



UC/FPCE – 2017

Universidade de Coimbra
Faculdade de Psicologia e de Ciências da Educação

Estrutura factorial e validação da Escala de Controlo Atencional

António Diz
(e-mail: uc2012121459@student.uc.pt)

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

Estrutura factorial e validação da Escala de Controlo Atencional

António José Morais Diz

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



À Lou

O suporte de uma vida.

A alegria, a sagesa, a capacidade de trabalho, a resiliência, o desejo insaciável de saber, a
aceitação das adversidades e a compaixão.

Referencial que me acompanhou (acompanha) nesta procura de conhecer o Homem.

Os que amei onde estão? Idos, dispersos,

Arrastados no giro dos tufões,

Levados, como em sonho, entre visões,

Na fuga, no ruir dos universos ...

(Antero de Quental).

Agradecimentos

À minha família.

Em especial aos meus filhos Ricardo e Miguel, que desde o primeiro minuto não só aceitaram, como incentivaram a minha decisão de retornar à Universidade. Também por relevarem o tempo em que não estive presente “porque tinha que estudar”.

Ao meu irmão Henrique, base segura apesar de preocupado com a “mudança radical” de actividade e área de conhecimento.

Aos meus pais cuja clarividência e sacrifício me permitiram estudar.

À Professora Doutora Paula Castilho pela sua orientação que me conduziu à descoberta e me centrou no objectivo.

À Dra. Margarida Robalo pelos comentários à tradução da escala e pelas palavras certas nos momentos de hesitação.

Ao Dr. Nuno Carrilho pela forma como me acolheu na sua equipa. À Ana, à Catarina, à Filomena e à Raquel pelo apoio e aceitação.

Ao Dr. Sérgio Carvalho e à Dra. Lara Palmeira pela ajuda no tratamento estatístico.

Sem vós este trabalho não teria sido possível.

Agradeço especialmente a colaboração da Associação de Fibromialgia e Doenças Crónicas de Barcelos (PAAVF), da Associação de Pacientes com Fibromialgia (APDF) e da Associação Nacional Contra a Fibromialgia e Fadiga Crónica (Myos).

Nota introdutória

No dia a dia somos inundados com uma catadupa de estímulos exteriores, sejam auditivos, visuais, olfactivos, ou de outra natureza e que são percussores de padrões de acção (e.g. olhar no sentido de um ruído), podendo ser incompatíveis entre si, ou gerarem conflito e luta em relação a objectivos e valores de vida. Perante este desafio com a forma de lidar é preciso inibir ou tomar a decisão de não executar determinados padrões de resposta, mas isto implica tempo. De facto, não processamos todos os estímulos, sendo por isso fundamental para a experiência a presença de um processo básico, de filtro, a que chamamos atenção. Este mecanismo de filtragem em que um estímulo é retido e processado em detrimento de outros que competem com ele possui dois caminhos diferentes. Um caminho automático com impacto sobretudo nas acções a estímulos relacionados com ameaças à sobrevivência, e outro caminho que exige a tomada de consciência e de decisão e que, por isso, confirma ou inibe essas acções. Este segundo mecanismo faz parte do que se designa por sistema de controlo atencional.

A atenção e os mecanismos relacionados com enviesamentos no processamento emocional têm vindo a ser estudados, sobretudo o seu contributo para a psicopatologia e sua manutenção (Wells, 2004). Os enviesamentos atencionais relacionados com a psicopatologia (ansiedade, depressão) perpetuam os sintomas psicopatológicos pelo reforço de processos cognitivos e emocionais, inerentes ao medo e sistema de defesa-ameaça (e.g. se um indivíduo estiver ansioso está mais atento aos sinais de ameaça, que por si só contribuem para a manutenção da resposta ansiosa). Estudos recentes têm demonstrado que a atenção tem impacto na dor crónica através de tentativas de controlo, supressão e de fusão cognitiva, e que os doentes com dor crónica apresentam défices atencionais. Com a emergência de terapias cognitivo-contextuais a literatura tem mostrado que programas baseados no *mindfulness* são benéficos para doentes com dor crónica (e.g. MBSR; Kabat-Zinn, 1979), em que os doentes

melhoram na forma como percebem a dor, diminuem a ansiedade e *stress* que experienciam, com incremento na qualidade de vida e sensação de bem estar.

Com efeito, medir o controlo atencional revela-se importante para a compreensão dos mecanismos associados ao afecto negativo e por oposição ao afecto positivo e flexibilidade psicológica. Esta dissertação pretende contribuir para uma melhor compreensão sobre a atenção e seus mecanismos em termos de avaliação e psicométrica, em que o objectivo principal se prende com a validação para a população portuguesa da medida de controlo atencional, em duas amostras (não clínica e clínica, com doentes com dor crónica).

Apesar da extensa literatura associada ao papel da atenção (e seus mecanismos) para a vulnerabilidade e manutenção da psicopatologia e condições médicas de saúde, continua a ser necessário e premente a existência de medidas que avaliem com rigor o processamento atencional e o seu contributo para as dificuldades manifestadas por certas populações clínicas (e.g., dor crónica). Acresce a esta realidade o contexto português, em que não existem medidas validadas no que concerne à dor crónica.

