



2017

UC/FPCE

Universidade de Coimbra
Faculdade de Psicologia e de Ciências da Educação

Validação da versão Portuguesa da Escala de Inflexibilidade Psicológica na Dor (*PIPS*) numa amostra da comunidade e numa amostra de dor crónica.

Marco Jorge da Silva Martins
(marco.jsm@hotmail.com)

Dissertação de Mestrado em Psicologia Clínica e da Saúde (Especialização em Intervenções Cognitivo-Comportamentais nas Perturbações Psicológicas e da Saúde) sob orientação da Professora Doutora Paula Castilho

Agradecimentos

Em primeiro lugar, por ser para mim uma figura inspiradora e de grande importância (enquanto investigadora, terapeuta, professora e também como pessoa) ao longo do meu ainda curto percurso pela psicologia, começo por agradecer à Professora Doutora Paula Castilho. Pelo entusiasmo, preocupação, disponibilidade e interesse genuínos demonstrados pelos seus alunos e orientandos, bem como pela partilha de conhecimentos e experiências ao longo de todo o meu percurso académico (como especial ênfase neste ano letivo, em que orienta o meu estágio e a minha dissertação de mestrado), o meu sincero obrigado.

A todas as pessoas que participaram neste estudo e que de algum modo contribuíram para a sua concretização. Um especial agradecimento à Professora Dra. Ana Paula Matos, ao Professor Dr. José Pacheco Miguel, à Dra. Margarida Robalo, à Professora Dra. Maria do Céu Salvador, à Professora Dra. Maria da Luz Dias, à Professora Dra. Sónia Ferreira e ao Dr. Pedro Trincão adeço pela preciosa colaboração na recolha das amostras. À Associação Barcelense de Fibromialgia e Doenças (PAAVF), à Associação Portuguesa de Doentes com Fibromialgia. (APDF) e à National Association against Fibromyalgia and Chronic Fatigue (Myos), pela apoio na obtenção da amostra clínica e divulgação do estudo aos seu associado. À empresa Mercatus-Refrigeração e Estruturas Metálicas Alagoa SA, pela colaboração na angariação da amostra não clínica e divulgação dos estudos pelos seus funcionários.

A todos os mestres (formais e informais) e oportunidades de aprendizagem que a vida me facultou, que contribuíram de algum modo para o alcançar deste objetivo.

Ao António, ao Rafael á Rita, á Sara e ao Tiago, por todos os momentos de partilha de experiências, dificuldades, casos clínicos e de boa disposição, bem como pelo espírito de cooperação e entreaajuda que caraterizou a dinâmica do nosso grupo de trabalho ao longo deste ano, tornando este período ainda mais compensador. A todos os colegas de curso e amigos que Coimbra e este percurso até hoje me proporcionaram.

Ao António, Isabel e á Maria João, com quem partilhei este percurso ao longo destes cinco anos, pela amizade, companheirismo, apoio mútuo, disponibilidade, por todos os momentos de partilha e de convívio ao longo de todo este período. Contribuíram de modo determinante para tornar este período da minha vida mais significativo.

Á minha família, particularmente aos meus pais, Jorge e Joaquina, aos meus irmãos, Tiago e Diana e á minha sobrinha Kyara, que foram as pessoas que mais sentiram a minha maior ausência durante estes cinco anos, em especial neste último ano. Pelo incentivo, pela disponibilidade, pelo carinho e força que me dão mesmo sem estarem presentes. Também aos meus avós, e em especial á avó Clarinda, que durante este ano deixou de estar fisicamente presente, mas cujo sorriso encantador e sincero vive em mim, trazendo luz mesmo aos meus dias mais cinzentos, obrigado.

Á Maria João, que com amor, empenho e sabedoria me acompanhou ao longo de todo este projeto, desde a primeira ideia difusa de parar um tempo para estudar, até ao presente, porque com amor tudo pode fazer sentido. Pelo amor, carinho, companheirismo, reflexões, brincadeiras, chatices, dificuldades e medos que fomos partilhando ao longo deste percurso, tornando-o mais significante e colorido, o meu amor e a minha gratidão.

"Há muitos analfabetos que são grandes doutores
e muitos doutores por polir e educar"

João Almiro

Índice

Resumo	11
Abstract	12
1. Introdução	13
2. Método	18
2.1. Participantes	18
2.2. Procedimento metodológico.....	22
2.3. Medidas	23
2.4. Estratégia Analítica.....	26
3. Resultados	29
3.1. Análise preliminar dos dados	29
3.2. Análise Fatorial Confirmatória.....	29
3.3. Estudo das propriedades dos itens	35
3.4. Fidedignidade teste-reteste.....	36
3.5. Validade convergente e divergente.....	38
3.6. Estatística descritiva.....	40
3.7. Análises de regressão	40
3.8. Sensibilidade da <i>PIPS</i>	42
4. Discussão e conclusões	45
Referências	55
Anexos	63

**Validação da versão Portuguesa da Escala de Inflexibilidade Psicológica na Dor
(PIPS) numa amostra da comunidade e com dor crónica**

Running Head: Validação da versão Portuguesa da Escala de Inflexibilidade Psicológica na
Dor (PIPS) numa amostra da comunidade e com dor crónica

Autores

Marco Silva Martins^{1*}

Paula Castilho, Ph.D.^{1,2}

Filiação

¹ Faculdade de Psicologia e de Ciências da Educação da Universidade de Coimbra

² Centro de Investigação e Intervenção Cognitivo-Comportamental (CINEICC)

* A correspondência relativa a este artigo deverá ser enviada a:

Marco Jorge da Silva Martins

Faculdade de Psicologia e de Ciências da Educação

Universidade de Coimbra

Rua do Colégio Novo, Apartado 6153

3001-802 Coimbra, Portugal

Email: marco.jsm@hotmail.com

Resumo

Tem existido crescente interesse na Terapia da Aceitação e do Compromisso (*ACT*) na dor crónica (*DC*) (McCracken & Vowles, 2014). Para a população Portuguesa existe uma lacuna de medidas específicas para avaliar a inflexibilidade psicológica (*IP*) no contexto da *DC*. A *PIPS* avalia a *IP* no contexto da *DC* e revelou boas propriedades psicométricas em estudos anteriores (e.g.: Wicksell et al., 2010; Rodero et al., 2013; Barke et al., 2015). O objetivo deste estudo é validar uma versão Portuguesa da *PIPS*, estudar as suas propriedades psicométricas e explorar a sua estrutura dimensional em amostras de *DC* e da população geral.

A *PIPS* foi traduzida para Português e revertida para Inglês de modo a avaliar a sua equivalência. A versão final foi administrada a uma amostra feminina de *DC* ($N = 231$) e a uma amostra não clínica ($N = 352$). Uma análise fatorial confirmatória revelou um bom ajustamento do modelo e corroborou a estrutura bi-fatorial original. A versão portuguesa da *PIPS* revelou fiabilidade test-retest e consistência interna (a subescala fusão revelou valores mais baixos de consistência interna). Os resultados médios *PIPS* revelaram correlações positivas e significativas com a depressão, ansiedade e stress e correlações no sentido previsto com constructos relacionados (*mindfulness*, autocompaixão e fusão cognitiva). As pontuações *PIPS* também demonstraram discriminar sujeitos com *DC* de sujeitos da população geral. Análises de regressão múltipla revelam que a *PIPS* dá um contributo distinto e significativo para a predição de depressão, ansiedade e stress. A versão portuguesa da *PIPS* parece ser uma medida válida para avaliar *IP* no contexto da *DC*. A subescala fusão mostrou pior robustez, sendo necessários mais estudos para estabelecer a sua validade de constructo. Globalmente, os nossos resultados possibilitam a utilização da *PIPS* em contexto clínico ou de investigação.

Palavras-chave: Dor crónica; flexibilidade psicológica; evitamento experiencial; análise fatorial confirmatória; propriedades psicométricas.

Abstract

There has been growing interest in Acceptance and Commitment Therapy (ACT) for chronic pain (CP) (McCracken & Vowles, 2014). For the Portuguese population there are a lack of measures specifically designed to assess PI in context of CP. The Psychological Inflexibility in Pain Scale (PIPS) assesses the PI in context of pain, and had shown good psychometric properties in several studies (e.g.: Wicksell et al., 2010; Rodero et al., 2013; Barke et al., 2015). The aim of this study is to validate a Portuguese version of PIPS, study their psychometric properties and to explore their dimensional structure in CP and in general population samples.

The PIPS was translated to Portuguese and back-translated into English to assess for equivalence. The final version was administrated to a female CP sample (N=231) and to a non-clinical sample (N=352). A Confirmatory factor analysis had shown a good model fit and corroborate the original bi-factorial structure. The Portuguese version of PIPS had shown test-retest and internal consistency reliability (fusion subscale had revealed weaker internal consistency). PIPS mean scores had shown positive and significant correlations with depression, anxiety and stress, and to correlate with relevant constructs in the expected direction (mindfulness, self-compassion and cognitive fusion). PIPS scores also had shown to discriminate subjects from CP and from the general population. Multiple regression analysis had shown that PIPS gave a distinct and significant contribute to prediction of depression, anxiety and stress. In summary, the Portuguese version of PIPS seems to be a reliable measure to assess PI in context of CP. Fusion subscale had shown to be less robust and more studies are necessary to ensure their construct validity. Overall, our results allow the use of PIPS in research and in clinical practice.

Keywords: Chronic pain; psychological flexibility; experiential avoidance; confirmatory factor analysis; psychometric properties.

1. Introdução

A dor crónica (DC) é uma condição com elevada prevalência na população geral portuguesa (superior a 30%, de acordo com estudos epidemiológicos) (Azevedo, Costa-Pereira, Mendonça, Dias, & Castro-Lopes, 2012; Branco et al., 2010). Entre a população clínica de doenças reumáticas e músculo-esqueléticas, com elevada prevalência em Portugal (Branco et al., 2016), a prevalência de DC revela-se superior a 50% (Branco et al., 2010). Esta condição apresenta um elevado impacto na qualidade de vida e saúde dos indivíduos, assim como marcados custos, diretos e indiretos para a sociedade (Azevedo et al., 2012; 2014).

Frequentemente, as intervenções psicológicas na DC iniciam-se quando a abordagem médica (farmacoterapia) se mostra insuficiente na resolução desta condição e sintomas associados (Robinson, Wicksell, & Olsson, 2004). As Terapias Cognitivo-Comportamentais (TCC) são atualmente as intervenções psicológicas de primeira linha neste campo, revelando eficácia numa ampla variedade de condições médicas contidas na DC e a melhor relação custo-benefício (Ehde, Dillworth, & Turner, 2014; McCracken & Vowles, 2014; Sturgeon, 2014).

Apesar da evidência de eficácia das TCC em pacientes com DC, quando comparada com outras intervenções psicológicas, os estudos têm revelado efeitos pequenos, assim como, também os mediadores da eficácia das TCC na DC não serem totalmente claros o que pode comprometer a adequabilidade (e eficácia) dos protocolos neste âmbito (Cederberg, Cernvall, Dahl, Von Essen, & Ljungman, 2015; Ehde et al., 2014; McCracken & Vowles, 2014; Sturgeon et al., 2014; Veehof et al., 2014; Williams, Eccleston, & Morley, 2012). Os investigadores e clínicos têm procurado ultrapassar estas limitações, tendo surgido nos últimos anos um crescente interesse nas terapias baseadas na aceitação e no mindfulness (frequentemente denominadas como 3ª geração de TCC), entre as quais a Terapia da Aceitação e do Compromisso (*Acceptance and Commitment Therapy – ACT*; Hayes, Strosahl, & Wilson,

1999) (Dahl, Wilson, Luciano, & Hayes, 2005; McCracken & Wowles, 2014; Sturgeon, 2014; Veehof et al., 2014).

A *ACT* conceptualiza a dor como inerente à condição humana e o sofrimento (e a psicopatologia) como resultado da indisponibilidade para os indivíduos estarem com a sua experiência interna negativa, tal como ela é, e das tentativas de controlo desta experiência, recorrendo ao evitamento experiencial (Dahl et al., 2005; Hayes et al., 1999; McCracken & Wowles, 2014; Robinson et al., 2004).

O evitamento experiencial é um processo que diz respeito às tentativas (maladaptativas) dos indivíduos para agirem diretamente sobre esta experiência indesejada e negativa que não é passível de ser modificada (e.g. o quadro de DC), no sentido de alterar a sua forma ou frequência (como e.g., a busca contínua de cuidados de saúde, a restrição da atividade social no sentido de tentar evitar a dor) (Hayes et al., 1999; McCracken & Wowles, 2014; Robinson et al., 2004, pp.317-318). Esta agenda de controlo é problemática na medida em que, apesar de proporcionar um alívio imediato a curto-prazo, aumenta a importância funcional das experiências internas que os indivíduos procuram evitar e progressivamente leva a que as suas ações sejam maioritariamente orientadas em torno deste objetivo (e.g. evitar a dor), e não por objetivos valorizados (Hayes et al., 1999; McCracken & Wowles, 2014; Robinson et al., 2004).

De acordo com o modelo *ACT*, na base do evitamento experiencial está um outro processo psicológico, a fusão cognitiva, entendida como a tendência dos indivíduos para tratarem os pensamentos como se fossem a realidade e a tendência para uma orientação comportamental excessiva e inapropriadamente regulada pelos conteúdos verbais do seu pensamento (Dahl et al., 2005; Hayes et al., 1999; McCracken & Wowles, 2014; Robinson et al., 2004). Assim, quando existe fusão cognitiva com o conteúdo verbal e emocional do pensamento (descartando outras fontes de informação contextuais) e a experiência do indivíduo é dominada pela fusão cognitiva e pelo evitamento experiencial, emerge a inflexibilidade

psicológica (IP) que, de acordo com o modelo *ACT*, está na origem e manutenção da psicopatologia e o do sofrimento humano (Hayes et al., 1999).

Definida no sentido oposto da IP, a “flexibilidade psicológica” (FP; constructo central e objetivo principal da abordagem *ACT*) é sustentada por seis processos interrelacionados, (entre eles a aceitação e a desfusão cognitiva), pode ser definida como a capacidade dos indivíduos estarem predominantemente em contato com o momento presente, como seres humanos conscientes da sua experiência interna positiva ou negativa, à medida que esta ocorre, mantendo ou cessando o comportamento, consoante este esteja ou não alinhado com a persecução de objetivos valorizados (Hayes et al., 1999; McCracken & Vowles, 2014; Vowles, Sowden, & Ashworth, 2014).

