarem quanto aos itens que compõem os fatores, a estrutura fatorial analisada neste estudo foi estudada por Svartdal et al. (2016). Os dados da AFC unidimensional e, posteriormente, tridimensional, permitem verificar melhores resultados na AFC para a estrutura tridimensional da PPS em praticamente todos

os indicadores. De acordo com os valores do estudo de Svartdal et al. (2016), aplicado a seis países europeus, a estrutura tridimensional obteve valores nos índices de ajustamento mais adequados do que os valores obtidos no presente estudo. Estes dados poderão ser melhores com uma amostra maior e mais diversificada.

Suportando a validade convergente, no presente estudo, o total da IPS apresentou uma correlação positiva moderada ($r > .50$; Santos, 2010) com a inflexibilidade psicológica, sintomatologia depressiva e dificuldades na regulação emocional. Adicionalmente, a IPS demonstrou estar também correlacionada, de forma negativa e moderada, com a qualidade de vida. Os nossos resultados são consistentes com os encontrados em outros estudos de validação (e.g., Guilera, 2018; Kim et al, 2020; Rebetez et al., 2014; Rozental et al., 2014; Svartdal, 2015) que encontraram uma relação inversa entre a procrastinação e o bem-estar subjetivo e satisfação com a vida. Quanto à associação entre a IPS e a psicopatologia (avaliada pela DASS), foi identificada uma associação positiva moderada, com a sintomatologia depressiva, e uma associação positiva fraca com a sintomatologia ansiosa e de stresse, o que traduz que níveis mais elevados de procrastinação se encontram correlacionados com maiores níveis de sintomatologia depressiva, ansiosa e de stresse. Em linha com a literatura, no estudo de validação da Coreia do Sul a IPS encontrou resultados bastante similares ($r = .36-.37$; Kim et al., 2020) tal como também foram encontrados na amostra francesa ($r = .26-.30$; Rozental et al., 2014).

O total da IPS associou-se de forma positiva e moderada com a medida de dificuldades de regulação emocional, indicando que níveis elevados de procrastinação estão associados a maiores dificuldades de regulação emocional. Esta associação está em linha com os resultados encontrados, por exemplo, por Eckert et al. (2016), que afirmaram a procrastinação como um potencializador disfuncional da regulação emocional. No presente estudo encontrámos ainda associações positivas moderadas ($r > .50$) com a inflexibilidade psicológica, o que demonstra que maiores níveis de procrastinação correspondem a maiores níveis de inflexibilidade psicológica. Estes dados vão de encontro aos resultados de outros estudos que demonstraram uma relação significativa entre a procrastinação e a inflexibilidade psicológica (Eisenbeck et al., 2019). Para além disso, o processo de inflexibilidade psicológica está ligado a outros processos, por exemplo, o evitamento experiencial, a diminuição do contacto com o momento presente, a dificuldade em alinhar-se com ações comprometidas com os seus valores, estando assim associado a elevados níveis de procrastinação (Glick et al., 2014).

Tal como na IPS, a PPS demonstrou estar correlacionada, de forma negativa e moderada ($r > .50$; Santos, 2010), com a qualidade de vida. Neste sentido, os resultados do presente estudo mostraram-se consistentes com as evidências que reforçam que a procrastinação se encontra associado a níveis mais baixos de bem-estar psicológico, físico e de satisfação com a vida (Rebetez et al., 2014; Rozental et al., 2014; Steel, 2010; Svartdal et al., 2016) e qualidade de vida demonstrada no estudo de validação da Coreia do Sul ($r = -.34$; Kim et al., 2020). Quanto à relação com as dimensões