Índice

| | |
|--|-----------|
| Resumo | 2 |
| Abstract | 3 |
| Introdução..... | 4 |
| A versão portuguesa da Escala de Controlo Atencional (ACS)..... | 8 |
| Estudo 1: análise factorial exploratória | 9 |
| Estudo 2: análise factorial confirmatória..... | 14 |
| Propriedades dos itens e consistência interna da ACS | 19 |
| Fidedignidade teste-reteste | 21 |
| Validade convergente e divergente | 22 |
| Análise de regressão | 25 |
| Discussão | 27 |
| Conclusão | 30 |
| Referências bibliográficas..... | 31 |
| Anexo 1 – folha de rosto..... | 37 |
| Anexo 2 – ACS versão portuguesa..... | 38 |

ARTIGO

Diz, A., Carvalho, S., Castilho, P. (2017). *Estudo da dimensionalidade e propriedades psicométricas da Escala de Controlo Atencional numa amostra clínica a não clínica*

Manuscrito para publicação na revista Mindfulness

**Estudo da dimensionalidade e propriedades psicométricas da Escala de Controlo
Atencional (ACS) numa amostra clínica e não clínica**

Autores

António Diz¹

Sérgio Carvalho, Dr²

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

Filiação

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

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

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

Paula Castilho

Faculdade de Psicologia e de Ciências de Educação Universidade de Coimbra

Rua do Colégio Novo, Apartado 6153

3001-802 Coimbra, Portugal

Email: paulacastilhofreitas@gmail.com

Resumo

Nos últimos anos vários estudos relevaram o papel dos enviesamentos atencionais e do controlo atencional na psicopatologia. A atenção e a sua modulação são considerados elementos cruciais na regulação das emoções, com especial relevância na ansiedade e perturbações do humor (Derryberry & Reed, 2002; Judah et al., 2014). Concretamente o controlo atencional é central na regulação das emoções, logo na flexibilidade psicológica e no bem estar emocional. A Escala de Controlo Atencional (ACS; Derryberry & Reed, 2002) é um questionário de auto resposta usado para medir as diferenças individuais do controlo atencional, não se conhecendo, no entanto, estudos psicométricos com amostras da população portuguesa. O presente estudo visa preencher essa lacuna, em que se pretendeu investigar a dimensionalidade da medida e suas características psicométricas, numa amostra não clínica e clínica. 359 indivíduos da população não clínica foram usados para a AFE cujos resultados mostraram a existência de dois factores. A análise factorial confirmatória efectuada numa amostra clínica de pessoas com dor crónica ($n=231$) mostrou que o modelo testado apresenta uma adequada qualidade de ajustamento. A escala mostrou boas propriedades psicométricas e uma adequada validade temporal. Os resultados mostraram ainda que a escala apresenta boa sensibilidade, com a subescala “Foco atencional” e o traço *mindfulness* a contribuírem, negativamente, de forma significativa para os sintomas psicológicos, numa amostra de doentes com dor crónica. Com efeito a ACS mostra-se uma medida recomendável na avaliação do processamento atencional, quer na prática clínica quer na investigação.

Palavras chave: Processamento atencional; foco atencional e mudança atencional; estrutura factorial; propriedades psicométricas; amostra clínica

Abstract

Over the last years, several studies have highlighted the role of attentional biases and attentional control in psychopathology. Attention and its modulation are considered crucial elements in emotion regulation, which seems to be paramount in anxiety and mood disorders (Derryberry & Reed, 2002; Judah et al., 2014). Specifically, attentional control as voluntary control of the attention is central to emotion regulation, and thus to psychological flexibility and emotional well-being. The Attention Control Scale (ACS, Derryberry & Reed, 2002) is a self-response questionnaire used to measure individual differences in attentional control, but no psychometric studies with samples of the Portuguese population are known. The present study aims to fill this gap, in which it was intended to investigate the dimensionality of the measure, and its psychometric characteristics, in a non-clinical and clinical sample. 359 individuals from the non-clinical population were used for AFE whose results showed the existence of two factors. Confirmatory factor analysis performed in a clinical sample of people with chronic pain ($N = 231$) showed that the model tested had an adequate quality of adjustment. The scale showed good psychometric properties and adequate temporal validity. The results also showed that the scale has good sensitivity, with the "Attentional Focusing" subscale and mindfulness to negatively contribute significantly to the psychological symptoms in a sample of patients with chronic pain. In fact, ACS is a recommended measure in the assessment of the attentional process, both in clinical practice and in research.

Keywords: Attentional processing; attentional and shifting focus; factorial structure; psychometric properties; clinical sample

Introdução

A psicologia cognitiva moderna nos últimos anos tem sido particularmente bem sucedida na integração, estudo e compreensão dos processos básicos e suas características, percorrendo não só os processos relacionados com a percepção e memória, mas também os ligados ao raciocínio, planeamento e execução da acção. Os investigadores (e os clínicos) têm-se dedicado e interessado exponencialmente pelo papel e efeitos dos processos atencionais na psicopatologia (e sofrimento humano) e no funcionamento psicológico e social flexível (saúde mental) (Judah, Grant, Mills, & Lechner, 2014). Mais especificamente, os estudos debruçaram-se nos mecanismos subjacentes à detecção e foco nos estímulos emocionais, associados à activação de emoções e estados de afecto negativos (Bar-Haim, Lamy, Pergamin, Bakermans-Kranenburg, & van Ijzendoorn, 2007; Koster, De Raedt, Goeleven, Franck, & Combret, 2005). Com efeito, uma das principais razões pelo interesse abrangente nos mecanismos e processamento atencional (enviesamentos atencionais e controlo atencional) é a descoberta inegável que certos indivíduos com problemas psicológicos (e.g., ansiedade e humor) manifestam alterações na atenção selectiva, na focagem da atenção e na capacidade atencional (e.g., mudança da atenção).

A literatura existente sobre a atenção não tem sido objecto de consenso ao longo dos tempos, quer no que diz respeito à definição do termo, quer no que diz respeito ao âmbito de aplicação (Cohen, Aston-Jones, & Gilzenrat, 2004). Para Williams James (cit in Alberto, 2003, p. 231-232) a atenção é a “tomada da mente, de uma forma vivida e clara, de algo que é destacado do que parece ser vários objectos ou fiadas de pensamento simultâneos possíveis”. A atenção permite-nos escolher e processar um conjunto de estímulos que inundam os nossos sentidos e que são relevantes para o nosso comportamento, ignorando um conjunto de outros que são irrelevantes para os objectivos, e até, possivelmente distractores (Umiltá, 2001). Esta escolha selecciona regiões espaciais, objectos e (ou) cor (Posner, 1980; Sperling, 1960; von

Wright, 1972 cit in Jolicoeur, Sessa, Dell'Acqua, & Robitaille, 2006) para um melhor tratamento e processamento da informação (Umiltá, 2001), uma vez que apenas conseguimos usar e encarregar-nos de uma pequena parte da informação ao nosso dispor. Bear, Connors & Paradiso (2007) referem-se à atenção como “um estado de processamento de fontes simultâneas, preferindo umas em detrimento de outras” (p.644). É como se “a atenção funcionasse como um feixe de luz, que ilumina o objecto de particular interesse e significado” (Bear et al., 2007, p. 649). Refira-se que esta metáfora é contestada por Cavanagh (2004) que afirma ser possível utilizar e controlar “quatro ou cinco regiões de selecção independentes” (p. 16) ao mesmo tempo.