Consistentemente com o crescente interesse na abordagem *ACT* na DC, estudos recentes têm revelado a importância da aceitação (e a toxicidade do evitamento experiencial da experiência interna indesejada) no tratamento e compreensão das dificuldades associadas aos quadros de DC (e.g. depressão, ansiedade e *stress*) (Cederberg et al., 2015; Costa, & Pinto-Gouveia, 2013; Costa, Pinto-Gouveia, & Marôco, 2014; Hayes et al., 1999, pp. 62-69; McCracken & Vowles, 2014; Sturgeon, 2014; Veehof et al., 2014; Vowles et al., 2014). Vários estudos têm também demonstrado a eficácia da *ACT* em múltiplos quadros de DC, (mesmo onde as TCC revelam menor eficácia – e.g. Fibromialgia e em quadros de depressão recorrente em comorbilidade com DC) e enfatizado o seu potencial efetivo para a compreensão e intervenção nesta área (Hann & McCracken, 2014; Hooper, & Larsson, 2015; McCracken & Vowles, 2014; Ruiz, 2010; Sturgeon, 2014; Veehof, Oskam, Schreurs, & Bohlmeijer, 2011; Veehof et al., 2014; Wicksell, Kemani, Jensen, Kosek, Kadetoff, Sorjonen, Ingvar, & Olsson, 2013; Yu, & McCracken, 2016). No mesmo sentido, também a *American Psychological Association (APA)* aponta a *ACT* como terapia empiricamente validada e com forte suporte empírico no âmbito da DC.

Posto isto, revela-se crucial o desenvolvimento e validação de instrumentos aferidos para estas populações, que permitam avaliar a eficácia das intervenções, assim como o papel dos processos envolvidos.

Nos últimos anos, foram validados para a população portuguesa instrumentos de autorresposta que visam medir processos *ACT* relevantes. Um deles é o *Acceptance and Action Questionnaire-II* (*AAQ-II*), uma medida de evitamento experiencial e de IP geral, originalmente desenvolvido por Bond e colaboradores (2011) e validado para a população portuguesa por Pinto-Gouveia e colaboradores (2012). Como medidas específicas, para avaliar a FP no contexto da DC, até ao presente, existe o *Chronic Pain Acceptance Questionnaire* (*CPAQ*; McCracken, Vowles, & Eccleston, 2004) e a *Psychological Inflexibility in Pain Scale* (*PIPS*; Wicksell et al., 2008; 2010) -, estando apenas o *CPAQ* validado para a população portuguesa, por Costa e Pinto-Gouveia (2009). O *CPAQ* avalia a aceitação e a disponibilidade para com a experiência de DC. A *PIPS* é um instrumento de autorresposta e é composto por 12 itens (Wicksell et al., 2010), visando medir globalmente a IP na dor (por oposição à FP) (Wicksell et al., 2008, 2010). Os itens encontram-se organizados em 2 subescalas: *Evitamento* e *Fusão*, e refletem os constructos evitamento experiencial na dor e fusão cognitiva com a dor (Wicksell et al., 2008, 2010).

Numa primeira versão da *PIPS* (validada numa amostra heterogénea de DC), Wicksell e colaboradores (2008), partindo de 38 itens (com o objetivo de refletirem diferentes processos *ACT*), encontram a uma solução a 2 fatores com 16 itens (*evitamento* e *fusão* respetivamente com 10 e 6 itens), com propriedades psicométricas aceitáveis. Posteriormente, Wicksell e colaboradores (2010; numa amostra de pacientes que sofrem de distúrbios associados ao “golpe de chicote”) chegam à versão final de 12 itens e confirmam a solução a dois fatores obtida anteriormente, obtendo, no geral, resultados que indicam uma adequada validade e fidedignidade da escala (total e fatores) e valores de consistência interna, com base no valor

Alfa de Chronbach (α), bons para o total e para a subescala *evitamento*, mas questionáveis para a subescala *fusão* (.66) (Wicksell et al., 2010). Os resultados obtidos ainda neste estudo sugerem também que a IF, medida pela *PIPS*, se revela um mediador da relação entre a dor e o disfuncionamento associado (Wicksell et al., 2010). Tal é consistente com investigações posteriores, levadas a cabo numa amostra de DC associada a lesão por “golpe de chicote” (Wicksell, Olsson, & Hayes, 2010), assim como numa amostra feminina de pacientes fibromiálgicas (*PIPS* como mediador dos resultados alcançados) (Wicksell et al., 2013).

Estudos recentes de validação das versões espanhola (Rodero et al., 2013; amostra de fibromialgia, 95% do género feminino), holandesa (Trompetter et al., 2014; amostra heterogénea de DC) e alemã (Barke, Riecke, Rief, & Glombiewski, 2015; amostra de lombalgia, cerca de 70% do género feminino), corroboram a solução a 2 fatores da versão final da *PIPS* e Rodero e colaboradores (2013) reportam uma boa estabilidade temporal da escala para o total e fatores (entre .95 e .97; intervalo de 1 a 2 semanas). No geral, estes estudos revelam adequadas propriedades psicométricas para a escala total e subescala *evitamento* e a menor robustez da subescala *fusão*, que se revela mais problemática no estudo da versão alemã (Barke et al., 2015; Rodero et al., 2013; Trompetter et al., 2014). Barke e colaboradores (2015) reportam valores de consistência interna inaceitáveis para a subescala *fusão* ($\alpha=.26$), que melhoram removendo o item 3 (.63) (o qual não se mostra correlacionado com o total do fator) (Barke et al., 2015). No que respeita á versão Espanhola, os dados revelaram correlações fortes entre a *PIPS* (total e subescala *evitamento*) e a ansiedade e depressão (e moderadas no que respeita á subescala *fusão*), correlações moderadas entre a *PIPS* (total e subescalas) e o traço mindfulness (*Mindfulness Attention Awareness Scale - MAAS*; Brown & Ryan, 2003) e correlações baixas com a intensidade da dor (Rodero et al., 2013). Relativamente ao estudo de adaptação alemão, a subescala *evitamento* revela ser um preditor significativo do

disfuncionamento associado á DC, algo que não se observa com a subescala *fusão* (Barke et al., 2015).

Até ao presente não existe nenhuma validação portuguesa da *PIPS*, pelo que o objetivo do presente centra-se na validação da versão Portuguesa da *PIPS*, e na análise das suas propriedades psicométricas, em amostras não clínicas e clínicas. Mais ainda, pretende-se explorar a sensibilidade da medida e avaliar o seu contributo específico, face a outros instrumentos estabelecidos na literatura, na predição de sintomatologia psicopatológica associada à DC.

2. Método

2.1. Participantes

Para a realização deste estudo recorreu-se a 3 amostras de conveniência, 2 delas não clínicas (“população estudante” e “população geral” – as quais deram origem á “amostra não clinica” total) e uma clínica (dor crónica), sendo que as características sociodemográficas das duas amostras são reportadas na Tabela 1. Adicionalmente recorreu-se a uma quarta amostra de conveniência (também da população estudante) para o estudo da fiabilidade temporal.

Foram tidos em consideração os seguintes critérios de inclusão comuns a todas as amostras em estudo: ser cidadão português, saber ler e escrever e ter como idade mínima, á data do preenchimento do protocolo, 18 anos de idade. Para além disto, e no que concerne à população estudante universitária (N=243), foram tidos em consideração como critérios de exclusão: ter idade superior a 30 anos e não se encontrarem a frequentar o ensino superior. Quanto à população geral (N=109), como critério adicional de exclusão considerámos o ter idade superior a 65 anos. Adicionalmente, uma vez que não se observaram diferenças significativas nas variáveis em estudo entre estas duas amostras não clínicas, parte do presente estudo foi conduzido com o total da amostra não clínica (N=352). Assim, a amostra não clínica final, descrita em pormenor na Tabela 1, ficou constituída por 352 indivíduos, sendo 277 do

género feminino (78.7%) e 74 do género masculino (21.0%), e a média das idades do total da

Tabela 1 Características sociodemográficas das amostras em estudo.

	Amostra Não Clínica Total (N=352)				Amostra Clínica (N=231)			
	M	DP	Min.	Max.	M	DP	Min.	Max.
Idade	26.58	12.07	18	65	48.51	10.89	21	73
	n		%		n		%	
Género								
Feminino	277		78.7		231		100	
Masculino	74		21.0		-		-	
Outro	-		-		-		-	
N.R.	1		0.3		-		-	
Escolaridade completa								
1ºCiclo	7		2.0		6		2.6	
2ºCiclo	7		2.0		5		2.2	
3ºCiclo	11		3.1		25		10.8	
Secundário	223		63.4		73		31.6	
Licenciatura	80		22.7		88		38.1	
Pós-Graduação	4		1.1		19		8.2	
Mestrado	18		5.1		11		4.8	
Doutoramento	1		0.3		4		1,7	
N.R.	1		0.3		-		-	
Estado Civil								
Solteiro	281		79.8		40		17.3	
Casado/União de Facto	57		16.2		150		64.9	
Divorciado/Separado	10		2.8		34		14.7	
Viúvo	3		0.9		7		3.0	
N.R.	1		0.3		-		-	
Residência								
Norte	85		24.1		53		22.9	
Centro	233		66.2		118		51.1	
Sul	15		4.3		52		22.5	
Ilhas	18		5.1		8		3.5	
N.R.	1		0.3		-		-	

Notas: N.R. = Não respondeu; M= média; DP=Desvio Padrão; Máx= Máximo; Mín=Mínimo.

amostra não clínica é de 26.58 (DP=12.7), verificando-se diferenças estatisticamente

significativas ($t_{(347)} = -4.39, p < .001$) que revelam que os homens são mais velhos. Quanto ao nível de escolaridade, 223 indivíduos têm como nível máximo de escolaridade completa o 12º ano (63.4%), 104 têm pelo menos algum nível superior de educação completa (29.5%), e apenas 25 indivíduos têm algum nível de educação completo até ao 3º ciclo do ensino básico (7.1%), observando-se diferenças estatisticamente significativas entre os géneros nesta variável ($\chi^2 = 15.69, p = .03$), verificando-se que há maior percentagem de homens ($n=31, 41.9\%$) do que mulheres ($n=72, 26\%$) com um nível de qualificação superior completo e, pelo contrário, maior percentagem de mulheres ($n=189, 68.2\%$) do que de homens ($n=34, 45.9\%$) com o secundário como escolaridade máxima completa. Por sua vez, no que respeita à região de residência e ao estado civil, há um predomínio de indivíduos residentes na zona centro ($n=233, 66.2\%$) e norte do país ($n=85, 24.1\%$) do país e de indivíduos solteiros ($n=281; 79.8\%$). Embora não se observem diferenças por género no que toca à região de residência, verifica-se a existência de diferenças estatisticamente significativas entre os géneros no que diz respeito ao estado civil ($\chi^2 = 15.69, p = .03$), verificando-se maior percentagem de mulheres solteiras ($n=232, 83.3\%$) do que homens solteiros ($n=48, 65.8\%$) e maior percentagem de homens casados ($n=21, 28.8\%$) do que de mulheres ($n=36, 13\%$).

A amostra clínica ficou composta por indivíduos do género feminino ($N=231$), tendo sido estabelecidos como critérios de exclusão: ter mais de 75 anos de idade (nesta amostra apenas 14 casos têm idade superior a 65 anos) e a dor crónica estar direta ou indiretamente relacionada com doença oncológica. Os dados referentes à caracterização da amostra clínica em termos de diagnóstico (DC), duração da condição médica e comorbilidade com outras condições crónicas de saúde (incluindo diagnósticos adicionais de DC), são apresentados na Tabela 2. A média de idades na amostra clínica é de 48.51 ($DP=10.89$), variando entre 21 e 73 anos de idade. Quanto ao nível de escolaridade, 122 têm pelo menos algum nível superior de educação completa (52.8%), 73 indivíduos têm como nível máximo de escolaridade completa

o 12º ano (31.6%) e 36 indivíduos têm algum nível de educação completo até ao 3º ciclo do ensino básico (15.6%). Por sua vez, no que respeita à região de residência e ao estado civil, há um predomínio de indivíduos residentes em Portugal continental (centro n=118, 51.1%; norte n=53, 22.9%; sul n=52, 22.5%) e um predomínio de indivíduos casados ou a viver em união de facto (n=150, 64.9%).

Na amostra clínica 68% dos participantes (n=156) reporta apenas um diagnóstico de DC, 17.3% (40) dois diagnósticos comórbidos e 14.7% (n=34) reportam três ou mais

Tabela 2 Caracterização da Dor Crónica (DC) na amostra clínica: frequências (n) e percentagens (%) da duração, diagnóstico de dor e comorbilidade com outros diagnósticos de dor e com outras condições crónicas de saúde.

	n	%
Duração		
inferior a 1 ano	3	1.3
1 ano - 5 anos	46	19.9
6 anos – 10 anos	54	23.4
mais de 10 anos	128	55.4
Diagnóstico de DC		
Fibromialgia	204	88.3
Dor Cervical	27	11.7
Lombalgia	33	14.3
EpicoLateral	4	1.7
Artrite Reumatoide	18	7.8
Artrose	30	13.0
Outro diagnóstico	39	16.9
Nº de diagnósticos de DC		
1	157	68.0
2	40	17.3
3 ou mais	34	14.7
Sujeitos com outras condições crónicas de saúde	122	52.8

Nota: Outros diagnósticos de dor crónica: Síndrome Sjögren, Síndrome de Behçet, Espondilite Anquilosante, Doença Indiferenciada do Tecido, Lupus, Síndrome Fadiga Crónica, Espondiloartropatia indiferenciada, Enxaqueca, Artrite Psoriática, Osteocondroma, Hérnia Discal, Osteoporose, Osteoartrose e Reumatismo.

diagnósticos de DC. No que respeita à duração do quadro de DC, 55.4% refere que esta ultrapassa os 10 anos.

Para o estudo da estabilidade temporal da escala de autorresposta em estudo (PIPS) foi recrutada uma amostra não clínica adicional, composta por estudantes universitários (amostra de conveniência; N=45; 40 indivíduos do género feminino e 5 do género masculino; 20-28 anos de idade; idade média de 21.1 anos com um DP=1.459). Especificamente, integra estudantes do 3º ano do Mestrado Integrado em Psicologia da Faculdade de Psicologia e Ciências da Educação da Universidade de

Coimbra (FPCEUC), aos quais foi solicitado o preenchimento do protocolo de escalas em dois momentos distintos, intervalados por 4 semanas.

2.2. Procedimento metodológico

Após obtenção de autorização junto dos autores originais (ver anexo A), procedeu-se á adaptação da medida para a Língua Portuguesa, recorrendo-se á tradução e retroversão da escala por dois psicólogos e investigadores bilingues, com experiência clínica em protocolos relacionados com o modelo *ACT*. Foram requeridos alguns ajustamentos (lexicais e semânticos) aos itens de modo a assegurar a comparabilidade conceptual da versão portuguesa com a versão original da escala em estudo.

O projeto de investigação do presente estudo foi também aprovado pela Comissão Ética da FPCEUC, após revisão do consentimento informado (de modo a explicitar que os participantes poderiam desistir a qualquer momento e que os dados recolhidos seriam utilizados no âmbito de dois estudos distintos no campo de investigação da DC). A todos os participantes foi dado a ler o consentimento informado (anexo B), o qual incluía informação referente aos objetivos do estudo, à confidencialidade, ao anonimato e ao caráter voluntário da participação (e.g., a equipa de investigação disponibilizou-se para esclarecer, presencialmente ou via email, quaisquer questões adicionais que surgissem por parte dos participantes). No final do consentimento informado era solicitado aos participantes que assinalassem com uma cruz se pretendiam ou não participar no estudo. No que respeita aos participantes da população geral, estes foram recrutados nos seus locais de trabalho, bem como por alunos ou pessoas próximas dos investigadores, que recolheram os protocolos junto dos seus familiares, amigos ou funcionários, abrangendo todo o país (zonas Norte, Centro, Sul e regiões autónomas da Madeira e dos Açores). Quanto aos estudantes universitários, as amostras foram recolhidas, maioritariamente, em sala de aula, com a autorização prévia dos docentes responsáveis pelas unidades curriculares em causa, em alunos do primeiro ao último ano do Mestrado Integrado

em Psicologia da FPCEUC. A restante parte da amostra de estudantes foi recolhida por alunos da Universidade de Coimbra, a quem foi solicitado, em sala de aula, a colaboração (com caráter voluntário) para convidarem os seus pares (estudantes portugueses a frequentar o ensino superior) a participar no estudo e a completarem o protocolo de avaliação.