de psicopatologia avaliadas pela DASS, a PPS obteve correlações positivas moderadas nas três dimensões (depressão, ansiedade e stresse), que corroboram os resultados obtidos nos estudos de validação de outros países ($r = .37$ a $.38$; Kim et al., 2020; $r = .28-.35$ a $-.35$; Rozental et al., 2014). Neste sentido, estes resultados reforçam a literatura que liga o constructo de procrastinação a consequências negativas em termos de sintomatologia psicopatológica (e.g. ansiedade, depressão, stresse, etc.; Deniz, 2006; Rothblum et al., 1986; Tice & Baumeister, 1997). No que se refere à regulação emocional e inflexibilidade psicológica, no presente estudo observou-se também que a PPS se mostrou associada de forma positiva e moderada a maiores dificuldades de regulação emocional e maior inflexibilidade psicológica. Tal como referido para a IPS, este padrão de associações suporta as conclusões retiradas do estudo de Eckert et al. (2016) que encontraram uma relação positiva entre as dificuldades de regulação emocional e a procrastinação estando esta última associada a estados afetivos indesejáveis. Ademais, os indivíduos que aprendam a regularizar as suas emoções mais difíceis provocará uma diminuição dos níveis de procrastinação. No que concerne à inflexibilidade psicológica, o estudo de Eisenbeck et al. (2019) confirma a existência de uma relação positiva entre inflexibilidade psicológica e procrastinação. Ademais, e segundo os mesmos autores é bem possível que altos níveis e inflexibilidade psicológica criem ciclos viciosos dominados de experiências indesejáveis mantidas por evitamentos experienciais que impedem a pessoa de viver uma vida realmente significativa (Eisenck et al., 2019).

No que respeita às três dimensões da PPS, *Decisional Delay*, *Irrational Delay* e *Timeliness*, os resultados mostraram associações positivas moderadas com as medidas inflexibilidade psicológica ($r = .38-.47$), dificuldades na regulação emocional ($r = .37-.42$) e sintomatologia psicopatológica ($r = .19-.44$), e correlações negativas com a qualidade de vida ($r = -.34$ a $-.42$), em linha com o encontrado para o resultado global da escala (e para as duas escalas de procrastinação). Estes valores voltam a confirmar que níveis elevados de procrastinação estão associados a elevada inflexibilidade psicológica, maiores dificuldades na regulação emocional, mais sintomas de depressão, ansiedade e stresse, e menor perceção de qualidade de vida.

No que concerne à validade de grupos conhecidos, foram feitas comparações relativamente à variável género. Os resultados demonstram que os homens reportam maiores níveis de procrastinação comparativamente às mulheres. Estes dados estão em linha com a literatura revista e confirmam os dados de Steel e Ferrari (2012) e de Svartdal et al. (2016), que indicaram que os homens tendem a ter maiores níveis de procrastinação do que o género feminino.

Vários estudos têm alertado para elevados níveis de procrastinação em contexto académico e laboral (Klingsieck, 2013). Neste sentido, neste estudo, foram realizadas comparações nos níveis de procrastinação conforme o estatuto empregado/estudante. Foi possível verificar que os estudantes reportam maiores níveis de procrastinação comparativamente aos empregados. Estes valores surgem porque há evidência de uma maior tendência para a população jovem experienciar níveis elevados de

procrastinação e, conseqüentemente, evitar tarefas acadêmicas que são consideradas as mais aversivas (Solomon & Rothblum, 1984). Os valores obtidos neste estudo acerca do impacto da procrastinação no contexto acadêmico ao invés do contexto laboral podem dever-se a várias razões. Por exemplo, a ocorrência de menor procrastinação no contexto laboral pode dever-se às conseqüências da mesma se repercutirem de uma forma maior no risco de desemprego para o indivíduo e, conseqüentemente, ter implicações significativas para a família do indivíduo e para o contexto em geral de vida.

Por fim, foi tido em conta, no nosso estudo, as correlações entre os níveis de procrastinação e a idade. Nas IPS e PPS, e nas dimensões da PPS *Decisional Delay* e *Irrational Delay* obtiveram-se correlações negativas fracas, mas estatisticamente significativas. Estes dados estão em linha com os resultados do estudo de Steel e Ferrari (2012), no qual os autores encontraram correlações negativas fracas entre a idade e a procrastinação e onde concluíram que os mais jovens tendem a ter maiores níveis de procrastinação quando comparados com os mais velhos (Steel & Ferrari, 2013; Svartdal et al., 2016). Para além disso, corroboram os resultados que afirmam que os adultos mais velhos têm mais autocontrolo e, por conseguinte, procrastinam menos que os jovens (Steel & Ferrari, 2013).