Alguns autores (e.g., Jolicoeur et al., 2006) utilizam como aproximação de funcionamento da mente humana o modelo da computação, em que haveria dispositivos/canais de entrada (registos sensoriais), de armazenamento (memória) e de processamento. Esta aproximação pressupõe que, tal como nos computadores, existam limites para a capacidade de processamento. Assim sendo, é previsível a existência de mecanismos apropriados para a selecção da informação a processar (Salvador, 1997). A atenção é um desses mecanismos que ajuda a limitar a quantidade de informação sensorial disponível, de forma a poder ser processada (Pinker, 1984; Sperling, 1960; Treisman & Gelade, 1980, cit in Jolicoeur et al., 2006; Bear et al., 2007).

De referir que o processamento de informação pode ser consciente (sob controlo do indivíduo), ou de forma automática (não controlada pelo indivíduo) (Bargh, 1984; Posner & Snyder, 1975 cit in por Brewin, 1987; Salvador, 1997; Schneider & Shiffrin, 1977 cit in Brewin, 1987). Se os processos automáticos podem decorrer em paralelo (Salvador, 1997), os processos conscientes ou sob controlo do indivíduo têm capacidade limitada pela amplitude da atenção, embora sejam adaptáveis e flexíveis (Brewin, 1987).

A atenção não “reflecte a operação de um único mecanismo ou uma única função de um conjunto de mecanismos” (Cohen, Aston-Jones, & Gilzenrat, 2004, p. 71). Dito de outra forma, o sistema atencional não é unitário (Miller & Cohen, 2001). Posner & Rothbart (2006) postulam a existencia do sistema atencional anterior, o sistema posterior e o sistema de vigilância. O sistema atencional anterior interage com o posterior e com o de vigilância regulando as vias automáticas (Posner & Rothbart, 2006), inibindo a tendência de respostas dominantes e controlando a atenção mais voluntária (Derryberry, 2002). Este sistema, também conhecido como atenção executiva (Posner & Rothbart, 2006), atenção endógena (Klein & Lawrence, 2012) ou controlo atencional, tem capacidade limitada (Judah et al., 2014). Constitui um sistema que desempenha um papel importante nos processos de avaliação e atribuição através da “inibição de associações conceptuais dominantes ou prepotentes” (Derryberry & Tucker, 2006), estando relacionado com o sistema cortical frontal (Derryberry & Reed, 2002; Posner & Rothbart, 2006). Por sua vez o sistema atencional posterior funciona de forma mais automática orientando a atenção para estímulos de meio ambiente (Derryberry, 2002).

O controlo atencional tem sido relacionado com a psicopatologia, sendo o seu papel objecto de investigação nas últimas três décadas (Judah, Grant, Mills, & Lechner, 2014). Estudos de Derryberry & Reed (2002) indiciam que o controlo atencional é um factor de protecção de perturbações relacionadas com a ansiedade. Outros investigadores relacionaram o controlo atencional com perturbações de personalidade (Claes, L., Vertommen, S., Smiths, D., & Bijttebier, P., 2009), ruminação e perturbação obsessiva compulsiva (Armstrong, T., Zald, D. H., & Olatunji, B. O., 2011). Sendo que a capacidade para prestar atenção à informação veiculada pelos sistemas sensoriais, bem como a capacidade de concentração por momentos mais ou menos longos varia de indivíduo para indivíduo (Posner & Rothbart,

2006) torna-se necessário e premente possuímos instrumentos fidedignos que possam medir essas diferenças.

Um das medidas de auto resposta desenvolvida para o controlo atencional foi construída por Derryberry & Reed (2002). Trata-se de uma escala com um formato de auto resposta constituída por 20 itens e permite medir dois aspectos do processamento atencional: o foco atencional –a capacidade de manter a atenção inibindo a sua captura por estímulos distractores (Judah, et al., 2014)- e a mudança atencional –a capacidade de mudar a atenção entre tarefas (Judah, et al., 2014). Têm sido efectuados vários estudos de verificação da estrutura factorial e validade da escala, como por exemplo o de Fajkowska & Derryberry (2010) para a população polaca, concluindo os autores que a escala seria unidimensional e que o item 9 (“Quando estou concentrado não sinto fome ou sede”) a apresentar valores baixos de *loading factor*. Ólafsson et al. (2011) replicaram o estudo para a população islandesa tendo concluído que a escala teria dois factores (não retendo também o item 9) e que o controlo atencional se relacionava com a ansiedade e depressão. Num estudo levado a cabo Em 2014 por Judah e colaboradores, confirmaram a estrutura de dois factores (retendo 12 itens por razões de validade estatística) e a relação significativa com ansiedade e depressão. Esta relação também foi encontrada por Quigley, Wright, Dobson, & Sears (2017) num estudo, em que os resultados obtidos confirmaram a estrutura bifactorial, e onde colocaram a hipótese da ACS ser mais eficaz a medir as crenças na capacidade do controlo atencional do que o controlo atencional propriamente dito avaliado através de medidas comportamentais do controlo atencional (e.g., tarefas relacionadas com a memória de trabalho). Os estudos referidos foram efectuados em amostras de estudantes, o que constitui uma limitação à generalização dos dados, sendo necessários mais estudos noutras amostras, e em populações clínicas. Durante a nossa pesquisa encontramos apenas um estudo em português sobre esta escala (Filgueiras, A., Galvão, B. de O., Pires, P., Fioravanti-Bastos, A. C., M., Hora, G. P.