E por fim, a amostra de estudantes recolhida para avaliar a estabilidade temporal da escala em estudo (*PIPS*), ficou constituída apenas por estudantes que não integraram outras amostras do presente estudo (e os dados recolhidos apenas foram utilizados neste âmbito). Aos participantes apenas foi solicitado que preenchessem, em sala de aula, um protocolo composto pela folha de dados sociodemográficos e escala em estudo, para além do consentimento informado em dois momentos distintos e pré-definidos (com 4 semanas de intervalo um do outro).

Por sua vez, a amostra clínica foi recolhida por via eletrónica, recorrendo-se ao programa *LimeSurvey*, com a colaboração de associações de doentes com DC (*Association of Fibromyalgia and Chronic Diseases from Barcelos - PAAVF*; *Portuguese Association of patients with Fibromyalgia - APDF*; *National Association against Fibromyalgia and Chronic Fatigue - Myos*), às quais foi solicitado que enviassem o *link* do protocolo de investigação aos seus utentes, convidando-os a participar no estudo. Atendendo ao reduzido número de participantes do género masculino que obtivemos na nossa amostra optou-se pela sua exclusão, sendo a amostra clínica composta exclusivamente por participantes do género feminino.

Revela-se pertinente referir que todas as amostras são de conveniência, tendo sido recolhidas de Janeiro a Maio de 2017.

2.3. Medidas

2.3.1. Escala de Inflexibilidade Psicológica na Dor (*Psychological Inflexibility in Pain Scale: PIPS*; Wicksell et al., 2008; 2010) é um instrumento de autorresposta, composto por 12 itens na sua versão final organizados em duas subescalas: *Evitamento* (8 itens) e *Fusão*

(4 itens) relacionados com a dor. Cada item consiste numa afirmação que reflete um dos subprocessos de base do constructo *ACT* de *Inflexibilidade Psicológica* (e.g., evitamento experiencial) no contexto da dor (e.g., “é importante que eu aprenda a controlar a minha dor”). Os itens são classificados numa escala tipo *Likert* de 7 pontos (de 1=“Nunca verdadeiro” a 7=“Sempre verdadeiro”), sendo uma pontuação mais elevada indicador de maior *Inflexibilidade Psicológica*. A versão final, de 12 itens, revelou valores de consistência interna bons para a escala completa ($\alpha = .87$) e para a subescala *Evitamento* ($\alpha = .89$), já para a subescala *Fusão* revelou um valor questionável ($\alpha = .66$) (Wicksell et al., 2010).

2.3.2. Escala de Atenção Plena Mindful (*Mindful Attention Awareness Scale -MAAS*; Brown & Ryan, 2003; tradução e adaptação portuguesa por Pinto Gouveia & Gregório, 2007) é um instrumento de autorrelato unidimensional, composto por 15 itens, que visa avaliar o mindfulness enquanto traço, especificamente a abertura recetiva á experiência, há medida que esta ocorre (i.e. ao momento presente), recorrendo a uma escala tipo *Likert* de 6 pontos (de 1=“Quase sempre” a 6=“Quase nunca”). Pontuações mais elevadas indicam um traço mais elevado de mindfulness (a amplitude de resultados vai de 15 a 90). A escala revelou uma boa consistência interna no estudo original ($\alpha = 0,84$ numa amostra da população geral), assim como na adaptação portuguesa ($\alpha = .89$ e $\alpha = .90$, numa população não clínica). No nosso estudo revelou também uma boa consistência interna na amostra não clínica ($\alpha = .88$) e muito boa na amostra clínica ($\alpha = .92$).

2.3.3. Questionário de Fusão Cognitiva - 7 (*Cognitive Fusion Questionnaire - 7; CFQ-7*; Gillanders et al., 2014; versão Portuguesa de Pinto-Gouveia, Dinis, Gregório, & Pinto, 2015) é uma medida de *fusão cognitiva* geral, constituído por 7 itens em formato de autorresposta, que pretende avaliar o grau em que os indivíduos ficam enredados no conteúdo da sua experiência interna (tal como pensamentos). Aos indivíduos é pedido que classifiquem cada item usando uma escala tipo *Likert* de 7 pontos, de 1 (“nunca verdadeiro”) a 7 (“sempre

verdadeiro”), com pontuações mais elevadas a indicarem maiores níveis de *fusão cognitiva*. O *CFQ-7* demonstrou boas propriedades psicométricas na versão original e valores de consistência interna a oscilarem entre $\alpha = .88$ e $\alpha = .93$, para diferentes amostras). No presente estudo revelou uma consistência interna muito boa para a população não clínica ($\alpha = .94$) e para a amostra clínica ($\alpha = .97$).

2.3.4. Escala de Autocompaixão – Versão Curta (*Self-Compassion Scale-Short Form; SCS-SF*; Raes et al., 2011; versão portuguesa de Castilho, Pinto-Gouveia, & Duarte, 2015). A *SCS-SF* é um instrumento de autorrelato, constituído por 12 itens, que avalia 6 componentes da auto compaixão (calor/bondade, isolamento, humanidade comum, autocrítica, mindfulness e sobre identificação), utilizando uma escala de 5 pontos (de 1 = “Quase nunca” a 5 = “Quase sempre”), de acordo com a frequência com que o indivíduo exhibe tais componentes na sua auto relação em momentos difíceis. Este instrumento revelou uma boa consistência interna no estudo original (alfa de Cronbach = .86) bem como no estudo português ($\alpha = .86$ para a amostra clínica; $\alpha = .89$ para a amostra não-clínica). No presente estudo a escala apresentou igualmente uma boa consistência interna para a amostra clínica ($\alpha = .87$) e para a amostra não clínica ($\alpha = .88$).

2.3.5. Escala de Ansiedade, Depressão e Stress de 21 itens – EADS-21 (*Depression Anxiety and Stress Scale – DASS-21*; Lovibond & Lovibond, 1995; versão portuguesa de Pais-Ribeiro, Honrado, & Leal, 2004). A EADS-21 é um instrumento de autorresposta composto por 21 itens (versão reduzida da *Depression Anxiety and Stress Scale* de 42 itens – *DASS-42*; Lovibond & Lovibond, 1995) e visa avaliar, recorrendo a uma escala tipo Likert de 4 pontos (de 0 = “não se aplicou nada a mim” a 3 = “aplicou-se a mim a maior parte das vezes”), a presença de sintomatologia depressiva, de ansiedade e *stress* (descrita em Pais-Ribeiro, Honrado, & Leal, 2004) durante a semana anterior ao seu preenchimento. Os 21 itens organizam-se em igual número em três subescalas: *Depressão*, *Ansiedade* e *Stress*, sendo o

resultado de cada fator calculado através do somatório da cotação obtida nos 7 itens que o constituem (podendo variar de 0, mínimo, a 21, máximo de cada subescala). Resultados mais elevados correspondem a estados afetivos mais negativos. As três subescalas (*Depressão*, *Ansiedade* e *Stress*) demonstram valores adequados de consistência interna quer na versão original (respetivamente $\alpha = .88$, $\alpha = .82$, $\alpha = .90$), quer na versão portuguesa (respetivamente $\alpha = .85$, $\alpha = .74$ e $\alpha = .81$). No presente estudo as subescala *Stress* revelou uma consistência interna muito boa e para a amostra clínica e não clínica (respetivamente: $\alpha = .90$ e $\alpha = .91$), a subescala *Ansiedade* revelou uma consistência interna boa para a amostra clínica e não clínica (ambas com $\alpha = .86$) e subescala *Depressão* revelou uma consistência interna muito boa para a amostra clínica ($\alpha = .93$) e boa para a amostra não clínica ($\alpha = .85$).

2.4. Estratégia Analítica

Procedeu-se à Análise Fatorial Confirmatória (AFC), recorrendo ao método do estimador da Máxima Verosimilhança, para estudar as relações entre variáveis observadas e latentes (e das latentes entre si. A normalidade dos indicadores de medida foi igualmente avaliada tendo-se verificado que os valores absolutos de assimetria eram inferiores a 3 e valores absolutos de curtose univariada eram inferiores a 8-10, validando a inexistência de violações severas à distribuição normal (Kline, 1998). Apesar de algumas observações apresentarem valores da distância quadrada de Mahalanobis (DM^2) indicativos da existência de *outliers* optou-se pela sua manutenção dado que a sua remoção conduziria a uma diminuição da variabilidade associada aos componentes em estudo.

A análise da qualidade global do ajustamento do modelo fatorial foi avaliada através dos indicadores e índices de ajustamento que foram considerados mais adequados de entre os vários indicadores existentes (qui-quadrado sobre os graus de liberdade - χ^2/gl ; *Comparative Fit Index* – CFI; *Tucker and Lewis Index* – TLI; *Parcimony Comparative Fit Index Root* – PCFI; *Mean Square Error of Aproximation* - RMSEA), em função dos índices de referência

descritos por Marôco (2010, p.51). A qualidade do ajustamento local foi avaliada pelos pesos fatoriais estandardizados (λ_{ij}), bem como pela fiabilidade individual dos itens (λ^2). Para o ajustamento do modelo recorreu-se aos índices de modificação (IM), o que justificou a validação cruzada do modelo testado. A validação cruzada do modelo foi levado a cabo através da comparação dos Índices de Validação Cruzada Esperados (*Expected Cross-Validation Index – ECVI*), mais precisamente, através do índice alternativo *MECVI* (uma vez que o método de estimação é o método da Máxima Verosimilhança), sendo que o modelo testado que apresentar um menor valor neste índice é o que revela maior invariância na população (Browne, 2000; Marôco, 2010, pp.49-51, 55, 56).

De seguida, avaliou-se a fiabilidade e a validade de constructo do instrumento em análise. A fiabilidade ou consistência interna, que consiste na capacidade da PIPS em medir de forma consistente e reproduzível os dois fatores de interesse, foi avaliada através do alfa de Cronbach e da fiabilidade compósita (FC). Em relação à consistência interna tomou-se o valor de .70 como indicador de um nível de consistência interna aceitável (Nunnally, 1978). De igual modo considerou-se uma fiabilidade compósita de valor igual ou superior a .70 como indicativa de uma boa fiabilidade do constructo (Fornell & Larcker, 1981). A validade de constructo foi avaliada através de três componentes: o fatorial, o discriminante e o convergente. De acordo com Marôco (2010, pp. 175-176) a validade fatorial consiste na correta especificação dos itens do constructo em estudo, a validade convergente implica que os itens que compõem o constructo apresentem correlações positivas e elevadas entre si, e a validade discriminante ocorre quando se comprova que os fatores avaliam aspetos distintos do mesmo constructo. De acordo com os valores de referência descritos em Marôco (2010), os fatores apresentam validade fatorial quando todos os itens que os compõem são estatisticamente significativos, apresentam pesos fatoriais estandardizados de valor igual ou superior a .50, e apresentam uma fiabilidade individual (que é igual ou aproximadamente igual aos pesos estandardizados ao

quadrado) igual ou superior a .25. Já a validade convergente, foi analisada em termos da variância extraída média (VEM) como descrito em Fornell e Larcker (1981) sendo considerada adequada para valores iguais ou superiores a .50. Por fim, a validade discriminante comprova-se no caso dos valores de VEM dos fatores serem iguais ou superiores ao quadrado da correlação entre esses fatores (Marôco, 2010). A análise da consistência interna realizou-se através do cálculo do alfa de Cronbach, considerada a melhor estimativa de fidelidade de um teste (Nunnally, 1978). A qualidade dos itens foi examinada através do cálculo da correlação do item com o total da escala exceto o próprio item (Nunnally, 1978). A estabilidade temporal foi pesquisada através do coeficiente de correlação paramétrico de Pearson, assim como a validade convergente e divergente. Assim, valores de coeficiente de correlação: entre .10 e .29 indicam que existe uma associação pequena entre as variáveis; entre .30 e .49 é considerada moderada; e superiores .50 é considerada uma associação grande ou forte (Cohen et al., 2003). Para a análise inferencial, optou-se por técnicas de estatística univariada não paramétrica para verificação das diferenças em relação à média das variáveis em estudo, nos três grupos (teste de Kruskal-Wallis), e, através de testes de Mann-Whitney para as comparações duas a duas entre estes grupos. Por fim, realizaram-se modelos de regressão múltipla linear com o objetivo de testar a contribuição da inflexibilidade psicológica, do traço mindfulness e da autocompaixão (variáveis independentes) na explicação dos sintomas depressivos, ansiosos e de *stress* (variável dependente): Inflexibilidade Psicológica na Dor (PIPS12) como preditor de sintomatologia depressiva (Modelo 1), ansiosa (Modelo 2) e *stress* (Modelo 3), considerando também simultaneamente o peso de outros preditores importantes de psicopatologia apontados pela literatura - a Autocompaixão (SCS-SF) e o Mindfulness (MAAS) (conforme é ilustrado na Tabela 5).

Os procedimentos estatísticos para o estudo da AFC foram efetuados com o Software Amos (Analysis of Moment Structures) (versão 22; SPSS Inc, Chicago, IL, USA). Para o

estudo das estatísticas descritivas e inferenciais, utilizou-se o Software PASW (Predictive Analytics Software) Statistics (versão 17; SPSS Inc, Chicado, IL, USA).

3. Resultados

3.1. Análise preliminar dos dados

A normalidade das variáveis foi analisada através do Teste de Kolmogorov-Smirnov e o enviesamento em relação à média através das medidas de assimetria e de achatamento (*Skewness* e *Kurtosis*, respetivamente). Os resultados obtidos mostraram que as variáveis não têm uma distribuição normal (K-S, $p \leq .001$) nos dois grupos. Nenhuma variável apresentou valores de assimetria e de curtose indicadores de violações severas à distribuição normal (Kline, 1998). Segundo Kline (1998), valores de *Skewness* < 3 e de *Kurtosis* < 10 são considerados aceitáveis. Dado que as amostras apresentam uma boa dimensão, optou-se pela utilização de testes paramétricos para a análise das diferenças entre os grupos. A análise dos *outliers* foi efetuada com recurso a representação gráfica dos resultados (Diagrama de Extremos e Quartis-Box Plot), tendo sido identificadas algumas observações extremas. Optou-se pela não eliminação destes valores residuais, dado que não comprometeriam os procedimentos estatísticos realizados.

3.2. Análise Fatorial Confirmatória

Foi testada a adequabilidade da estrutura fatorial original da *PIPS* através de uma AFC com o estimador de Máxima Verosimilhança (*Maximum Likelihood - ML*) (justificar - p.37).