Conclusões

O presente estudo teve como objetivo adaptar e validar as medidas *Irrational Procrastination Scale* e *Pure Procrastination Scale* para a população portuguesa. Em termos gerais, os resultados obtidos de fiabilidade e validade revelaram que a IPS e a PPS são duas medidas muito adequadas para avaliar a procrastinação. Para além disso, de acordo com o conhecimento que temos, este estudo foi o primeiro a adaptar e validar as escalas IPS e PPS para a população portuguesa. Ademais, acreditamos que estes instrumentos contribuam para um largo desenvolvimento no estudo da procrastinação em Portugal e que possam propiciar outras investigações futuras que incluam as variáveis em estudo. A acessibilidade e o curto tempo de aplicação da IPS e da PPS constituem ainda duas vantagens fulcrais que irão facilitar a aplicação futura das escalas, tanto no contexto da investigação como da prática clínica.

No entanto, este estudo apesar do importante contributo, tem algumas limitações que devem ser reconhecidas. Em primeiro lugar, o método de amostragem por conveniência e a recolha da amostra ter sido recrutada via *online*, limitando-se a participantes que tenham acesso ao computador. Em segundo lugar, a amostra é maioritariamente composta por jovens estudantes, o que pode enviesar os resultados finais sobre os níveis de procrastinação existentes na população portuguesa, limitando a generalização dos nossos resultados. Em estudos futuros, uma amostra de maior dimensão e maior representatividade da população laboral em termos geográficos seria uma mais-valia. Em terceiro lugar, o facto de a nossa amostra ser composta por mais mulheres do que homens, aconselhando-se, em investigações futuras, um maior controlo destes números que possibilitem uma amostra mais equilibrada em termos de género. Em quarto lugar, o desenho transversal do estudo, sem avaliação da estabilidade temporal das medidas em estudo. Por último, salienta-se o uso de instrumentos de autorresposta para avaliar as variáveis em estudo, estando sempre presente a possibilidade de deseabilidade social nas respostas dos participantes.

Não obstante estas limitações, a *Irrational Procrastination Scale* e *Pure Procrastination Scale* constituem um bom contributo para a investigação da procrastinação e, por consequência, para a prática clínica e investigação nesta área em Portugal.

Referências

- Ackerman, D. S., & Gross, B. L. (2005). My instructor made me do it: Task characteristics of procrastination. *Journal of Marketing Education*, 27(1), 5-13. <https://doi.org/10.1177/0273475304273842>
- Andreou, C. (2007). Understanding procrastination. *Journal for the Theory of Social Behaviour*, 37(2), 183-193. <https://doi.org/10.1111/j.1468-5914.2007.00331.x>
- Balkis, M., Duru, E., & Bulus, M. (2013). Analysis of the relation between academic procrastination, academic rational/irrational beliefs, time preferences to study for exams, and academic achievement: A structural model. *European Journal of Psychology of Education*, 28(3), 825-839. <https://doi.org/10.1007/s10212-012-0142-5>
- Blanchard, A. L., & Henle, C. A. (2008). Correlates of different forms of cyberloafing: The role of norms and external locus of control. *Computers in Human Behavior*, 24(3), 1067-1084. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2007.03.008>
- Bond, F. W., Hayes, S. C., Baer, R. A., Carpenter, K. M., Guenole, N., Orcutt, H. K., Waltz, T., & Zettle, R. D. (2011). Preliminary psychometric properties of the Acceptance and Action Questionnaire-II: A revised measure of psychological flexibility and experiential avoidance. *Behavior Therapy*, 42, 676-688. <https://doi.org/10.1016/j.beth.2011.03.007>
- Cavusoglu, C., & Karatas, H. (2015). Academic procrastination of undergraduates: Self-determination theory and academic motivation. *The Anthropologist*, 20(3), 735-743. <https://doi.org/10.1080/09720073.2015.11891780>
- Chun Chu, A. H., & Choi, J. N. (2005). Rethinking procrastination: Positive effects of "Active" Procrastination behavior on attitudes and performance. *The Journal of Social Psychology*, 145(3), 245-264. <https://doi.org/10.3200/socp.145.3.245-264>
- Claessens, B. J. C., van Eerde, W., Rutte, C. G., & Roe, R. A. (2010). Things to do today...: A daily diary study on task completion at work. *Applied Psychology*, 59(2), 273-295. <https://doi.org/10.1111/j.1464-0597.2009.00390.x>
- Corkin, D. M., Yu, S. L., & Lindt, S. F. (2011). Comparing active delay and procrastination from a self-regulated learning perspective. *Learning and Individual Differences*, 21(5), 602-606. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2011.07.005>
- Day, V., Mensink, D., & O'Sullivan, M. (2000). Patterns of academic procrastination. *Journal of College Reading and Learning*, 30, 120-134.
- Deniz, M. E. (2006). The relationships among coping with stress, life satisfaction, decision-making styles and decision self-esteem: An investigation with Turkish university students. *Social Behavior and Personality*, 34(9), 1161-1170. <https://doi.org/10.2224/sbp.2006.34.9.1161>