R., Santana, C. M. T., & Landeira-Fernandez, J., 2015), que consiste na tradução e adaptação semântica para o português do Brasil.

Partindo destes dados, e não existindo estudos para a população portuguesa fazia sentido validar e estudar a validade factorial e propriedades psicométricas da medida em Portugal.

Definiram-se seis objectivos para responder às questões colocadas anteriormente: (a) traduzir para português de Portugal a ACS e verificar a legibilidade e inteligibilidade da tradução; (b) determinar o número de factores recorrendo à análise factorial exploratória (AFE); (c) verificar a validade estrutural através da análise factorial confirmatória (AFC); (d) testar a fiabilidade temporal da ACS; (e) avaliar a validade convergente utilizando medidas de atenção ao momento presente, ansiedade, depressão, *stress* e fusão com os pensamentos; (f) analisar o contributo da ACS, e eventuais subescalas, na predição de psicopatologia. Em síntese, o que se pretende com este trabalho é contribuir para o estudo da utilidade da medida, não só em termos da avaliação, como também da prática clínica e da investigação.

A versão portuguesa da Escala de Controlo Atencional (ACS)

A Escala de Controlo Atencional (Derryberry & Reed, 2002; Diz, A., Carvalho, S., & Castilho, P., 2017). A ACS é um questionário de auto resposta, composto por 20 itens que avalia a capacidade de focar a atenção, mudar a atenção entre duas tarefas e a flexibilidade de controlo de pensamento (Derryberry, 2002). É composta por duas subescalas: “Foco atencional” que reflecte a capacidade de manter a atenção (“Tenho dificuldade em concentrar-me numa tarefa difícil quando há barulho à volta”) e a subescala “Mudança atencional” que é formada por itens que avaliam a capacidade de mudar intencionalmente o foco da atenção (“Conseguo interessar-me, rapidamente, por um novo assunto quando preciso de fazê-lo”). Cada item é cotado numa escala de quatro pontos (1=nunca; 2=algumas vezes; 3=muitas vezes; 4=sempre), variando a cotação total entre 20 e 80 pontos, e correspondendo uma

pontuação mais elevada a melhor controlo atencional. A consistência interna determinada pelos autores originais da escala foi de .88.

Tradução para português

Após assegurados todos os requisitos éticos relativo ao contacto com os autores do instrumento procedeu-se à tradução-retroversão de forma a garantir a comparabilidade da versão portuguesa com a versão original. Os itens começaram a ser traduzidos para a Língua Portuguesa pelo investigador, sendo revista por dois psicólogos clínicos cognitivo-comportamentais experientes na área, conhecedores do conceito teórico subjacente à elaboração da escala original, obtendo-se uma versão consensual. Foram verificados os aspectos relativos à semelhança lexical e conceptual, preservando o conteúdo do item. De seguida foi realizado o processo de retroversão. Procedeu-se ainda a um teste exploratório de legibilidade e inteligibilidade através da recolha de uma pequena amostra de participantes, estudantes universitários pertencentes à Faculdade de Psicologia e Ciências da Educação da Universidade de Coimbra ($N=20$), com o objectivo de analisar a compreensão semântica do construto em estudo.

Estudo 1: análise factorial exploratória

Método

Participantes. A amostra não clínica do presente estudo foi composta por 359 sujeitos, dos quais 245 são estudantes universitários (68.2%) e 114 pertencem à população geral (31.2%). Trata-se de uma amostra de conveniência recolhida entre Outubro de 2016 e Maio de 2017, e que contou com a participação voluntária de estudantes de vários cursos da Universidade de Coimbra e de trabalhadores de uma empresa da região centro do país (Mercatus: Águeda). No total foram excluídos 9 participantes, 2 por não estarem no intervalo das idades consideradas para o estudo e 7 por não terem respondido a todos os itens. Não houve participantes com invariância nas respostas à ACS e foram detectados 3 casos de não

resposta a itens (*missing*), que representam .04% do total. Os valores em falta foram substituídos pela média do item dos participantes, uma vez que se considera que o impacto das falhas não tem consequências quando são menores do que 5% (Tabachnick & Fidell, 2007). Especificamente dos 359 participantes 282 participantes são do sexo feminino (78.6%) e 77 participantes do sexo masculino (21.4%). A média de idades era para a amostra total 26.7 anos ($DP=12.1$), 25.2 anos ($DP=11.4$) para o sexo feminino e 26.7 anos ($DP=13.1$) para o sexo masculino. Pela análise da Tabela 1. pode verificar-se que em média os homens são mais velhos, havendo uma diferença significativa entre géneros no que diz respeito à variável idade, $t_{(357)}=4.53$, $p<.001$. No que concerne ao estado civil existe uma predominância de sujeitos solteiros, verificando-se diferenças significativas em função do género ($\chi^2_{(7)}=13.31$, $p=.004$). Na Tabela 1. são apresentadas as características socio-demográficas da amostra em estudo.