O modelo bi-fatorial da *PIPS* que foi inicialmente testado (modelo 1), semelhante ao proposto originalmente por Wicksell e colaboradores (2010), revelou uma qualidade global de ajustamento sofrível, de acordo com os valores obtidos nos indicadores χ^2/df (3.677), *TLI* (.850) e *CFI* (.879), e inaceitável, considerando os resultados obtidos no *RMSEA* (.108; $p < .001$). Com efeito, os valores de λ^2 e λ estão dentro do que é considerado aceitável ($\lambda^2 > .25$ e $\lambda > .50$) de

acordo com Marôco (2010, p.175) – sugerindo, no geral, a validade fatorial do modelo -, exceto no que respeita ao item 9 ($\lambda^2 \geq .22$ e $\lambda = .47$).

Uma análise mais detalhada, e tendo por base os índices de modificação obtidos para o modelo (análise dos índices de modificação (IM) superiores a 11, $p < .001$), testou-se um segundo modelo (modelo 2), que corresponde ao mesmo modelo respecificado (com os erros dos itens em covariação (apresentado na Figura 1). Estes índices representam a variabilidade comum entre os itens dos respetivos erros, e que não é explicada por nenhum dos dois fatores (podendo ser indicadores da presença ou maior adequabilidade de considera mais uma variável latente). Especificamente, os IM variaram entre um máximo de 24.482, para a correlação entre os erros dos itens 5 e 11, e o mínimo de 11.406, entre os erros dos itens 9 e 10, sendo que, e apenas no caso deste último par, não podemos testar no modelo a covariação dos erros, uma vez que se reportam a itens de diferentes fatores.

O segundo modelo testado (Figura 1) revelou uma boa qualidade global de ajustamento, com os resultados de χ^2/df (1.839) e do RMSEA (.060; $p < .185$) a indicarem um bom ajustamento do modelo (Marôco, 2010, p.51). Também os valores obtidos de *TLI* (.953) e *CFI* (.966) revelaram um ajustamento muito bom do modelo testado (Marôco, 2010, p.51). Adicionalmente, atendendo à maior complexidade do modelo 2, resultante da covariação dos erros, recorreu-se ao cálculo do índice de parcimónia *PCFI*, pelo mesmo compensar esta “melhoria artificial”, penalizando modelos mais complexos, em detrimento de modelos mais parcimoniosos (Marôco, 2010, pp.46 -51). Assim, o valor obtido de *PCFI* (.702) indica-nos um razoável ajustamento do modelo (Blunch, 2008, p. 115 in Marôco, 2010, p.46). No mesmo sentido, e com vista á validação cruzada do modelo com outros modelos alternativos, apresentados mais á frente, na mesma amostra, recorreu-se ao valor de *MECVI* (que, no caso do modelo 2, é .771), sendo que o modelo que apresentar um menor valor é o que revela uma

maior melhor validação cruzada (estabilidade/invariância na população) (Browne, 2000; Marôco, 2010, pp.49-56).

No que respeita á fiabilidade (consistência interna) do modelo 2, a fiabilidade

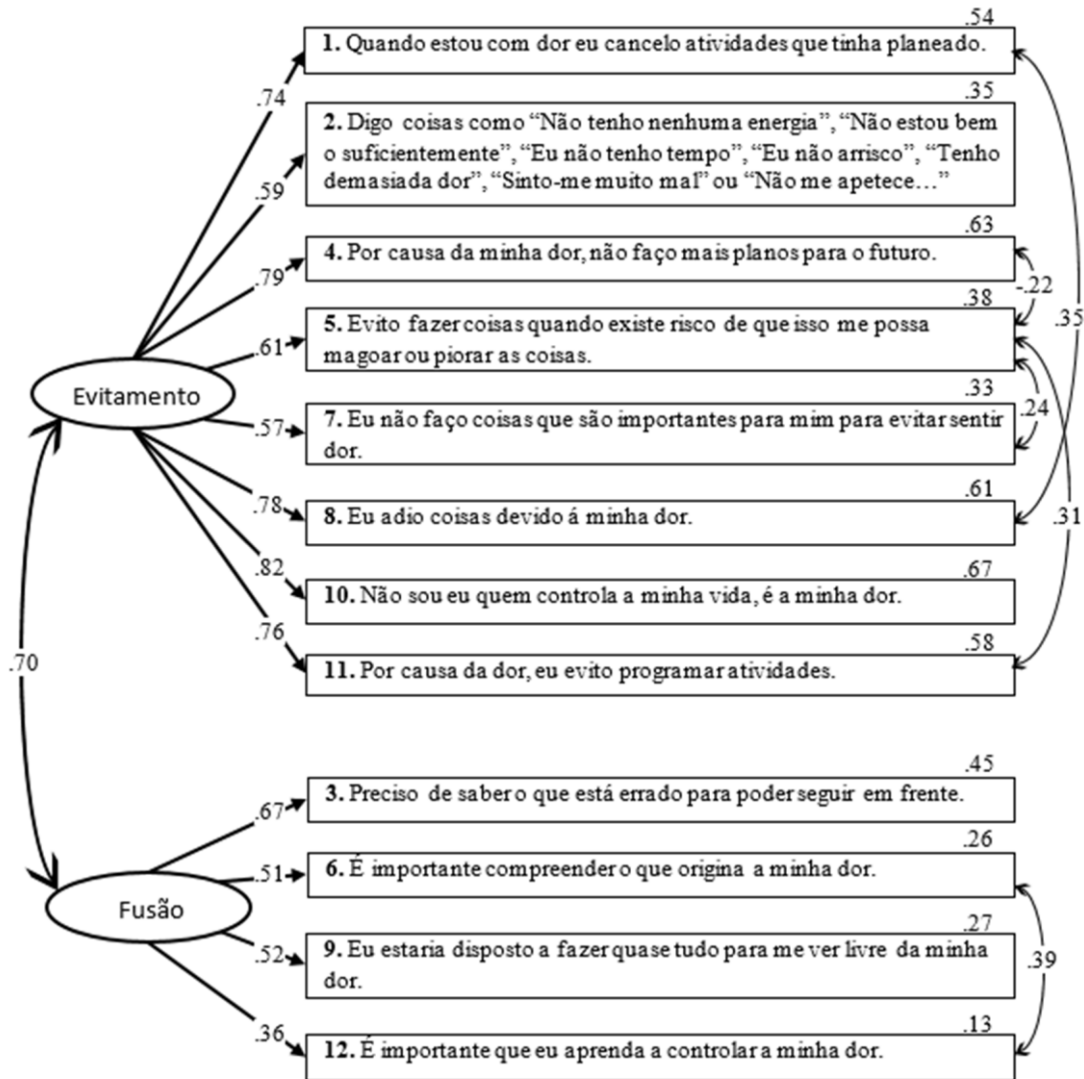


Figura 1 Análise Fatorial Confirmatória: representação do diagrama path com os pesos fatoriais e a fiabilidade individual dos itens do modelo 2 ($\chi^2/df= 1.839$; $RMSEA=.060$, $p<.185$; $TLI=.953$; $CFI=.966$; $PCFI=.702$; $MECVI=.771$)

compósita (FC; calculada de acordo com Marôco, 2010, p.87) da escala total (FC=.93) e do fator *evitamento* (FC=.93) revelou uma boa fiabilidade para ambos, em que o resultado obtido para o fator *fusão* (.69) fica ligeiramente aquém do valor considerado apropriado ($FC \geq .70$) (Marôco, 2010, pp.74-75). A consistência interna foi também avaliada por intermédio do valor de α de Cronbach, tendo a escala total e a subescala *evitamento* revelado ambas bons valores

de consistência interna (respetivamente: .88 e .89). Já a subescala *fusão* apresentou valores questionáveis (.62). Estes resultados estão de acordo com os obtidos noutros estudos, e que sugerem a menor consistência interna da subescala *fusão*, relativamente às subescalas *evitamento* e escala total (Barke et al., 2015; Rodero et al., 2013; Wicksell et al., 2007, 2010).

No que respeita á validade convergente, esta foi avaliada por intermédio da variância extraída média (VEM), em que os valores de VEM obtidos para as subescala total (.55) e subescala *evitamento* (.64) comprovam que os itens saturam fortemente no fator de pertença. Quanto à subescala *fusão*, esta não mostrou valores adequados de validade convergente (VEM = .36), o que indica que o comportamento dos itens não é explicado fundamentalmente pelo fator *fusão* .

Por fim, no que concerne á validade discriminante, a comparação das VEM de cada um dos fatores com a correlação entre esses fatores ($\phi^2_{FE} = .49$) indicou que o fator *evitamento* possui uma boa validade discriminante (VEM = .64 > .49),o que significa que os itens que compõem este fator não se correlacionam significativamente com o outro fator. O fator *fusão* não revelou uma adequada validade discriminante (VEM = .36 \nless .49).

A análise da validade fatorial do modelo 2, no geral traduzida nos valores de fiabilidade individual dos itens (λ^2) e dos pesos fatoriais (λ) (apresentados na Figura 1; todos os valores se revelara significativos) mostrou que os mesmos se enquadram dentro do que é considerado aceitável, exceto no que respeita ao item 12 ($\lambda^2 \geq .13$ e $\lambda = .36$) (Marôco, 2010, p.175).

Adicionalmente, testaram-se vários modelos alternativos por forma a averiguar se algum deles possuía um melhor ajustamento global comparativamente aos dados obtidos no Modelo 2, tendo em conta alguns dos pontos menos robustos evidenciados por este último. Em primeiro lugar testou-se um modelo uni-fatorial com os 12 itens a saturar num único fator (a Inflexibilidade Psicológica na Dor) (modelo 3). Este modelo, e após a correlação os erros dos itens, com base nos índices de modificação obtidos, revelou uma boa qualidade global de

ajustamento, com os resultados de χ^2/df (1.641) e do *RMSEA* (.053; $p < .393$) a indicarem um bom ajustamento do modelo testado (Marôco, 2010, p.51). Por sua vez, o *PCFI* obtido (.679) foi indicador de um razoável ajustamento do modelo (Blunch, 2008, p. 115 in Marôco, 2010, p.46). Os valores de *TLI* (.964) e *CFI* (.975), mostraram um ajustamento muito bom do modelo 3 (Marôco, 2010, p.51). O valor de *MECVI* obtido (.734) mostrou-se ligeiramente inferior ao do modelo 2 (Marôco, 2010, pp.49-51, 55, 56). No entanto, os valores de λ^2 e os λ sugerem problemas relativos á validade fatorial (especificamente no que respeita à qualidade do ajustamento local), uma vez que estes valores se encontram abaixo do que é considerado aceitável para os itens 3 ($\lambda^2 = .23$ e $\lambda = .48$), 6 ($\lambda^2 = .10$ e $\lambda = .32$), 9 ($\lambda^2 = .19$ e $\lambda = .44$) e 12 ($\lambda^2 = .08$ e $\lambda = .29$), que originalmente estavam associados ao fator *fusão* (Marôco, 2010, p.175). Assim, e em função dos resultados obtidos no modelo 3, testou-se o modelo 4 (um modelo uni-fatorial apenas com os 8 itens da subescala *evitamento da dor* a saturar num único fator - *evitamento experiencial da dor*) que demonstrou uma má qualidade global de ajustamento ($\chi^2/df = 2.716$ a sugerir um ajustamento sofrível e um valor de *RMSEA* = .086 que, embora dentro do intervalo em que é considerado indicador de bom ajustamento, revelou um valor *p-close* significativo ($p = .026$), contrariamente ao que seria adequado de acordo com os valores de referência propostos por Marôco (2010, p.51). Adicionalmente, também o valor obtido no índice de parcimónia *PCFI* (.555) nos sugere que o modelo 4 apresenta um mau ajustamento. Um quinto modelo foi testado, modelo bi-fatorial, semelhante ao modelo 1, com a exclusão do item 12 (sendo o fator *fusão* testado apenas com os restantes 3 itens), uma vez que este item revelou (no modelo 2) valores de λ^2 e λ (respetivamente .13 e .36), abaixo do aceitável, bem como, a sua eliminação melhorava ligeiramente a consistência interna da escala total (não obstante, baixar a consistência interna do fator *fusão*), conforme apresentado na Tabela 3 (Marôco, 2010, p.175). Este modelo 5 respecificado, revelou uma boa qualidade global de ajustamento, com χ^2/df (1.869) e *RMSEA* (.061; $p < .194$) a indicarem um bom ajustamento do modelo testado

(Marôco, 2010, p.51). Por sua vez, o *PCFI* obtido (.67) indicou-nos um razoável ajustamento do modelo. Relativamente aos valores de obtidos de *TLI* (.957) e *CFI* (.971), estes são demonstrativos de um ajustamento muito bom do modelo testado (Marôco, 2010, p.51). Adicionalmente, e no que respeita á validade fatorial do modelo 5, os valores λ^2 e λ são significativos e estão, para todos os itens, dentro do que é considerado aceitável (Marôco, 2010, p.175). O valor de *MECVI* obtido (.67) revelou-se um pouco abaixo do obtido para o modelo 2, demonstrando por isso uma melhor validação cruzada, comparativamente ao modelo 2 (Marôco, 2010, pp.49-51, 55, 56). Os valores de FC obtidos para o modelo 5 vão no mesmo sentido dos obtidos no modelo 2 que sugerem uma adequada consistência interna, revelando uma boa FC para a escala completa (.94) e subescala *evitamento* (.93), e um valor próximo do adequado para a subescala *fusão* (.69). Também do ponto de vista da validade convergente do modelo 5, os valores de VEM vão no mesmo sentido dos obtidos para o modelo 2, revelando uma adequada validade convergente para a escala completa (VEM=.59) e subescala *evitamento* (VEM=.64). Por outro lado, obteve-se um valor de VEM para a subescala *fusão* (.44) abaixo do que seria adequado (embora acima do encontrado para o modelo 2), sugerindo a má validade convergente desta subescala. No que respeita à validade discriminante, considerando o valor do quadrado da correlação entre as duas ($\phi^2_{FE} = .25$), observa-se que ambas as subescalas do modelo 2 apresentam uma boa validade discriminante, na medida em que os seus valores de VEM se revelam acima de .25., contrariamente ao que se observou para o modelo 2.

A realização do teste da diferença do qui-quadrado, entre o modelo 2 ($\chi^2_{M2(48)}=88.277$, $p<.001$) e o modelo 5 ($\chi^2_{M5(38)}=70.623$, $p=001$), mostrou que, modelo bi-fatorial 2 não apresenta um ajustamento significativamente melhor que o modelo 5 (que exclui o item 12) (para $\alpha=.05$, $\chi^2_{dif}=17.654 < \chi^2_{0,95(10)}=18.307$), o que sugere que ambos os modelos podem ser utilizados. No entanto, apesar do modelo 5 evidenciar ultrapassar alguns aspetos problemáticos ao nível

da validade de constructo associados ao modelo 2, a remoção do item 12 piora a consistência interna da subescala *fusão* (diminui o α desta subescala, não obstante incrementar ligeiramente o valor de α da escala completa), que passa a ter uma consistência interna pobre ($\alpha=.57$), tal como revela a Tabela 3. Deste modo, no presente estudo optou-se por recorrer à versão mais estudada (com 12 itens) (Marôco, 2010, pp. 138,139, 355).