- Eckert, M., Ebert, D. D., Lehr, D., Sieland, B., & Berking, M. (2016). Overcome procrastination: Enhancing emotion regulation skills reduce procrastination. *Learning and Individual Differences, 52*, 10-18. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2016.10.001>
- Eddy, E. R., D'Abate, C. P., & Thurston, P. W. (2010). *Explaining engagement in personal activities on company time. Personnel Review, 39*, 639–654. doi:10.1108/00483481011064181
- Eisenbeck, N., Carreno, D. F., & Uclés-Juárez, R. (2019). From psychological distress to academic procrastination: Exploring the role of psychological inflexibility. *Journal of Contextual Behavioral Science, 13*, 103-108. <https://doi.org/10.1016/j.jcbs.2019.07.007>
- Ferrari, J. R. (1992). Psychometric validation of two procrastination inventories for adults: Arousal and avoidance measures. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment, 14*(2), 97-110. <https://doi.org/10.1007/bf00965170>
- Ferrari, J. R., O'Callaghan, J., & Newbegin, I. (2005). Prevalence of procrastination in the United States, United Kingdom, and Australia: Arousal and avoidance delays among adults. *North American Journal of Psychology, 7*(1), 1-5.
- Ferrari, J. R., Johnson, J. L., & McCown, W. G. (1995). Procrastination research. *Procrastination and Task Avoidance, 21*-46. https://doi.org/10.1007/978-1-4899-0227-6_2
- Gagnon, J., Peixoto, E. M., & Dionne, F. (2020). Further study of the measurement of procrastination: Using item response theory on the pure procrastination scale. *Current Psychology*. <https://doi.org/10.1007/s12144-020-00796-z>
- Garrett, R. K., & Danziger, J. N. (2008). On cyberslacking: Workplace status and personal internet use at work. *Cyberpsychology & Behavior, 11*(3), 287–292. <https://doi.org/10.1089/cpb.2007.0146>
- Glick, D. M., Millstein, D. J., & Orsillo, S. M. (2014). A preliminary investigation of the role of psychological inflexibility in academic procrastination. *Journal of Contextual Behavioral Science, 3*(2), 81-88. <https://doi.org/10.1016/j.jcbs.2014.04.002>
- Guilera, G., Barrios, M., Penelo, E., Morin, C., Steel, P., & Gómez-Benito, J. (2018). Validation of the Spanish version of the Irrational Procrastination Scale (IPS). *PLOS ONE, 13*(1), e0190806. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0190806>
- Hammer, C. A., & Ferrari, J. R. (2002). Differential incidence of procrastination between blue and white-collar workers. *Current Psychology, 21*(4), 333-338. <https://doi.org/10.1007/s12144-002-1022-y>
- Harris, N. N., & Sutton, R. I. (1983). Task procrastination in organizations: A framework for research. *Human Relations, 36*(11), 987-995. <https://doi.org/10.1177/001872678303601102>
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 6*(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>