Tabela 1. AFE - Características demográficas da amostra não clínica(N=359)

| | Masculino | | Feminino | | <i>t</i> | <i>p</i> |
|---------------|-----------|-----------|----------|-----------|----------|----------|
| | <i>M</i> | <i>DP</i> | <i>M</i> | <i>DP</i> | | |
| Idade | 32.2 | 13.1 | 25.2 | 11.4 | 4.53 | <.001 |
| | <i>N</i> | % | <i>N</i> | % | χ^2 | <i>p</i> |
| Estado civil | | | | | 13.3 | .004 |
| Solteiro | 50 | 64.9 | 235 | 83.3 | | |
| Casado | 23 | 29.9 | 38 | 13.5 | | |
| Divorciado | 3 | 3.9 | 7 | 2.5 | | |
| Viúvo | 1 | 1,3 | 2 | 0.7 | | |
| Escolaridade | | | | | 15.3 | .03 |
| 1º ciclo | 219 | 2.6 | 5 | 1.8 | | |
| 2º ciclo | 2 | 2.6 | 5 | 1.8 | | |
| 3º ciclo | 5 | 6.6 | 6 | 2.1 | | |
| Secundário | 35 | 46.1 | 191 | 67.7 | | |
| Licenciatura | 24 | 31.6 | 60 | 21.3 | | |
| Pós-graduação | 2 | 2.6 | 2 | .7 | | |
| Mestrado | 6 | 7.9 | 12 | 4.3 | | |
| Doutoramento | - | - | 1 | .4 | | |

Procedimento. Antes de proceder à recolha da amostra foi obtida a respectiva autorização da Comissão de Ética da Faculdade de Psicologia e Ciências da Educação da Universidade de Coimbra. Uma folha de rosto estava anexada à bateria de questionários em estudo explicando a natureza e objectivos do estudo, a natureza voluntária da participação –da qual podiam desistir em qualquer momento- referindo o anonimato e confidencialidade dos dados, e a disponibilidade para esclarecer qualquer dúvida (Anexo 1). Foi requerido o consentimento informado dos participantes. Foram considerados os seguintes critérios de exclusão: (a) idade inferior a 18 anos ou superior a 65; (b) preenchimento incompleto dos questionários de auto-resposta; (c) escolaridade inferior ao 4º ano.

Estratégia analítica. Neste estudo utilizou-se o Statistical Package for the Social Sciences (SPSS) (versão 20; IBM Corp). No estudo factorial exploratório utilizou-se a análise de componentes principais, por esta considerar toda a variância das variáveis. Verificou-se a normalidade das variáveis através do teste de Kolmogorov-Smirnov, e verificou-se o enviesamento em relação à média através de medidas de assimetria e achatamento. Verificou-se ainda a existência de *outliers* através da análise gráfica (*box plot*). A factoriabilidade dos dados foi verificada através do teste de esfericidade de Bartlett e medida da adequação amostral de Kaiser-Meyer-Olkin. Retiveram-se os factores que cumpriam simultaneamente o critério de Kaiser (valor próprio maior ou igual a um) e de Cattell (análise do *scree plot*, retendo os factores que se encontram acima do ponto de inflexão) conjugando este resultado com a variância explicada. Utilizou-se a rotação oblíqua, porque existe a probabilidade de os factores estarem correlacionados. Só se retiveram os itens com *factor loadings* superiores a .4. Procedeu-se também à análise da consistência interna através do alfa de Cronbach, considerada a melhor estimativa de fidelidade de um teste (DeVellis, 2003). A qualidade dos itens foi examinada através do cálculo da correlação do item com o total da escala excepto o próprio item (Nunnally & Bernstein, 1994).

Resultados

Os resultados de assimetria e achatamento estão dentro dos intervalos aceitáveis se utilizarmos os critérios de Kline (1998). O teste de normalidade indicia que as variáveis não têm uma distribuição normal ($p < .001$). Identificaram-se algumas observações extremas, que optámos por manter dado o seu reduzido número.

Os resultados obtidos revelam a factorabilidade dos dados, com $KMO = .827 (> .6)$ e $\chi^2_{(190)} = 1411.91, p < .001 (< .05)$. A análise dos valores próprios em conjunto com o *Scree plot* sugerem a extracção de dois factores. A observação da Tabela 2. Permite verificar que todos os itens têm comunalidades elevadas (superiores a .35) e saturações factoriais elevadas (entre .54 e .76). Não foram retidos os itens com comunalidades inferiores a .3, nem os itens com *factor loading* inferiores a .4, pelo que a solução encontrada possui sete itens no primeiro factor e quatro itens no segundo. Mais especificamente, o factor 1, responsável por 32.5% da variância total (*eigenvalue* de 3.57) é constituído por itens relacionados com a capacidade de focar a atenção (e.g. “Tenho dificuldade em concentrar-me numa tarefa difícil quando há barulho à volta”), sendo, por isso mesmo, designado de “Foco atencional”. Os itens que possuem um peso factorial mais elevado no factor 1 são o 8 (“Tenho dificuldade em me concentrar quando estou excitado com qualquer coisa”) e o 2 (“Tenho dificuldade em focar a minha atenção quando preciso de me concentrar e resolver um problema”). O factor 2, “Mudança atencional”, explica 13.3% da variância (*eigenvalue* de 1.47), é constituído por 4 itens que traduzem a capacidade de mudar intencionalmente o foco atencional (e.g. “Consigo interessar-me, rapidamente, por um novo assunto quando preciso de fazê-lo”). Uma análise mais detalhada permite verificar que no factor 2 os itens com maior peso factorial são o 19 (“É fácil, para mim, alternar entre duas tarefas”) e o 14 (“Para mim é fácil ler ou escrever enquanto falo, ao mesmo tempo, ao telefone”). A consistência interna é aceitável, variando de

$\alpha=.78$ para a escala total, $\alpha=.79$ para o factor 1 (“Foco atencional”) e $\alpha=.60$ para o factor 2 (“Mudança atencional”).

Na Tabela 2. são apresentados os factores com os itens que os compõem respectivas saturações, os valores de consistência interna de cada factor, bem como as comunalidades para cada item.