Por último, e atendendo a que no primeiro modelo testado (modelo 1), a validade fatorial, revelou valores abaixo do que é aceitável para o item 9, testou-se ainda um último modelo bi-fatorial 6, excluindo este item. O modelo 6 respecificado (de acordo com os índices de modificação obtidos para o modelo 6) revelou-se adequado do ponto de vista da validade fatorial. No entanto, tendo em conta o ajustamento deste modelo com base nos valores obtidos de $\chi^2/df= 2.251$ (ajustamento sofrível) e do *RMSEA* (que se mostrou significativo, com $p=.03$), optou-se por descartar este modelo

3.3. Estudo das propriedades dos itens

As análises aos itens, levadas a cabo na amostra clínica de dor crónica ($N=231$) e apresentadas mais detalhadamente na Tabela 3, revelaram correlações (calculadas com base no coeficiente r de Pearson) fortes para todos os itens da subescala *evitamento* da dor com o total desta subescala (entre $r_{item7}=.57$ e $r_{itens10,11}=.75$) e com o total da escala completa (entre $r_{item7}=.57$ e $r_{itens8,10}=.74$) e, por outro lado, correlações moderadas para todos os itens da subescala *fusão* com o total da escala completa (entre $r_{item12}=.32$ e $r_{item3}=.48$) e com o total da subescala *fusão* (entre $r_{item9}=.32$ e $r_{itens3}=.43$), à exceção do item 6, cuja correlação com o total da subescala *fusão* se revelou forte ($r_{item6}=.54$). As correlações da escala total com as subescalas *evitamento* e *fusão* revelaram-se fortes e significativas em ambos os casos (respetivamente: $r = .97, p < .001$; $r = .72, p < .001$). O mesmo se observou para a correlação das duas subescalas entre si; $r = .52, p < .001$).

No que respeita à consistência interna na amostra clínica (N=231), os dados obtidos são detalhadamente apresentados na Tabela 3. Recorrendo ao valores alfa de Cronbach, observa-se uma boa consistência interna para a escala completa e para a o subescala *evitamento* (respetivamente $\alpha = .88$ e $\alpha = .89$), mas questionável no que toca à subescala *fusão* ($\alpha = .62$), tal como se ilustra na Tabela 3. Apenas a consistência interna da escala completa parece beneficiar da remoção de um item. O item 12 da subescala *fusão* revela reduzir ligeiramente o

Tabela 3 Alfas de Cronbach (α) da Escala completa e subescalas *Evitamento* e *Fusão*, Alfas de Cronbach se os itens forem eliminados e Médias (M), desvios- Padrão (DP) e correlações item-total (subescalas e escala completa) na amostra clínica.

PIPS	α	Item	M	DP	Correlação Item-total	Correlação item-fator	α (escala completa) se item removido	α (subescalas) se item removido
Escala Completa	.88							
		1	4.86	1.60	.70	.72	.87	.88
		2	5.04	1.50	.58	.57	.87	.89
		4	4.22	1.94	.67	.70	.87	.88
Evitamento	.89	5	5.06	1.45	.60	.61	.87	.89
		7	4.83	1.33	.57	.57	.87	.89
		8	4.85	1.53	.74	.74	.86	.88
		10	4.41	1.82	.74	.75	.86	.87
		11	4.89	1.48	.72	.75	.87	.87
		3	5.39	1.61	.48	.43	.88	.54
Fusão	.62	6	6.29	1.02	.38	.54	.88	.48
		9	5.79	1.33	.42	.32	.88	.61
		12	6.13	1.13	.32	.37	.89	.57

valor de α na escala completa, sendo que sua remoção levaria a uma ligeira melhoria da consistência interna da escala completa (que passaria a ser $\alpha = .89$). No entanto, a remoção do item 12 reduz o valor de α da subescala *fusão* (passando a ser de .57).

3.4. Fidedignidade teste-reteste

Para testar a validade temporal utilizou-se uma amostra não clínica de estudantes universitários (N=45), a quem se pediu para preencher a *PIPS* em dois momentos, com um intervalo de 4 semanas. Estes participantes não integraram nenhuma das restantes amostras

recolhidas. Os resultados obtidos revelaram uma estabilidade temporal aceitável, com correlações, significativas ($p \leq .001$) a variarem de moderadas a fortes, na escala total, e nas subescalas *evitamento* e *fusão* ($r = .57$; $r = .69$; $r = .50$, respetivamente). Quanto aos itens, no geral os valores obtidos foram satisfatórios, variando entre $r_{item12} = .32$ ($p < .05$) e $r_{item2} = .62$ ($p < .001$).

Com o objetivo de perceber a adequabilidade de englobar as amostras não clínicas numa mesma amostra não clínica global para a realização das análises estatísticas subsequentes, estudaram-se as diferenças entre estes grupos (e subgrupos: género). Assim avaliou-se em que medida estes grupos apresentam diferentes resultados na *PIPS*, bem como a presença de possíveis variáveis confundentes e também, em que medida a sua junção, numa mesma amostra, poderia diluir a variabilidade específica nos resultados na *PIPS*. Na sequência disto, nas análises levadas a cabo com populações não clínicas, optou-se por considerar a amostra não clínica total ($N=352$), ao invés de considerar separadamente a amostra de estudantes ($N=243$) e amostra da população geral ($N=109$), uma vez que testes de Mann-Whitney levados a cabo não identificaram diferenças entre estes dois grupos nos resultados da *PIPS* na escala completa ($U=13223.5$, $Z = -.023$, $p = .982$) e subescalas *evitamento* ($U=13195.5$, $Z = -.054$, $p = .957$) e *fusão* ($U=12970.0$, $Z = -.311$, $p = .756$). O mesmo se observou recorrendo a testes paramétricos (*t*-student). Também não se revelaram diferenças entre o género feminino ($n=277$) e o masculino ($n=74$) na amostra normal total na escala completa ($U=10164$, $Z = -.110$, $p = .913$) e subescalas *evitamento* ($U=10127$, $Z = -.157$, $p = .875$) e *fusão* ($U=9800$, $Z = -.580$, $p = .562$). Adicionalmente, dividindo a base de dados por género, com base no resultado de testes *t*-Student e *U* de Mann-Whitney, também não se observam diferenças estatisticamente significativas entre a amostra de estudantes e a amostra geral nos resultados da *PIPS* (género x tipo de amostra não clínica; estudante feminino $n=213$; geral feminino $n=64$; estudante

masculino $n=30$; geral masculino $n=64$), na escala completa, assim como nas subescalas. Isto é ilustrado, para o género feminino por resultados de testes t (respetivamente para o total e subescalas *evitamento* e *fusão*: $t_{(275)} = .322, p=.747$; $t_{(275)} = .642, p=.521$; $t_{(275)} = .350, p=.726$) e para o género masculino por resultados de testes U (respetivamente para o total e subescalas *evitamento* e *fusão* : $U=561.5, p = .278$; $U=541.0, p = .190$; $U=634.5, p=.778$; com recurso a testes paramétricos obtemos os mesmos resultados), os quais não revelaram diferenças nos resultados, nestes grupos, para qualquer dos resultados da *PIPS*.

3.5. Validade convergente e divergente

A validade convergente da *PIPS* é calculada através das correlações de Pearson com outros instrumentos que avaliam constructos relacionados, sendo estudada numa amostra clínica ($N=231$) e numa amostra não clínica ($N=352$), tal como é ilustrado na Tabela 4. Os resultados das análises de correlação revelam correlações significativas entre todas as associações em estudo, com a exceção da correlação entre a subescala *evitamento* (*PIPS*) e o traço *mindfulness* (*MAAS*) que, para além de muito baixa, não se revela significativa em nenhum dos grupos em estudo (clínico e não clínico), tal como se pode observar na Tabela 4.

Numa análise mais fina dos dados, pode verificar-se que o padrão de intercorrelações entre a escala completa e subescalas da *PIPS* na amostra não clínica está em linha com o obtido para a amostra clínica (todas as correlações se revelara positivas e grandes; tal como apresentado no ponto “3.3-Estudo das propriedades dos itens”), com a exceção da correlação entre as subescalas *evitamento* e *fusão* que, no grupo não clínico, se revelou positiva moderada (.47).

No geral observa-se que a *inflexibilidade psicológica na dor* (escala completa *PIPS*) evidencia correlações positivas moderadas com a *depressão*, *ansiedade* e *stress* (*EADS-21*), bem como com a *fusão cognitiva* geral (*CFQ-7*) no grupo clínico. No grupo não clínico, observa-se o mesmo padrão de magnitude e sentido das associações, com exceção da *ansiedade*

Tabela 4 Correlação entre a versão portuguesa da PIPS e outros instrumentos validados para a população portuguesa

	α		PIPS EC		PIPS ED		PIPS FD	
	C N=231	NC N=352	C N=231	NC N=352	C N=231	NC N=352	C N=231	NC N=352
Inflexibilidade psicológica na dor (PIPS EC)	.88	.87	1	1				
Evitamento da dor (PIPS)	.89	.87	.97**	.93**	1	1		
Fusão com a dor (PIPS)	.62	.75	.72**	.77**	.52**	.47**	1	1
Depressão (EADS-21)	.93	.85	.41**	.35**	.44**	.42**	.19*	.11*
Ansiedade (EADS-21)	.86	.86	.34**	.29**	.37**	.34**	.14*	.11*
Stress (EADS-21)	.90	.91	.35**	.34**	.38**	.38**	.14*	.15**
Mindfulness (MAAS)	.92	.88	-.17*	-.16**	-.20**	-.22**	-.02	.01
Autocompaixão (SCS-SF)	.87	.85	-.33**	-.37**	-.34**	-.42**	-.16*	-.14**
Fusão Cognitiva (CFQ)	.97	.94	.48**	.48**	.51**	.52**	.22**	.24**

Nota: IP= Inflexibilidade psicológica EADS-21= Escala de Ansiedade, Depressão e Stress – 21; MAAS=Escala de Atenção Plena Mindful; SCS-SF=Escala de Autocompaixão – Versão Curta; CFQ-7=Questionário de Fusão Cognitiva-7; α =alfa de Cronbach; C=Amostra clínica; NC=Amostra Não clínica; PIPS EC= PIPS Escala Completa; PIPS ED= PIPS Evitamento na Dor; PIPS F= PIPS Fusão com a Dor; DC=dor crónica; *p< .05, **p< .01.

(EADS-21), com a qual a *inflexibilidade psicológica* (PIPS) evidência ter uma correlação positiva pequena (.29). Por sua vez, a *inflexibilidade psicológica* (PIPS) revela associações negativas moderadas com a *autocompaixão* (SCS-SF) e correlações negativas pequenas com o traço *mindfulness* (MAAS), tal como se observa na Tabela 4. No que diz respeito ao *evitamento da dor* (PIPS), este revela associações moderadas positivas com a *depressão*, *ansiedade* e *stress* (EADS-21) e associações fortes positivas com a *fusão cognitiva* geral (CFQ-7). Por outro lado, o *evitamento* (PIPS) revela correlações negativas moderadas com a *autocompaixão* (SCS-SF) e correlações negativas pequenas com o traço *mindfulness* (MAAS), tal como ilustrado na Tabela 4. Não se observam diferenças entre os grupos clínico e não clínico no padrão de associações descritas anteriormente.

Por sua vez, a *fusão cognitiva* com a dor (PIPS) revela correlações positivas pequenas com a *depressão*, *ansiedade*, e *stress* (EADS-21), bem como com a *fusão cognitiva* geral

(*CFQ-7*) em ambos os grupos (clínico e não clínico). A *fusão* com a dor (*PIPS*) evidência também associações negativas pequenas com a *autocompaixão* (*SCS-SF*) e nulas com o traço *mindfulness* (*MAAS*), em ambos os grupos, tal como se pode observar na Tabela 4.

3.6. Estatística descritiva

A caracterização das variáveis em estudo foi levada a cabo através do recurso a medidas de tendência central, dispersão e localização, apresentadas na Tabela 6, relativamente aos valores obtidos na *PIPS* escala completa e nas subescalas, na amostra clínica e na amostra não clínica total. Os resultados encontrados evidenciaram, valores mais elevados na amostra clínica, face á não clínica total, tanto para a *PIPS* escala completa como para as subescalas, sugerindo que sujeitos com DC revelam maior tendência para estarem fusionados com a experiência de dor, maior grau de *evitamento* experiencial e maior nível de inflexibilidade psicológica relacionados com a dor, algo que está de acordo com o esperado.

3.7. Análises de regressão

As análises de regressão linear simples foram validadas tendo em conta os seguintes pressupostos: normalidade (através do teste *K-S* e dos valores de *Skewness* e de *Kurtosis*), homogeneidade (análise do gráfico de probabilidade normal) e independência dos resíduos (através da estatística de *Durbin-Watson*). As variáveis não se revelaram multicolineares (*VIF* < 5), sendo que a presença de multicolinearidade entre as variáveis foi analisada mediante o cálculo dos Fatores de Inflação da Variância (*Variance Inflation Fator - VIF*) (Field, 2009; Tabachnick & Fidell, 2013).

Para explorar a contribuição relativa da *inflexibilidade psicológica* (*PIPS*), do traço disposicional de *mindfulness* (*MAAS*) e da *autocompaixão* (*SCS-SF*) para a explicação dos sintomas depressivos, ansiosos e de *stress* optou-se pela análise de regressão linear múltipla, com seleção das variáveis pelo método *standard*, na amostra clínica.

A Tabela 5 apresenta o sumário dos modelos de regressão utilizados e permite observar que as variáveis predictoras produziram modelos significativos, ($F_{\text{Modelo1}} (3,227) = 100.520$, $p < .001$; $F_{\text{Modelo2}} (3,227) = 39.385$, $p < .001$); $F_{\text{Modelo3}} (3,227) = 63.460$, $p < .001$) e, globalmente, a *inflexibilidade psicológica na dor*, a *autocompaixão* e o *mindfulness* predizem 57.1% dos sintomas depressivos, 34.2% dos sintomas ansiosos e 45.6% do *stress*, na amostra em estudo. Uma análise mais detalhada permitiu verificar que as três VI's revelaram-se preditores

Tabela 5 *Análise de regressão linear múltipla standard da inflexibilidade psicológica na dor (PIPS), autocompaixão (SCS) e do mindfulness (MASS) na sintomatologia depressiva (DASS-21 Depressão), ansiosa (DASS-21 Ansiedade) e stress (DASS-21 Stress).*

Critério	Preditor	r	B	β	R	R ²	R ² Ajustado	F
Modelo 1			Const=19.574***		.755	.571	.565	100.520***
DASS-21 Depressão	PIPS12	.41***	.10***	.20				
	MAAS	-.49***	-.08***	-.22				
	SCS-SF	-.70***	-.37***	-.54				
Modelo 2			Const=14.371***		.585	.342	.334	39.385***
DASS-21 Ansiedade	PIPS12	.34***	.08***	.20				
	MAAS	-.46***	-.10***	-.30				
	SCS-SF	-.48***	-.17***	-.29				
Modelo 3			Const=20.248***		.675	.456	.449	63.460***
DASS-21 Stress	PIPS12	.35***	.07**	.16				
	MAAS	-.47***	-.08***	-.24				
	SCS-SF	-.62***	-.27***	-.46				

Nota: idade, estado civil, escolaridade, sono e duração da dor, foram testados como preditores nos três modelos (entrando em qualquer dos modelos num primeiro bloco), no entanto, uma vez que não atingiam significância estatística ($p < .05$) e/ou que apresentavam correlações baixas com as VD's ($r < .30$) foram removidos; r = coeficiente de correlação r de Pearson de cada VI com a VD do respetivo modelo; const= constante (ordenada na origem); * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

estatisticamente significativos, contribuindo de forma significativa para a predição dos sintomas psicopatológicos, avaliados pelo EADS-21. Ou seja, reportando-nos ao Modelo1, a *inflexibilidade psicológica na dor* explica 20%, a *autocompaixão* 54% e o *mindfulness* explica 22% da sintomatologia depressiva observada. Relativamente aos Modelos 2 e 3, a *inflexibilidade psicológica na dor* explica respetivamente 20% e 16%, a *autocompaixão* 29%

e 46% e o *mindfulness* 30% e 24%, dos sintomas ansiosos e de *stress*, respetivamente (c.f., Tabela 5).