- Kaufman, E. A., Xia, M., Fosco, G., Yaptangco, M., Skidmore, C. R., & Crowell, S. E. (2015). The difficulties in emotion regulation scale short form (DERS-SF): Validation and replication in adolescent and adult samples. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 38(3), 443-455. <https://doi.org/10.1007/s10862-015-9529-3>
- Kim, H., Kim, H., Lee, W., Han, S., Carlbring, P., & Rozental, A. (2020). Assessing procrastination in Korean: A study of the translation and validation of the pure procrastination scale and a reexamination of the irrational procrastination scale in a student and community sample. *Cogent Psychology*, 7(1), 1809844. <https://doi.org/10.1080/23311908.2020.1809844>
- Kim, K. R., & Seo, E. H. (2015). The relationship between procrastination and academic performance: A meta-analysis. *Personality and Individual Differences*, 82, 26-33. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2015.02.038>
- Klingsieck, K. B. (2013). Procrastination in different life-domains: Is procrastination domain specific? *Current Psychology*, 32(2), 175-185. <https://doi.org/10.1007/s12144-013-9171-8>
- Lay, C. H. (1986). At last, my research article on procrastination. *Journal of Research in Personality*, 20(4), 474-495. [https://doi.org/10.1016/0092-6566\(86\)90127-3](https://doi.org/10.1016/0092-6566(86)90127-3)
- Lindsley, D. H., Brass, D. J., & Thomas, J. B. (1995). Efficacy-performance spirals: A multilevel perspective. *Academy of Management Review*, 20, 645-678. <https://doi.org/10.2307/258790>
- Lovibond, P. F., & Lovibond, S. H. (1995). The structure of negative emotional states: Comparison of the Depression Anxiety Stress Scales (DASS) with the Beck Depression and Anxiety Inventories. *Behaviour Research and Therapy*, 33, 335- 343.
- Mann, L. (1982). *Decision-making questionnaire*. Unpublished manuscript. Flinders University of South Australia.
- McCown, W., & Johnson, J. (1989). Adult inventory of procrastination. In J. R. Ferrari, J. L. Johnson, & W. G. McCown (Eds.), *Procrastination and task avoidance: Theory, research, and treatment* (pp. 63–66). Plenum Publishing.
- Metin, U. B., Peeters, M. C., & Taris, T. W. (2018). Correlates of procrastination and performance at work: The role of having “good fit”. *Journal of Prevention & Intervention in the Community*, 46(3), 228-244. <https://doi.org/10.1080/10852352.2018.1470187>.
- Metin, U. B., Taris, T. W., & Peeters, M. C. W. (2016). Measuring procrastination at work and its associated workplace aspects. *Personality and Individual Differences*, 101, 254–263. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2016.06.006>
- Milgram, N. Mey-Tal, G. & Levison, Y. (1998). Procrastination generalized or specific, in college students and their parents. *Personality and Individual Differences*, 25(2), 297-316. [https://doi.org/10.1016/s0191-8869\(98\)00044-0](https://doi.org/10.1016/s0191-8869(98)00044-0)
- Mills, J. (2001). Cyberslacking! A wired-workplace liability issue. *The Cornell Hotel and Restaurant Administration Quarterly*, 42(5), 34-47. [https://doi.org/10.1016/s0010-8804\(01\)80056-2](https://doi.org/10.1016/s0010-8804(01)80056-2)