Tabela 2. Análise de componentes principais (Rotação Oblíqua, solução forçada a 2 factores) (N=359)

| | F1 | F2 | h^2 |
|--|-------|-------|-------|
| 1. Tenho dificuldade em concentrar-me numa tarefa difícil quando há barulho à volta | .56 | | .37 |
| 2. Tenho dificuldade em focar a minha atenção quando preciso de me concentrar e resolver um problema | .75 | | .58 |
| 3. Quando trabalho arduamente distraio-me, mesmo assim, com o que acontece à minha volta. | .69 | | .48 |
| 6. Quando leio ou estudo, distraio-me facilmente se houver pessoas a falar na mesma sala | .65 | | .40 |
| 7. Quando tento focar a atenção em alguma coisa, tenho dificuldade em bloquear pensamentos que me distraem | .67 | | .48 |
| 8. Tenho dificuldade em me concentrar quando estou excitado com qualquer coisa | .76 | | .53 |
| 11. Levo algum tempo a estar realmente envolvido numa nova tarefa | .54 | | .36 |
| 13. Consigo interessar-me, rapidamente, por um novo assunto quando preciso de fazê-lo | | .64 | .41 |
| 14. Para mim é fácil ler ou escrever enquanto falo, ao mesmo tempo, ao telefone | | .66 | .41 |
| 17. Depois de ser interrompido ou distraído, consigo facilmente voltar a prestar atenção ao que estava a fazer antes | | .60 | .44 |
| 19. É fácil, para mim, alternar entre duas tarefas | | .75 | .57 |
| Valores próprios iniciais | 3.57 | 1.47 | |
| Percentagem de variância explicada | 32.47 | 13.33 | |
| Consistência interna | .79 | .60 | |

Nota: Excluíram-se os valores de peso factorial inferiores a 0.4

Estudo 2: análise factorial confirmatória

Método

Participantes. A amostra clínica foi recolhida electronicamente entre Outubro de 2016 e Maio de 2017, e contou com a colaboração de associações de pessoas com dor crónica (Associação de Fibromialgia e Doenças Crónicas de Barcelos, Associação Portuguesa de Doentes com Fibromilagia e Associação Nacional contra a Fibromialgia e Fadiga Crónica) e ficou constituída por 231 participantes do sexo feminino, com o diagnóstico de dor crónica. A maioria dos participantes apresenta fibromialgia ($n=204$, 88.3%), sendo que existem casos com mais do que um diagnóstico (Tabela 3.). A avaliação e classificação diagnóstica foi efectuada na maioria dos casos por Reumatologistas ($n=183$; 79.3%). Não houve participantes excluídos e não foram detectados casos de não resposta a itens. A média de idades das participantes é de 48.5 anos (DP=10.9), sendo que 47.2% tem uma escolaridade igual ou inferior ao 12º ano e 52.8% possui licenciatura, mestrado ou doutoramento. No que diz respeito ao estado civil predominam as participantes casadas ($n=150$; 65%), seguidas das solteiras ($n=40$; 17.3%), divorciadas ($n=34$; 14.7%) e viúvas ($n=7$; 3%). As características da amostra clínica são apresentadas na Tabela 3..

Procedimento. Após as autorizações necessárias foi solicitada a participação voluntária das participantes para o preenchimento da bateria de questionários da investigação. A recolha foi efectuada por via electrónica. Deve referir-se que foi solicitada ajuda às associações mencionadas anteriormente tendo sido assegurados os requisitos éticos, com ênfase neste protocolo *online* da natureza totalmente voluntária da participação –da qual podiam desistir em qualquer momento- o anonimato e confidencialidade da informação, e o uso restrito dos dados apenas no contexto investigação. Refira-se, ainda, que este estudo está inserido num projecto de doutoramento sobre a aplicação da *Acceptance and Commitment Therapy* à dor crónica, em que o presente estudo constitui um estudo adjuvante. Foram considerados como

critérios de exclusão: (a) idade inferior a 18 anos ou superior a 65; (b) preenchimento incompleto dos questionários de auto-resposta; (c) escolaridade inferior ao 4º ano de escolaridade.

Tabela 3. AFC - Características demográficas da amostra N=231

| | <i>M</i> | <i>DP</i> |
|--------------------------|----------|-----------|
| Idade | 48.5 | 10.9 |
| | <i>N</i> | <i>%</i> |
| Estado civil | | |
| Solteira | 40 | 17.3 |
| Casada | 150 | 30.3 |
| Divorciada | 34 | 3.6 |
| Viúva | 7 | 1.8 |
| Escolaridade | | |
| 1º ciclo | 6 | 2.6 |
| 2º ciclo | 5 | 2.2 |
| 3º ciclo | 25 | 10.8 |
| Secundário | 73 | 31.6 |
| Licenciatura | 88 | 38.1 |
| Pós-graduação | 19 | 8.2 |
| Mestrado | 11 | 4.8 |
| Doutoramento | 4 | 1.7 |
| Diagnóstico ^a | | |
| Fibromialgia | 204 | 88.3 |
| Artrose | 30 | 13.0 |
| Artrite reumatóide | 18 | 7.8 |
| Epicondilite lateral | 4 | 1.7 |
| Lombalgia | 33 | 14.3 |
| Cervical | 27 | 11.7 |
| Outro | 39 | 16.9 |

a. Há pessoas com mais de um diagnóstico

Estratégia analítica. Para a análise factorial confirmatória utilizou-se o Amos (versão 22; IBM Corp) para avaliar o modelo de 2 factores encontrado na AFE, procurando-se confirmar se determinados factores latentes são responsáveis pelo comportamento de determinadas variáveis manifestas específicas de acordo com padrão pré-estabelecido ou modelo teórico. A validade factorial confirmatória da ACS foi efectuada com a garantia da regra da proporção de 10 sujeitos por variável, como o tamanho mínimo aceitável para

garantir a estabilidade da solução a testar. A escolha da amostra clínica (dor crónica) para este estudo teve a ver com o facto do controlo atencional parecer constituir um mecanismo psicológico importante na manutenção da dor crónica e dificuldades associadas. A análise da qualidade do ajustamento global e do modelo factorial foi feita de acordo com os índices de ajustamento e respectivos valores de referência. O teste do Qui-Quadrado permite avaliar a qualidade do modelo *per se*, sem comparação com outros modelos e, assim, aceitar a hipótese subjacente ao teste (hipótese nula) Para além deste indicador, optou-se por três índices relativos para a avaliação da qualidade do modelo: o CFI (*Comparative Fit Index*), o TLI (*Tucker and Lewis Index*), e o RMSEA (*Root Mean Square Error of Aproximation*) por se entender que constituem as medidas mais adequadas dentro de um vasto leque de indicadores possíveis (Maroco, 2010). Estes índices são largamente utilizados, e de acordo com Maroco (2010). A qualidade de ajustamento local foi avaliada pelos pesos factoriais e pela fiabilidade individual dos itens (que indica a consistência e a reprodutibilidade da medida). Calculou-se também a fiabilidade compósita, medida que indica o grau em que os itens são manifestações do factor latente (Maroco, 2010). Por último, a validade factorial é demonstrada pelo cálculo da validade discriminante que avalia se os itens de um determinado factor não estão relacionados com outros factores, e que se calcula através da comparação das variâncias extraídas médias (VEM) com os quadrados da correlação entre factores (Maroco, 2010).