3.8. Sensibilidade da PIPS

Para o estudo da sensibilidade da *PIPS*, realizaram-se comparações entre vários grupos populacionais quanto aos resultados obtidos na escala em estudo (total e fatores), nomeadamente, nas amostras não clínicas (população geral, população estudante), e amostra clínica total, caracterizadas nas Tabelas 1 e 2.

Tal como se pode constatar pela análise da Tabela 6, a pontuação média obtida na escala completa pelos indivíduos do grupo clínico ($M = 61.75$; $DP = 11.88$) é mais elevada que a obtida pelos indivíduos do grupo não clínico ($M = 42.26$; $DP = 12.33$). No que respeita às subescalas *evitamento* e *fusão*, os dados vão no mesmo sentido, observando-se que o grupo clínico obtém pontuações médias mais elevadas (respetivamente: $M = 38.16$, $DP = 9.65$; $M = 23.60$; $DP = 3.54$) do que o grupo não clínico (respetivamente: $M = 22.28$, $DP = 8.92$; $M = 19.98$; $DP = 5.28$). O mesmo padrão de resultados obtidos entre os dois grupos, para a escala completa e subescalas, é também, no geral, observado quando nos reportamos aos valores percentílicos (percentis 25, 50 e 75), mínimos e máximos, tal como mostra a Tabela 6. Também a comparação dos resultados obtidos na *PIPS* na amostra clínica ($N=231$) com os resultados das amostras que compõem a amostra não clínica separadamente, nomeadamente a amostra da população geral ($N=109$) e de estudantes ($N=243$), revelam o mesmo padrão de resultados. No caso do valor máximo, a única exceção é para o fator *fusão*, em que todas as amostras (clínica, não clínica, população geral e população estudante) apresentam o mesmo valor máximo (28; que corresponde também ao valor máximo atingível desta subescala). No que respeita aos valores de desvio padrão obtidos (Tabela 6), a amostra clínica ($N=231$) e a amostra não clínica ($N=352$) apresentam valores próximos para a escala completa (respetivamente 11.88 e 12.33)

Tabela 6 Médias (*M*), Alphas de Cronbach (*α*), Desvios-padrão (*DP*), Medianas (*Med*), valores Mínimos (*Mín*), Máximos (*Máx*) e percentis obtidos na PIPS, para a escala completa (*PIPS_T*) e subescalas evitamento na dor (*PIPS_E*) e fusão com a dor (*PIPS_F*), pelas amostras clínica e não clínica.

	PIPS	α	<i>M</i>	<i>DP</i>	<i>Med</i>	<i>Mín</i>	<i>Máx</i>	Percentil		
								25	50	75
Amostra Não Clínica (N=352)	PIPS_T	.866	42.26	12.33	42	12	82	35	42	50
	PIPS_E	.868	22.28	8.92	21	8	55	16	21	28
	PIPS_F	.750	19.98	5.28	21	4	28	17	21	24
Amostra Clínica (N=231)	PIPS_T	.882	61.75	11.88	62	31	84	53	62	71
	PIPS_E	.894	38.16	9.65	39	11	56	31	39	46
	PIPS_F	.620	23.60	3.54	24	12	28	21	24	26

e subescala *evitamento* (respetivamente 9.65 e 8.92), revelando maior diferença para a subescala *fusão* (respetivamente 3.54 e 5.28).

Os resultados obtidos na *PIPS* pelos grupos estudados (em termos de médias e medianas obtidas na escala completa, assim como nas duas subescalas, pelas amostras clínica, geral, estudante e não clínica total) foram comparados por intermédio de testes não-paramétricos (testes de Kruskal-Wallis e U de Mann-Whitney), atendendo ao não cumprimento do pressuposto da homogeneidade das variâncias (requisito para a utilização de testes paramétricos). Adicionalmente, recorreu-se também a testes paramétricos, mais potentes, para avaliar a existência de diferenças entre os grupos. Neste sentido, a comparação entre as medianas da amostra clínica (N=231) e não clínica (N=352), através de um teste de Mann-Whitney, revelou diferenças significativas entre os dois grupos ($p < .001$) para a escala completa e subescalas, tal como foi também observado posteriormente por intermédio de testes *t*-student ($p < .001$).

No que respeita à comparação entre as amostras clínica (N=352), geral (N=109) e estudante (N=243), um teste de Kruskal-Wallis revelou a existência de diferenças estatisticamente significativas entre os três grupos nas medianas obtidas para a escala completa e subescalas ($p < .001$). Comparações duas a duas levadas a cabo através de testes de Mann-

Whitney revelaram existir diferenças estatisticamente entre a amostra de estudantes (N=243) e a amostra clínica (N=231), bem como entre a amostra da população geral (N=109) e a amostra clínica (N=231), obtendo-se um valor de $p < .001$, quer para a escala completa quer para as duas subescalas (em ambas as comparações). Por sua vez, a comparação entre a amostra da população geral (N=109) e a amostra de estudantes (N=243), através de um teste de Mann-Whitney, não revelou diferenças estatisticamente significativas entre estes grupos, quer nos resultados da escala completa ($p = .982$), quer nos resultados da subescala *evitamento* ($p = .957$) e *fusão* ($p = .756$). Adicionalmente recorreu-se também a uma ANOVA com a opção teste *post hoc* de Bonferroni, teste paramétrico, mais sensível a diferenças entre grupos. Obtiveram-se os mesmos resultados obtidos nos testes não paramétricos efetuados, ou seja, diferenças estatisticamente significativas nas médias da escala total e subescalas entre a amostra clínica (N=231) e a amostra da população geral (N=109), bem como entre amostra clínica (N=231) e a amostra de estudantes (N=243), com um valor $p < .001$ para todas as comparações, mas não entre a amostra de estudantes (N=243) e a amostra da população geral (N=109), para os quais as diferenças entre as médias na escala completa e subescalas não se revelam significativas.

No sentido de avaliar a existência de diferenças de género nos resultados da *PIPS*, na amostra não clínica (N=352), recorreu-se a testes *t*-student. Os resultados obtidos não revelaram diferenças estatisticamente significativas entre as médias do género feminino (n=277) e masculino (n=74) no que diz respeito á escala completa ($p < .809$; $M_{\text{Feminino}} = 42.31$, $DP = 11.98$; $M_{\text{Masculino}} = 41.92$; $DP = 13.67$) e subescalas *evitamento* ($p < .801$; $M_{\text{Feminino}} = 22.19$, $DP = 8.81$; $M_{\text{Masculino}} = 22.49$, $DP = 9.38$) e *fusão* ($p < .322$; $M_{\text{Feminino}} = 20.12$, $DP = 5.13$; $M_{\text{Masculino}} = 19.43$, $DP = 5.86$).

Foram também avaliadas, na amostra clínica (N=231), diferenças nos resultados da *PIPS* entre o grupo de indivíduos com idades até aos 65 anos inclusive (n=216) e o grupo de

indivíduos com mais de 65 anos de idade ($n=14$) através de testes de Mann-Whitney, os quais não revelaram diferenças significativas na escala completa ($p = .414$), nem nas subescalas *evitamento* ($p = .405$) e *fusão* ($p = .771$).

4. Discussão e conclusões

A DC é uma condição prevalente na população Portuguesa, existindo ao longo dos últimos anos um crescente interesse na abordagem ACT neste âmbito. Esta abordagem enfatiza o papel da inflexibilidade psicológica (e dos processos que a sustentam, e.g., a fusão e o evitamento), na génese, curso e manutenção das dificuldades e limitações associadas aos quadros de DC. Neste sentido, é importante a existência de medidas validadas que avaliem constructos relevantes ACT no contexto específico da DC, como é o caso da *PIPS* (que visa avaliar a inflexibilidade psicológica na dor). Até ao presente não existe nenhuma validação da versão Portuguesa da *PIPS*, pelo que o objetivo principal deste estudo foi traduzir e validar a versão Portuguesa da *PIPS* e explorar as suas propriedades psicométricas, em amostras clínicas e não clínicas. Pretendeu-se também analisar a sensibilidade da medida e avaliar o seu contributo específico, face a outros constructos psicológicos conhecidos na literatura, na predição dos sintomas psicopatológicos.

Uma AFC levada a cabo numa amostra de DC corrobora a estrutura fatorial da versão original da *PIPS*, evidenciando um bom ajustamento global do modelo, após este ser respecificado de acordo com a associação dos erros dos itens evidenciando, no entanto, a menor robustez da subescala *fusão*, algo que é consistente com estudos anteriores (Barke et al., 2015; Rodero et al., 2013; Trompeter et al., 2014; Wicksell et al., 2008, 2010).

Mais especificamente, a escala total e a subescala *evitamento* revelam uma boa consistência interna (em termos de alfa de Cronbach, valores semelhantes aos revelados no estudo da versão original da escala por Wicksell e colaboradores, 2010) e validade de

constructo, i.e., existe validade convergente, discriminante e a escala evidência, no geral, validade fatorial, com a exceção do item 12 (subescala *fusão*, que revela um peso fatorial estandardizado e uma fiabilidade individual abaixo do que é considerado adequado). A subescala *evitamento* revela uma boa consistência interna e estar altamente relacionada com os itens que a compõem, sem que nenhum item esteja a contribuir para reduzir a sua consistência. Os itens desta subescala evidenciam também estar fortemente associados com o resultado total da *PIPS*. Relativamente à subescala *fusão*, esta revela uma consistência interna questionável (em termos de alfa de Cronbach, ligeiramente abaixo do valor reportado no estudo da versão original da escala por Wicksell e colaboradores, 2010 – o qual também se revela questionável) e, embora de forma significativa, revela-se apenas moderadamente relacionada com os itens que a compõem).

A subescala *fusão* revela também não possuir uma adequada validade discriminante, não estando assegurado que esta subescala capte fundamentalmente um aspeto distinto da *inflexibilidade psicológica na dor* (i.e., que avalie um constructo relacionado mas distinto do *evitamento*). Isto era expectável atendendo a, por um lado, revelar-se altamente relacionada com a subescala *evitamento* e, por outro lado, a revelar maioritariamente relações moderadas com os itens que a compõem. Tal sugere-nos que uma parte da variabilidade não explicada pela subescala *fusão* poderá ser imputada ao *evitamento*. Por sua vez, também a relação dos itens da subescala *fusão* com a escala total se revela moderada para todos os itens, observando-se também que nenhum dos itens prejudica a consistência interna desta subescala. Tal não se verifica em relação à escala total, em que se observa que a remoção do item 12 levaria a um ligeiro aumento da sua consistência interna (que ainda assim se manteria “boa”). No entanto, a remoção deste item baixaria a consistência da subescala *fusão* (que passa a “pobre”). De entre os 12 itens da escala, o item 12 corresponde ao item com a relação mais modesta com o resultado total (ainda assim moderada e significativa). Isto reflete-se no baixo peso fatorial e

fiabilidade individual do item 12 revelado pela AFC e constitui o único aspeto que pesa negativamente na validade fatorial da versão Portuguesa da *PIPS*. Atendendo a isto, foi testada uma versão alternativa da *PIPS* sem o item 12, a qual, apesar de revelar um bom ajustamento, de permitir ultrapassar algumas das limitações observadas na versão bi-fatorial de 12 itens (evidenciando validade discriminante e validade fatorial) e de se revelar ligeiramente mais invariante na população (melhor validação cruzada), não mostrou um ajustamento significativamente melhor do que a versão original (mais estudada), bem como, revelou piorar a consistência interna da subescala fusão (que passa de questionável a pobre) embora aumente ligeiramente a consistência interna da escala total *PIPS* (que se mantém boa).

A estabilidade temporal da *PIPS* revelou-se adequada (para a escala total e subescalas), com correlações significativas entre os dois momentos do preenchimento da escala (e de moderadas a fortes entre os itens), no entanto mais baixas do que as reportadas por Rodero e colaboradores (2013). Tal poderá justificar-se devido ao maior intervalo estabelecido no nosso estudo (4 semanas, enquanto Rodero e colaboradores reportam um intervalo entre 1 a 2 semanas), bem como por termos recorrido a uma amostra não clínica, enquanto Rodero e colaboradores recorreram a uma amostra clínica de Fibromialgia (2013).

A *PIPS* revela também associações positivas moderadas e significativas com constructos relacionados, que sustentam a sua validade convergente. Particularmente, tanto na amostra clínica como na amostra não clínica, no geral a escala total assim como a subescala *evitamento*, revelam correlações positivas moderadas (todas elas significativas) com os sintomas depressivos, ansiosos e de stresse (EADS-21), o que vai ao encontro daquilo que seria esperado e com o que é reportado na literatura (Bardeen & Fergus, 2016). Estudos de validação anteriores da *PIPS* vão no mesmo sentido, mas parecem revelar, no geral, correlações de maior magnitude (de moderadas a fortes, com a sintomatologia ansiosa e depressiva), no entanto o facto de recorrerem a um instrumento de avaliação diferente poderá estar na origem das

diferenças encontradas (Barke et al., 2015; Rodero et al., 2012; Wiksell et al., 2013). Por sua vez, a subescala *fusão com a dor* revelou (em ambas as amostras) correlações positivas significativas (embora baixas) com os sintomas psicopatológicos (depressão, ansiedade e *stress*), algo que está de acordo com o esperado e que foi também observado no estudo original da escala (Wicksell et al., 2010) e no estudo de validação Alemão (Barke et al., 2015).

Por sua vez, também a associação observada entre a *autocompaixão* e a *inflexibilidade psicológica*, bem como entre a *autocompaixão* e o *evitamento na dor*, se revelam significativas e vão no sentido esperado. Especificamente estes dados mostram que os indivíduos com DC que exibem níveis mais elevados de inflexibilidade psicológica e de evitamento da dor têm menor tendência a serem autocompassivos em relação ao seu próprio sofrimento (i.e. sentimento de carinho e cuidado em relação a si próprio, um reconhecimento de que o sofrimento e a dor fazem parte da condição humana, uma atitude de abertura, sensibilidade e disponibilidade perante o próprio sofrimento como vista ao seu alívio) em momentos de maior dor, algo que vai ao encontro da literatura (Marshall & Brockman, 2016). No mesmo sentido, também em linha com a literatura (Marshall & Brockman, 2016), a subescala *fusão* revela-se negativamente associada á autocompaixão, tal como era previsto, sugerindo que indivíduos mais fusionados com a sua dor tende a exibir menos atitude autocompassivas, revelando no entanto uma associação baixa, (mais baixa do que as associações usualmente encontradas na literatura em relação á fusão cognitiva geral, o que poderá sugerir que a fusão cognitiva especificamente com a dor não terá uma relação tão forte com a autocompaixão como a fusão cognitiva geral).