- Moon, S. M., & Illingworth, A. J. (2005). Exploring the dynamic nature of procrastination: A latent growth curve analysis of academic procrastination. *Personality and Individual Differences, 38*(2), 297-309. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2004.04.009>
- Moreira, H., Gouveia, M. J., & Canavarro, M. C. (2020). A bifactor analysis of the difficulties in emotion regulation scale - Short form (DERS-SF) in a sample of adolescents and adults. *Current Psychology. https://doi.org/10.1007/s12144-019-00602-5*
- Nunnally, J., & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory*. McGraw-Hill Humanities/Social Sciences/Languages.
- O'Brien, W. K. (2002). Applying the transtheoretical model to academic procrastination. *Dissertation Abstracts International: Section B: The Sciences and Engineering, 62*(11-B), 5359
- Onwuegbuzie, A. J. (2000). Academic procrastinators and perfectionistic tendencies among graduate students. *Journal of Social Behavior and Personality, 15*, 103-109.
- Pais-Ribeiro, J. L., Honrado, A., & Leal, I. (2004). Contribuição para o estudo da adaptação portuguesa das Escalas de Ansiedade, Depressão e Stress (EADS) de 21 itens de Lovibond e Lovibond. *Psicologia, Saúde & Doenças, 5*(2), 229-239.
- Paulsen, R. (2015). Non-work at work: Resistance or what? *Organization, 22*, 351–367.
- Pereira, M., Melo, C., Gameiro, S., & Canavarro, M. C. (2011). Estudos psicométricos da versão em Português Europeu do índice de qualidade de vida EUROHIS-QOL-8. *Laboratório de Psicologia, 9*(2), 109-123. <http://publicacoes.ispa.pt/index.php/lp/article/view/627>
- Pinto-Gouveia, J., Gregório, S., Dinis, A. & Xavier, A. (2012). Experiential Avoidance in Clinical and Non-Clinical Samples: AAQ-II Portuguese Version. *International Journal of Psychology & Psychological Therapy, 12* (2), 139-156.
- Potts, T. J. (1987). Predicting procrastination on academic tasks with self-report personality measures. (Doctoral dissertation, Hofstra University, 1987). *Dissertation Abstracts International, 48*, 1543.
- Power, M. (2003). Development of a common instrument for quality of life. In A. Nosikov, & C. Gudex (Eds.), EUROHIS: Developing common instruments for health surveys (pp. 145-159). *IOS Press*.
- Prayitno, G. E., Siaputra, I. B., & Lasmono, H. K. (2013). Validasi Alat Ukur Irrational Procrastination Scale (IPS). *Calyptra, 2*(1), 1-7.
- Pychyl, T. A., & Flett, G. L. (2012). Procrastination and self-regulatory failure: An introduction to the special issue. *Journal of Rational-Emotive & Cognitive-Behavior Therapy, 30*(4), 203-212. <https://doi.org/10.1007/s10942-012-0149-5>
- Rebetez, M. M., Rochat, L., Gay, P., & Van der Linden, M. (2014). Validation of a French version of the Pure Procrastination Scale (PPS). *Comprehensive Psychiatry, 55*(6), 1442-1447. <https://doi.org/10.1016/j.comppsy.2014.04.024>