Resultados

Análise preliminar dos dados. Os resultados de assimetria e achatamento estão dentro dos intervalos aceitáveis se utilizarmos os critérios de Kline (1998). O teste de Kolmogorov-Smirnov para verificação da normalidade das variáveis indica que as variáveis não têm uma distribuição normal ($p < .001$). Não se identificaram observações extremas através da observação do *box plot*. A consistência interna desta amostra é apropriada, tendo em conta o tipo de estudo ($\alpha = .84$ para a escala total, $\alpha = .84$ para o factor 1 e $\alpha = .69$ para o

factor 2). Foram analisados quatro modelos: (1) com os 11 itens livres; (2) com 11 itens correlacionando os erros dos itens e1-e5; (3) com 11 itens correlacionando e1-e5 e e5-e6; e (4) com 11 itens correlacionado e1-e5, e5-e6, e e1-e2. A figura 1. representa o modelo final.

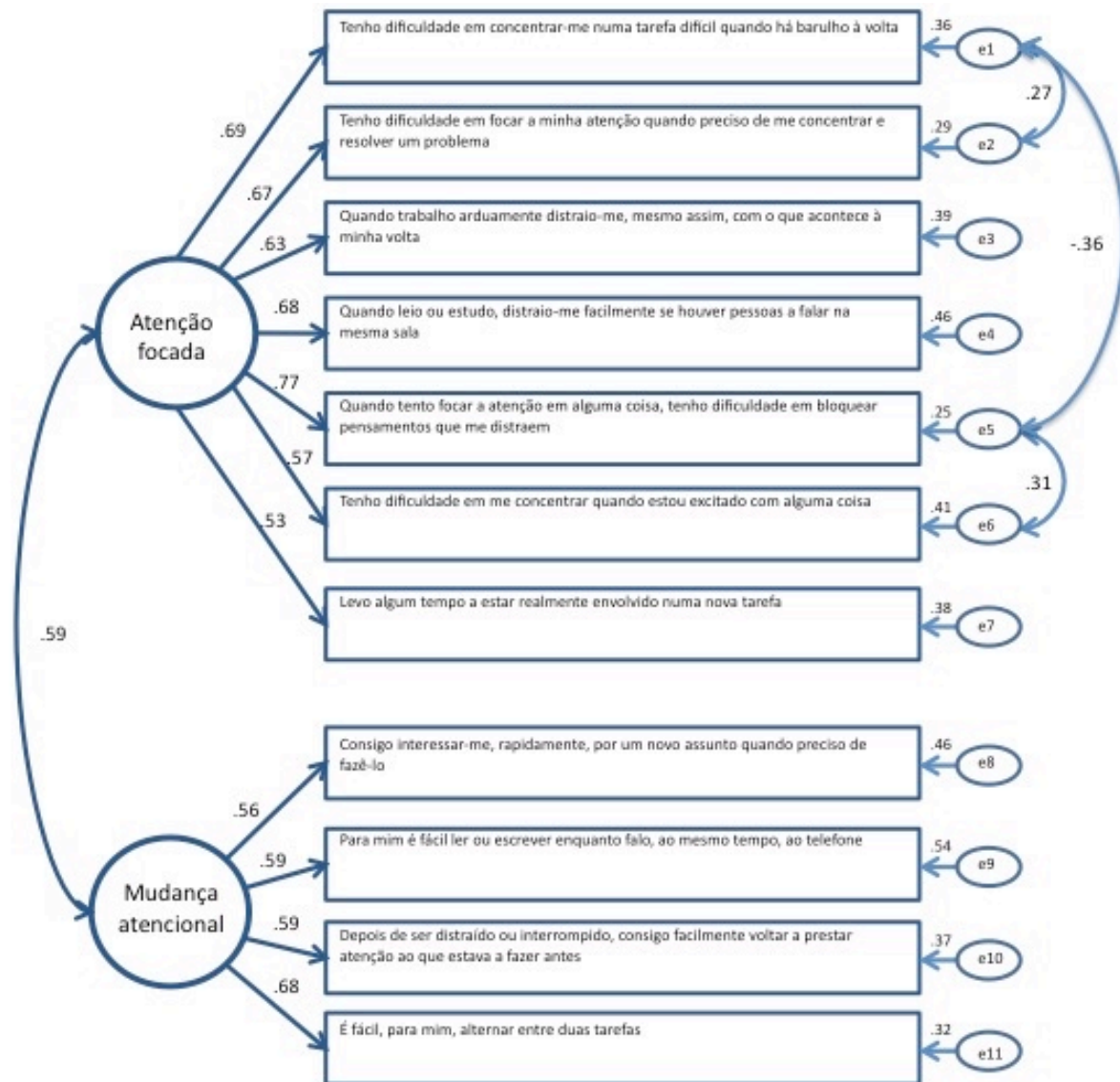


Fig.1 Diagrama do modelo final estimado para a ACS com 2 factores

Os modelos contêm os itens retidos na análise factorial exploratória tendo sido correlacionados sucessivamente erros de itens pertencentes ao mesmo factor, a partir da análise dos índices de modificação, por forma a melhorar o modelo. O modelo re-especificado ajustado a uma amostra de 231 participantes com dor crónica revelou uma adequada

qualidade de ajustamento. O valor de $\chi^2_{(40)}=107.14$, $p<.001$, revelou-se significativo tal como se esperava dado o tamanho da amostra. $\chi^2/df=2.68$, $CFI=.92$, $TLI=.89$, $RMSEA=.08$ (Tabela 4.).