Por seu turno, em ambas as amostras, a *PIPS* revela correlações negativas significativas com o traço *mindfulness* (*MAAS*). Especificamente, estes dados mostram que níveis mais elevados de *inflexibilidade com a dor* se associam á menor capacidade de estar no presente, com atenção, sem reagir e sem ajuizar (*mindfulness*) e quando os sujeitos estão no presente,

em contato com a sua experiência imediata têm tendência a evitar menos essa experiência. Os dados obtidos evidenciam que os constructos são relacionados mas não se sobrepõem (evidenciando a adequada validade discriminante do da *PIPS*) e vão no sentido esperado estando em linha com estudos anteriores (Kabat-Zinn, 1982; Hayes, 2002; Masuda & Tully, 2012; Rodero, et al., 2013). Contudo, observa-se também que a subescala de *fusão* não se revela associada ao traço mindfulness, contrariamente ao que se verificou em estudos anteriores e ao que seria de esperar de acordo com a literatura (Rodero et al., 2013). Uma hipótese é que os itens da versão portuguesa não reflitam tanto este traço, como os da versão Espanhola. Futuras investigações devem responder a esta questão, estudando a correlação da subescala com outras medidas de mindfulness e incluído outro tipo de amostras de DC e da população geral.

A inflexibilidade psicológica, o evitamento experiencial e a fusão cognitiva com a dor (avaliados pela *PIPS*), com a sua experiência mostram-se relacionados positivamente com a *fusão cognitiva* geral, avaliada pela *CFQ*), evidenciando que sujeitos mais fusionados com a sua experiência, e cujo conteúdo verbal do pensamento controla excessiva e inapropriadamente os seus comportamentos, tendem também a apresentar maiores níveis de fusão com a dor e evitamento experiencial da dor, e assim, também maiores níveis de inflexibilidade psicológica na dor. Tal está de acordo com o previsto, sendo consistente com a literatura, uma vez que todos estes constructos estão relacionados do ponto de vista teórico e empírico no mesmo referencial (o modelo ACT) e no mesmo sentido (o da *inflexibilidade psicológica*) (Bardeen & Fergus, 2016; Hayes et al., 1999; Robinson et al., 2004). O facto de a *fusão cognitiva* geral apresentar correlações fortes com a subescala evitamento, enquanto apresenta correlações moderadas com a escala completa, parece ser facilmente compreensível, atendendo a que, enquanto na base da inflexibilidade psicológica estão um conjunto de seis processos (entre eles a fusão e o evitamento), na base do evitamento experiencial teoriza-se que esteja fundamentalmente um processo: a fusão cognitiva. No entanto, já o facto de se observarem

correlações baixas entre a subescala fusão com a dor e a fusão cognitiva geral parece, num primeiro momento, dificilmente conciliável com estes dados, a não ser colocando a hipótese de a explicação residir na pior robustez da subescala *fusão*, que falha em medir o constructo que visa medir (validade de constructo). Embora esta hipótese seja congruente com os dados obtidos (que apontam para a pior robustez desta subescala), uma hipótese alternativa é que para estes resultados tenha também contribuído o facto de a subescala *fusão* da PIPS visar medir apenas a fusão com a experiência de dor (distinguindo-a da fusão com outro tipo de experiência interna). A fusão com a dor, como constructo distinto (embora relacionado) da fusão cognitiva geral, poderá ou não surgir concomitantemente com a fusão cognitiva com outros eventos ou conteúdos da experiência interna (e vice-versa). Assim, para além de indivíduos que manifestem pontuações elevadas de fusão com a dor e simultaneamente pontuações elevadas de fusão cognitiva geral, é também expectável e.g., que se encontrem também indivíduos com pontuações baixas no que respeita á *fusão cognitiva com a dor (PIPS)* e simultaneamente pontuações elevadas no que respeita á fusão cognitiva geral (*CFQ-7*; evidenciando estarem muito fusionados com conteúdos associado a outras experiências), ou vice-versa. Assim estes dados podem ser encarados como um indicador de validade divergente da subescala de *fusão* da *PIPS*, ao mostrar correlações positivas baixas e significativas com um constructo relacionado, mas distinto.

A PIPS revelou boa sensibilidade, evidenciando capacidade de discriminar indivíduos de populações clínicas femininas heterogéneas de dor crónica de indivíduos da população normal (geral ou estudante). Os resultados mostram que a amostra clínica se distingue da não clínica nos valores médios obtidos para a escala completa e para ambas as subescalas. Embora este seja o primeiro estudo que compara os resultados obtidos na *PIPS* entre populações de DC e população geral, os resultados obtidos vão no mesmo sentido da literatura, que aponta para que indivíduos com DC revelem maior inflexibilidade psicológica do que os indivíduos da

população geral, estando mais fusionados com a sua experiência de dor e, neste sentido, a debaterem-se mais com a dor esta no sentido de a tentar controlar, apresentando maiores níveis de evitamento experiencial (Robinson et al., 2004).

Na amostra não clínica os resultados obtidos na PIPS não revelaram diferenças por género, evidenciando que em indivíduos da população geral masculinos e femininos não se diferenciam ao nível da inflexibilidade psicológica na dor, não revelando diferenças ao nível da fusão nem de evitamento da dor. Estes dados são consistentes com estudos anteriores, os quais reportaram correlações nulas, muito baixas, ou não significativas entre os resultados na *PIPS* e a variável género em amostras clínicas (Barke et al., 2015; Wicksell et al., 2010). Estes dados sugerem que, embora com precaução, os resultados obtidos na PIPS na nossa amostra clínica (exclusivamente feminina), podem ser extrapolados para o género masculino, requerendo, no entanto, mais estudos para apurar a adequabilidade da sua aplicação a amostras masculinas de DC.

Recorrendo a procedimentos estatísticos de análise de regressão múltipla *standard* e calculando três equações de regressão, observámos que a *flexibilidade psicológica na dor* (avaliada pela *PIPS*) revela ser um preditor significativo da sintomatologia psicopatológica (*depressão, ansiedade e stress*, avaliados pelo EADS-21), revelando dar um contributo distinto e significativo para a predição desta sintomatologia, mesmo quando são considerados outros constructos bem conhecidos na literatura: o *mindfulness* (*MAAS*; Gregório & Pinto-Gouveia, 2013; Hofmann, Sawyer, Witt, & Oh, 2010) e a *autocompaixão* (*SCS-SF*; Castilho, Pinto-Gouveia & Duarte, 2015; Gilbert & Procter, 2006; Neff & Germer, 2012). Especificamente, a *flexibilidade psicológica na dor* revela explicar significativamente a variabilidade nos sintomas depressivos no grupo de pacientes com dor crónica. Mesmo equacionando o peso explicativo simultâneo de outros dois preditores robustos apontados pela literatura (o *mindfulness* e a *autocompaixão*), a *PIPS* revela acrescentar um contributo distinto ao total de variância

explicada por estes, contribuindo de forma significativa e distinta para a explicação dos sintomas depressivo. O mesmo se observa em relação aos sintomas de ansiedade e *stress*. Tal confirma o poder preditivo da PIPS e sugere a relevância da sua utilização no contexto da dor crónica, bem como a importância do contributo adicional fornecido pela *inflexibilidade psicológica na dor* na predição de sintomas psicopatológicos associados (e a sua não sobreposição aos constructos de mindfulness e de autocompaixão).

Estes dados sustentam também a pertinência de abordagens mais integradoras, tal como a ACT se tem mostrado nos últimos anos, procurando integrar contributos relevantes na compreensão do sofrimento humano (e do seu alívio) provenientes de diferentes abordagens, mesmo que originalmente desenvolvidos fora do campo da ciência contextual (o que é coerente com as suas raízes filosóficas), como é o caso da *autocompaixão* (Marshall & Brockman, 2016; Tirch, Schoendorff, & Silberstein, 2014). Nesta linha tem surgido já alguns estudos que sustentam a integração do constructo de autocompaixão na abordagem ACT, sugerindo que tal poderá contribuir para melhorar os resultados das intervenções (Marshall & Brockman, 2016; Neff & Tirch, 2013; Tirch, Schoendorff, & Silberstein, 2014).

Um outro dado observado foi, no geral, a semelhança encontrada entre a amostra clínica e normal, no que respeita ao padrão de correlações da PIPS (em termos de significância, magnitude e direção) com os restantes instrumentos (subescalas da EADS-21, CFQ-7, MAAS e SCS-SF). Isto sugere que as associações observadas entre estas variáveis seja algo transversal ao funcionamento humano e não apenas próprio disfuncionamento associado á dor crónica, o que está em linha com a visão ACT acerca da “normalidade” e da “patologia” e da natureza do sofrimento humano, e tem como implicações a relevância preventiva de se atuar na promoção do lado salutar destas variáveis em indivíduos da população geral (Hayes et al., 1999).

O presente estudo revela um conjunto de limitações. Em primeiro lugar a amostra clínica que integrou o nosso estudo é composta exclusivamente por indivíduos do género

feminino e o diagnóstico mais prevalente é o de fibromialgia. Estudos posteriores, devem também estudar a *PIPS* em amostras de dor crónica masculinas, em diferentes quadros de dor, bem como em amostras mais heterogéneas de dor. Uma outra limitação prende-se com o facto de a amostra clínica ser recrutada exclusivamente via eletrónica e divulgada apenas por associações de dor crónica. Tal poderá ter enviesado a amostra, excluindo indivíduos menos familiarizados com as novas tecnologias de informação e indivíduos que não façam parte de nenhuma destas associações de dor. Deste modo estudos futuros devem também recolher e compara a amostra recolhida presencialmente, em papel, e *online*. Também o facto de o nosso estudo ser transversal coloca limitações á inferência do sentido da causalidade das relações entre variáveis da sua interação. Investigação posterior deverá também estudar estas variáveis (e a sua interação) longitudinalmente, em grupos clínicos e não clínicos. A estabilidade temporal foi avaliada numa amostra de estudantes, sendo que, próximos estudos devem avaliar também a estabilidade da medida numa amostra de dor crónica. Adicionalmente, deve também ser estudada futuramente a validade convergente da medida (especialmente da subescala *fusão*) recorrendo a outros instrumentos relevantes validados para a população portuguesa.

Em conclusão, a versão portuguesa da *PIPS* apresentou no geral boas propriedades psicométricas e corroborou a estrutura fatorial original da escala, revelou ser uma medida robusta e adequada para avaliar a inflexibilidade psicológica na dor e o evitamento experiencial, evidenciando ser uma medida válida e fidedigna. A versão portuguesa da *PIPS* evidência também ter sensibilidade, revelando discriminar indivíduos da população geral de indivíduos com dor crónica do género feminino, mostrando também que a inflexibilidade psicológica na dor constitui um preditor robusto de sintomatologia depressiva, ansiosa e *stress*, e revela fornecer explicação adicional a outros constructos vem estabelecidos na predição desta sintomatologia. Os dados fornecem também suporte adicional á literatura que aponta para que considerar no modelo ACT constructos como a autocompaixão e o mindfulness podem

incrementar a eficácia das intervenções. Como fragilidades da PIPS, os dados revelam a menor robustez da subescala de *fusão cognitiva* e globalmente parecem apontar para que, no contexto de uma intervenção ACT na dor crónica, apesar da pertinência de se avaliar a fusão especificamente com a dor (através da subescala *fusão* da PIPS), estes dados (relativos à fusão com a dor) ganham um maior alcance se acompanhados de dados provenientes de uma medida geral de fusão cognitiva. Tal permite avaliar o peso relativo de cada uma (*fusão* com a dor e *fusão* geral) no evitamento experiencial e ajustar os protocolos de intervenção nesse sentido. Neste sentido, estudos futuros devem avaliar a relação existente entre medidas específicas e gerais de fusão cognitiva e as vantagens, utilidades e limitações de se considerarem simultaneamente medidas gerais e específicas de fusão cognitiva na construção de um novo instrumento, ou na elaboração de um protocolo de avaliação com vários instrumentos.

Assim, a PIPS constitui uma importante ferramenta disponível, sobretudo para avaliar processos ACT específicos no contexto da DC em Portugal.

Referências

- American Psychological Association (APA). (n.d.). Acceptance and Commitment Therapy for Chronic Pain | Society of Clinical Psychology. Retrieved September 1, 2017, from <https://www.div12.org/psychological-treatments/disorders/chronic-or-persistent-pain/acceptance-and-commitment-therapy-for-chronic-pain/>
- Azevedo, L. F., Costa-Pereira, A., Mendonça, L., Dias, C. C., & Castro-Lopes, J. M. (2012). Epidemiology of chronic pain: a population-based nationwide study on its prevalence, characteristics and associated disability in Portugal. *The journal of pain, 13*(8), 773-783. doi:10.1016/j.jpain.2012.05.012
- Azevedo, L. F., Costa-Pereira, A., Mendonça, L., Dias, C. C., & Castro-Lopes, J. M. (2014). The economic impact of chronic pain: a nationwide population-based cost-of-illness study in Portugal. *The European Journal of Health Economics, 17*(1), 87-98. doi:10.1007/s10198-014-0659-4
- Bond, F. W. (2011). Preliminary Psychometric Properties of the Acceptance and Action Questionnaire–II: A Revised Measure of Psychological Inflexibility and Experiential Avoidance. *Behavior Therapy, 42*(4), 676-688. doi:10.1016/j.beth.2011.03.007
- Bardeen, J. R., & Fergus, T. A. (2016). The interactive effect of cognitive fusion and experiential avoidance on anxiety, depression, stress and posttraumatic stress symptoms. *Journal of Contextual Behavioral Science, 5*(1), 1-6. doi:10.1016/j.jcbs.2016.02.002
- Barke, A., Riecke, J., Rief, W., & Glombiewski, J. A. (2015). The Psychological Inflexibility in Pain Scale (PIPS)–validation, factor structure and comparison to the Chronic Pain Acceptance Questionnaire (CPAQ) and other validated measures in German chronic back pain patients. *BMC musculoskeletal disorders, 16*(1), 171. doi:10.1186/s12891-015-0641-z

- Branco, J. C., Bannwarth, B., Failde, I., Carbonell, J. A., Blotman, F., Spaeth, M., ... Matucci-Cerinic, M. (2010). Prevalence of Fibromyalgia: A Survey in Five European Countries. *Seminars in Arthritis and Rheumatism*, 39(6), 448-453.
doi:10.1016/j.semarthrit.2008.12.003
- Branco, J. C., Rodrigues, A. M., Gouveia, N., Eusébio, M., Ramiro, S., Machado, P. M., ... Canhão, H. (2016). Prevalence of rheumatic and musculoskeletal diseases and their impact on health-related quality of life, physical function and mental health in Portugal: results from EpiReumaPt– a national health survey. *RMD Open*, 2(1), e000166. doi:10.1136/rmdopen-2015-000166
- Browne, M. W. (2000). Cross-validation methods. *Journal of mathematical psychology*, 44(1), 108-132. doi:10.1016/j.jpain.2012.05.012
- Brown, K. W., & Ryan, R. M. (2003). The benefits of being present: Mindfulness and its role in psychological well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 84(4), 822-848. doi:10.1037/0022-3514.84.4.822
- Castilho, P., Pinto-Gouveia, J., & Duarte, J. (2015). Evaluating the Multifactor Structure of the Long and Short Versions of the Self-Compassion Scale in a Clinical Sample. *Journal of Clinical Psychology*, 71(9), 856-870. doi:10.1002/jclp.22187
- Cederberg, J. T., Cernvall, M., Dahl, J., Von Essen, L., & Ljungman, G. (2015). Acceptance as a Mediator for Change in Acceptance and Commitment Therapy for Persons with Chronic Pain? *International Journal of Behavioral Medicine*, 23(1), 21-29.
doi:10.1007/s12529-015-9494-y
- Cohen, J., Cohen, P., West, G., & Aiken, S. (2003). *Applied multiple regression/correlation analysis for the behavioral sciences* (3rd ed.). Mahwah, NJ: Erlbaum.