- Rocha, R. Z., & Dias, A. C. G (2019). *Pure Procrastination Scale e Irrational Scale: Adaptação e evidências de validade para o contexto brasileiro*. Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Brasil. <http://hdl.handle.net/10183/201597>
- Rodrigues Correia, R., & Jácome de Moura, P. (2017). Aprendizagem E Procrastinação: Uma Revisão de Publicações no Período 2005-2015. REICE. *Revista Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación*, 15.2(2017). <https://doi.org/10.15366/reice2017.15.2.006>
- Rothblum, E. D., Solomon, L. J., & Murakami, J. (1986). Affective, cognitive, and behavioral differences between high and low procrastinators. *Journal of Counseling Psychology*, 33(4), 387–394. <https://doi.org/10.1037/0022-0167.33.4.387>
- Rozental, A., Forsell, E., Svensson, A., Forsström, D., Andersson, G., & Carlbring, P. (2014). Psychometric evaluation of the Swedish version of the Pure Procrastination Scale, the Irrational Procrastination Scale, and the susceptibility to temptation scale in a clinical population. *BMC Psychology*, 2(1). <https://doi.org/10.1186/s40359-014-0054-z>
- Santos, C. (2010). *Estatística descritiva – Manual de autoaprendizagem*. Edições Sílabo.
- Schraw, G., Wadkins, T., & Olafson, L. (2007). Doing the things we do: A grounded theory of academic procrastination. *Journal of Educational Psychology*, 99(1), 12-25. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.99.1.12>
- Solomon, L. J., & Rothblum, E. D. (1984). Academic procrastination: Frequency and cognitive-behavioral correlates. *Journal of Counseling Psychology*, 31(4), 503–509. <https://doi.org/10.1037/0022-0167.31.4.503>
- Steel, P. (2007). The nature of procrastination. *Psychological Bulletin*, 133(1), 65-94. <http://hdl.handle.net/1880/47914>
- Steel, P. (2010). Arousal, avoidant and decisional procrastinators: Do they exist? *Personality and Individual Differences*, 48(8), 926-934. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2010.02.025>
- Steel, P. (2011). *The procrastination equation: How to stop putting stuff off and start getting things done*. Allen & Unwin.
- Steel, P., & Ferrari, J. (2013). Sex, education and procrastination: An epidemiological study of procrastinators' characteristics from a global sample. *European Journal of Personality*, 27(1), 51-58. <https://doi.org/10.1002/per.1851>
- Svartdal, F. (2015). Measuring procrastination: Psychometric properties of the Norwegian versions of the Irrational Procrastination Scale (IPS) and the Pure Procrastination Scale (PPS). *Scandinavian Journal of Educational Research*, 61(1), 18-30. <https://doi.org/10.1080/00313831.2015.1066439>
- Svartdal, F., & Steel, P. (2017). Irrational delay revisited: Examining five procrastination scales in a global sample. *Frontiers in Psychology*, 8. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2017.01927>

- Svartdal, F., Pfuhl, G., Nordby, K., Foschi, G., Klingsieck, K. B., Rozental, A., Carlbring, P., Lindblom-Ylänne, S., & Rebkowska, K. (2016). On the measurement of procrastination: Comparing two scales in six European countries. *Frontiers in Psychology, 7*, Article 1307. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.01307>
- Terwee, C. B., Bot, S. D., De Boer, M. R., Van der Windt, D. A., Knol, D. L., Dekker, J., Bouter, L. M., & De Vet, H. C. (2007). Quality criteria were proposed for measurement properties of health status questionnaires. *Journal of Clinical Epidemiology, 60*(1), 34-42. <https://doi.org/10.1016/j.jclinepi.2006.03.012>
- Tice, D. M., & Baumeister, R. F. (1997). Longitudinal study of procrastination, performance, stress, and health: The costs and benefits of dawdling. *Psychological Science, 8*(6), 454-458. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9280.1997.tb00460.x>
- Van Eerde, W. (2003). A meta-analytically derived nomological network of procrastination. *Personality and Individual Differences, 35*, 1401–1418. [http:// dx.doi.org/10.1016/S0191-8869\(02\)00358-6](http://dx.doi.org/10.1016/S0191-8869(02)00358-6)
- Van Eerde, W. (2016). *Procrastination and well-being at work*. In F. M. Sirois & T. A. Pychyl (Eds.), *Procrastination, health, and well-being* (pp. 233–253). Elsevier Academic Press. <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-802862-9.00011-6>
- Vitak, J., Crouse, J., & LaRose, R. (2011). Personal internet use at work: Understanding cyberslacking. *Computers in Human Behavior, 27*(5), 1751-1759. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2011.03.002>
- Wan, H. C., Downey, L. A., & Stough, C. (2014). Understanding non-work presenteeism: Relationships between emotional intelligence, boredom, procrastination and job stress. *Personality and Individual Differences, 65*, 86-90. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2014.01.018>
- Watson, D. C. (2001). Procrastination and the five-factor model: A facet level analysis. *Personality and Individual Differences, 30*(1), 149-158. [https://doi.org/10.1016/s0191-8869\(00\)00019-2](https://doi.org/10.1016/s0191-8869(00)00019-2)