- Costa, J., & Pinto-Gouveia, J. (2013). Experiential avoidance and self-compassion in chronic pain. *Journal of Applied Social Psychology, 43*(8), 1578-1591.
doi:10.1111/jasp.12107
- Costa, J., Pinto-Gouveia, J., & Marôco, J. (2014). Pain Related Catastrophizing on Physical Limitation in Rheumatoid Arthritis Patients. Is Acceptance Important? *Spanish Journal of Psychology, 17*, 1-13. doi:10.1017/sjp.2014.28
- Dahl, J. A., Wilson, K., Luciano, C., & Hayes, S. (2005). *Acceptance and commitment therapy for chronic pain*. Oakland, CA: New Harbinger Publications, Inc.
- Ehde, D. M., Dillworth, T. M., & Turner, J. A. (2014). Cognitive-behavioral therapy for individuals with chronic pain: Efficacy, innovations, and directions for research. *American Psychologist, 69*(2), 153-166. doi:10.1037/a0035747
- Field, A. (2009). *Discovering statistics using SPSS* (3rd ed.). London: Sage publications Ltd.
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating Structural Equation Models with Unobservable Variables and Measurement Error. *Journal of Marketing Research, 18*(1), 39-50. doi:10.2307/3151312
- Gilbert, P., & Procter, S. (2006). Compassionate mind training for people with high shame and self-criticism: overview and pilot study of a group therapy approach. *Clinical Psychology & Psychotherapy, 13*(6), 353-379. doi:10.1002/cpp.507
- Gillanders, D. T., Bolderston, H., Bond, F. W., Dempster, M., Flaxman, P. E., Campbell, L., ... Remington, B. (2014). The Development and Initial Validation of the Cognitive Fusion Questionnaire. *Behavior Therapy, 45*(1), 83-101.
doi:10.1016/j.beth.2013.09.001
- Gregório, S., & Pinto-Gouveia, J. (2013). Mindful Attention and Awareness: Relationships with Psychopathology and Emotion Regulation. *The Spanish Journal of Psychology, 16*, e79, 1-10. doi:10.1017/sjp.2013.79

- Hann, K. E., & McCracken, L. M. (2014). A systematic review of randomized controlled trials of Acceptance and Commitment Therapy for adults with chronic pain: Outcome domains, design quality, and efficacy. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 3(4), 217-227. doi:10.1016/j.jcbs.2014.10.001
- Hayes, S. C. (2002). Acceptance, Mindfulness, and Science. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 9(1), 101-106. doi:10.1093/clipsy/9.1.101
- Hayes, S. C. (2004). Acceptance and commitment therapy, relational frame theory, and the third wave of behavioral and cognitive therapies. *Behavior Therapy*, 35(4), 639-665. doi:10.1016/s0005-7894(04)80013-3
- Hayes, S.C., Strosahl, K.D., & Wilson, K.G. (1999). *Acceptance and Commitment Therapy. An experiential approach to behavior change*. New York: Guilford.
- Hofmann, S. G., Sawyer, A. T., Witt, A. A., & Oh, D. (2010). The effect of mindfulness-based therapy on anxiety and depression: A meta-analytic review. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 78(2), 169-183. doi:10.1037/a0018555
- Hooper, N., & Larsson, A. (2015). Pain. In *The Research Journey of Acceptance and Commitment Therapy (ACT)* (pp. 98-115). Basingstoke, United Kingdom: Palgrave Macmillan.
- Kabat-Zinn, J. (1982). An outpatient program in behavioral medicine for chronic pain patients based on the practice of mindfulness meditation: Theoretical considerations and preliminary results. *General hospital psychiatry*, 4(1), 33-47.
- Kline, R. B. (1998). Software Review: Software Programs for Structural Equation Modeling: Amos, EQS, and LISREL. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 16(4), 343-364. doi:10.1177/073428299801600407
- Lovibond, P., & Lovibond, S. (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(3), 335-343. doi:10.1016/0005-7967(94)00075-u
- Marôco, J. (2010). *Análise de equações estruturais: Fundamentos teóricos, software e aplicações*. Lisboa: ReportNumber, Lda.
- Marshall, E., & Brockman, R. N. (2016). The Relationships Between Psychological Flexibility, Self-Compassion, and Emotional Well-Being. *Journal of Cognitive Psychotherapy*, 30(1), 60-72. doi:10.1891/0889-8391.30.1.60
- Masuda, A., & Tully, E. C. (2012). The role of mindfulness and psychological flexibility in somatization, depression, anxiety, and general psychological distress in a nonclinical college sample. *Journal of Evidence-Based Complementary & Alternative Medicine*, 17(1), 66-71.
- McCracken, L. M., & Vowles, K. E. (2014). Acceptance and commitment therapy and mindfulness for chronic pain: Model, process, and progress. *American Psychologist*, 69(2), 178. doi:10.1037/a0035623
- McCracken, L. M., Vowles, K. E., & Eccleston, C. (2004). Acceptance of chronic pain: component analysis and a revised assessment method. *Pain*, 107(1), 159-166. doi:10.1016/j.pain.2003.10.012
- Neff, K. D., & Germer, C. K. (2012). A Pilot Study and Randomized Controlled Trial of the Mindful Self-Compassion Program. *Journal of Clinical Psychology*, 69(1), 28-44. doi:10.1002/jclp.21923
- Neff, K., & Tirch, D. (2013). Self-compassion and ACT. In T. B. Kashdan & J. Ciarrochi (Eds.), *Mindfulness, acceptance, and positive psychology: The seven foundations of well-being*(pp. 78-106). Oakland, CA: Context Press.
- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric theory*. New York: McGraw-Hill.

- Raes, F., Pommier, E., Neff, K. D., & Van Gucht, D. (2011). Construction and factorial validation of a short form of the Self-Compassion Scale. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 18(3), 250-255. doi:10.1002/cpp.702
- Robinson, P., Wicksell, R., & Olsson, G. (2004). ACT with Chronic Pain Patients. In S. C. Hayes & K. Strosahl (Eds.), *A practical guide to acceptance and commitment therapy* (pp. 315-345). New York, NY: Springer.
- Rodero, B., Pereira, J. P., Pérez-Yus, M. C., Casanueva, B., Serrano-Blanco, A., da Cunha Ribeiro, M. J. R., & Garcia-Campayo, J. (2013). Validation of a Spanish version of the psychological inflexibility in pain scale (PIPS) and an evaluation of its relation with acceptance of pain and mindfulness in sample of persons with fibromyalgia. *Health and quality of life outcomes*, 11(1), 62. doi:10.1186/1477-7525-11-62
- Ruiz, F. J. (2010). A review of Acceptance and Commitment Therapy (ACT) empirical evidence: Correlational, experimental psychopathology, component and outcome studies. *Revista Internacional de Psicología y Terapia Psicológica*, 10(1), 125-162.
- Sturgeon, J. (2014). Psychological therapies for the management of chronic pain. *Psychology Research and Behavior Management*, 7, 115-124. doi:10.2147/prbm.s44762
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2013). *Using Multivariate Statistics* (6th ed.). Boston: Pearson Education, Inc.
- Tirch, D. D., Schoendorff, B., & Silberstein, L. R. (2014). *The ACT practitioner's guide to the science of compassion: Tools for fostering psychological flexibility*. Oakland, CA: New Harbinger Publications, Inc..
- Trompetter, H. R., Bohlmeijer, E. T., Van Baalen, B., Kleen, M., Köke, A., Reneman, M., & Schreurs, K. M. (2014). The Psychological Inflexibility in Pain Scale (PIPS): Exploration of psychometric properties in a heterogeneous chronic pain sample.

European Journal of Psychological Assessment, 30(4), 289-295. doi:10.1027/1015-5759/a000191

Veehof, M. M., Oskam, M., Schreurs, K. M., & Bohlmeijer, E. T. (2011). Acceptance-based interventions for the treatment of chronic pain: A systematic review and meta-analysis. *Pain*, 152(3), 533-542. doi:10.1016/j.pain.2010.11.002

Vowles, K. E., Sowden, G., & Ashworth, J. (2014). A Comprehensive Examination of the Model Underlying Acceptance and Commitment Therapy for Chronic Pain. *Behavior Therapy*, 45(3), 390-401. doi:10.1016/j.beth.2013.12.009

Wicksell, R. K., Kemani, M., Jensen, K., Kosek, E., Kadetoff, D., Sorjonen, K., Ingvar, M., & Olsson, G. L. (2013). Acceptance and commitment therapy for fibromyalgia: A randomized controlled trial. *European Journal of Pain*, 17(4), 599-611. doi:10.1002/j.1532-2149.2012.00224.x

Wicksell, R. K., Lekander, M., Sorjonen, K., & Olsson, G. L. (2010). The Psychological Inflexibility in Pain Scale (PIPS)—statistical properties and model fit of an instrument to assess change processes in pain related disability. *European Journal of Pain*, 14(7), 771-e14. doi:10.1016/j.ejpain.2009.11.015

Wicksell, R. K., Olsson, G. L., & Hayes, S. C. (2010). Psychological flexibility as a mediator of improvement in Acceptance and Commitment Therapy for patients with chronic pain following whiplash. *European Journal of Pain*, 14(10), 1059.e1-1059.e11. doi:10.1016/j.ejpain.2010.05.001

Wicksell, R. K., Renöfält, J., Olsson, G. L., Bond, F. W., & Melin, L. (2008). Avoidance and cognitive fusion—central components in pain related disability? Development and preliminary validation of the Psychological Inflexibility in Pain Scale (PIPS). *European Journal of Pain*, 12(4), 491-500. doi:10.1016/j.ejpain.2007.08.003

- Williams, A. C., Eccleston, C., & Morley, S. (2012). Psychological therapies for the management of chronic pain (excluding headache) in adults. *Cochrane Database of Systematic Reviews*, (11), 1-83. doi:10.1002/14651858.cd007407.pub3
- Yu, L., & McCracken, L. M. (2016). Model and Processes of Acceptance and Commitment Therapy (ACT) for Chronic Pain Including a Closer Look at the Self. *Current Pain and Headache Reports*, 20(2), 1-12. doi:10.1007/s11916-016-0541-4

Anexos

Anexo A – Autorização dos autores originais para a adaptação da PIPS.

22/09/2017

Email – marco.jsm@hotmail.com

Re: Permission to translate and validate the Psychological Inflexibility in Pain Scale in a Portuguese sample of chronic pain patients.

Rikard Wicksell <rikard.wicksell@karolinska.se>

ter 24/01/2017 20:00

Para: marco martins <marco.jsm@hotmail.com>;
Cc: Rikard.Wicksell@ki.se <Rikard.Wicksell@ki.se>;

Dear Marco,

Thank you for your email and interest in this field research. You are most welcome to use the PIPS for translation, validation and further research and/or clinical use.

Let me know if we can assist you in any way, or if you are interested in a collaboration between our research groups, we have several PhD

students working on studies on acceptance and pain. Good luck and please let me know about your progress. Best,
Rikard

Skickat från min iPhone

24 jan. 2017 kl. 16:42 skrev marco [martins <marco.jsm@hotmail.com>](mailto:marco.jsm@hotmail.com):

Dear Professor Rikard Wicksell,

My name is Marco Jorge da Silva Martins, I'm a master degree student affiliated to CINEICC, University of Coimbra, and I am working in the development of an acceptance and mindfulness-based program for chronic pain patients in Portugal. I came across the Psychological Inflexibility in Pain Scale and I am very interested in exploring its psychometric properties in a Portuguese sample of chronic pain patients. I have reviewed literature on this subject and unfortunately I did not find a Portuguese validation study of Psychological Inflexibility in Pain Scale. I think the validation of Psychological Inflexibility in Pain Scale for Portuguese will be a valid contribution and will make it possible for Portuguese researchers to better study cognitive and emotional aspects of pain anxiety.

Therefore, I would like to ask your permission to translate and validate Psychological Inflexibility in Pain Scale in a Portuguese sample of chronic pain patients, as part of the studies of my master's degree thesis (which is supervised by Professor Dr. Paula Castilho).

<https://outlook.live.com/owa/?path=/mail/inbox/rp>
1/1

Anexo B – Consentimento Informado

Projeto de Investigação

O presente estudo realiza-se no Centro de Investigação do Núcleo de Estudos e Intervenção Cognitivo-Comportamental (CINEICC) da Faculdade de Psicologia e Ciências da Educação da Universidade de Coimbra (FPCEUC).

O objetivo deste estudo é contribuir para a investigação de estratégias de intervenção no que diz respeito à Dor Crónica em Portugal. Mais especificamente, estamos interessados em estudar e adaptar instrumentos de medida para a população portuguesa que avaliem aspetos relevantes associados à Dor Crónica e ao Controlo Atencional, e que possam ser também usados como critério de avaliação de eficácia de intervenções terapêuticas inovadoras neste âmbito.

Dado o carácter inovador do estudo, a sua participação é de crucial importância, consistindo no preenchimento de alguns questionários tendo em conta as instruções que acompanham cada um deles.

Deste modo, solicitamos que **não deixe nenhuma questão por responder**, dado que tal invalidaria todas as suas restantes respostas e a própria investigação. Não existem respostas certas ou erradas, apenas pretendemos que responda da forma a mais sincera e espontânea possível. A sua **participação é voluntária, podendo desistir a qualquer momento se assim o entender** e os questionários são **anónimos e confidenciais**, sendo os dados usados única e exclusivamente para fins de investigação.

Assim, a equipa de investigação compromete-se a:

- a) Garantir a total confidencialidade dos dados fornecidos pelos (as) participantes;
- b) Utilizar os dados fornecidos pelos (as) participantes estritamente para fins de investigação;
- c) Em qualquer momento poderá desistir da sua participação, sem que essa decisão implique qualquer contingência ou qualquer outro prejuízo;
- d) Prestar o esclarecimento sobre quaisquer dúvidas acerca da investigação, em qualquer momento.

Desde já declaro que:

Aceito participar no estudo

Não aceito participar no estudo

Muito obrigado pela sua participação!

Os investigadores

António Morais Diz (a.morais.diz@sapo.pt)

Marco Silva Martins (marco.ism@hotmail.com)