Tabela 4. Estatística de ajustamento para os quatro modelos

| Modelo | df | χ^2 (N=231) | χ^2/df | CFI | TLI | RMSEA |
|---|-----------|------------------|-------------|------------|------------|------------|
| (1) 11 itens livres (inicial) | 43 | 175.02** | 4.07 | .84 | .79 | .12 |
| (2) com correlação e ₁ -e ₅ | 42 | 128.72** | 3.06 | .89 | .86 | .09 |
| (3) com correlação e ₁ -e ₅ , e ₅ -e ₆ | 41 | 115.41** | 2.82 | .91 | .88 | .09 |
| (4) com correlação e₁-e₅, e₅-e₆, e e₁-e₂ | 40 | 107.14** | 2.68 | .92 | .89 | .08 |

**p<0,001. O resultado final está em negrito.

O valor da correlação encontrada entre os factores é de .59, $p<.001$. A fiabilidade do modelo revelou-se muito boa, quando calculada através da fiabilidade compósita: .86 para o “Foco atencional” e .79 para a “Mudança atencional”. A validade factorial é também adequada uma vez que todos os itens têm saturações normalizadas >.5 (ver Tabela 5.).

Tabela 5. ACS – Factores e saturações factoriais dos respectivos itens

| Factor | Saturação factorial | R ² |
|--------------------|---------------------|----------------|
| Atenção Focada | | |
| ACS1 | .69 | .48 |
| ACS2 | .67 | .45 |
| ACS3 | .63 | .40 |
| ACS6 | .68 | .47 |
| ACS7 | .77 | .59 |
| ACS8 | .57 | .32 |
| ACS11 | .53 | .28 |
| Mudança atencional | | |
| ACS13 | .56 | .31 |
| ACS14 | .59 | .35 |
| ACS17 | .59 | .35 |
| ACS18 | .68 | .46 |

A validade convergente analisada à luz da variância extraída média (VEM) revelou-se adequada para o factor 1 (“Foco atencional”) (VEMF1=.55 > .5) e sofrível para o factor 2 (“Mudança atencional”) (VEMF2=.48 <.5). Comparando as VEM com o quadrado da

correlação entre factores verifica-se que a validade discriminante é boa ($VEMF1=.55 > .35$ e $VEMF2=.48 > .35$).

Propriedades dos itens e consistência interna da ACS

A análise dos itens, efectuada através da correlação do item com o total das subescalas excepto o próprio item, permite afirmar a qualidade de cada item na componente. Nas Tabelas 6. e 7. Apresentam-se os resultados do cálculo do alfa de Cronbach dos dois factores se o item fosse apagado, as médias e desvios padrão dos diferentes itens e a correlação do item com o total do factor.

A observação da Tabela 6. permite concluir que a subescala “Foco Atencional” tem um coeficiente alfa de Cronbach adequado ($\alpha=.79$) e que remover qualquer dos itens não incrementaria o valor da consistência interna. As correlações entre os itens e a subescala total são adequadas, variando entre .45 e .63.

Tabela 6. Propriedades dos itens dos factores da ACS para a amostra não clínica (N=359)

| Factores da ACS | <i>M</i> | <i>DP</i> | <i>r</i> | α |
|--|----------|-----------|----------|----------|
| Factor 1 “Foco Atencional” ($\alpha=.79$) | | | | |
| 1. Tenho dificuldade em concentrar-me numa tarefa difícil quando há barulho à volta | 2.31 | .78 | .48 | .78 |
| 2. Tenho dificuldade em focar a minha atenção quando preciso de me concentrar e resolver um problema | 2.93 | .69 | .63 | .75 |
| 3. Quando trabalho arduamente distraio-me, mesmo assim, com o que acontece à minha volta. | 3.03 | .71 | .54 | .76 |
| 6. Quando leio ou estudo, distraio-me facilmente se houver pessoas a falar na mesma sala | 2.41 | .78 | .49 | .77 |
| 7. Quando tento focar a atenção em alguma coisa, tenho dificuldade em bloquear pensamentos que me distraem | 2.83 | .67 | .55 | .76 |
| 8. Tenho dificuldade em me concentrar quando estou excitado com qualquer coisa | 2.53 | .75 | .53 | .77 |
| 11. Levo algum tempo a estar realmente envolvido numa nova tarefa | 2.85 | .69 | .45 | .78 |
| Factor 2 “Mudança Atencional” ($\alpha=.60$) | | | | |
| 13. Consigo interessar-me, rapidamente, por um novo assunto quando preciso de fazê-lo | 2.86 | .73 | .34 | .56 |
| 14. Para mim é fácil ler ou escrever enquanto falo, ao mesmo tempo, ao telefone | 2.23 | .87 | .35 | .57 |
| 17. Depois de ser interrompido ou distraído, consigo facilmente voltar a prestar atenção ao que estava a fazer antes | 2.63 | .70 | .39 | .53 |
| 19. É fácil, para mim, alternar entre duas tarefas | 2.65 | .75 | .47 | .46 |

Na subescala “Mudança Atencional” obtivemos um coeficiente alfa de Cronbach moderado ($\alpha=.60$). Também nesta subescala remover qualquer dos itens não aumentaria o valor da consistência interna. As correlações entre os itens e a subescala total variam entre .34 e .47.

Na Tabela 7. podemos observar que a subescala “Foco Atencional” tem um coeficiente alfa de Cronbach bom ($\alpha=.84$) e que remover qualquer dos itens também não aumentaria o valor da consistência interna. As correlações entre os itens e a subescala total variam entre .49 e .64. Na subescala “Mudança Atencional” obtivemos um coeficiente alfa de Cronbach moderado ($\alpha=.69$), sendo que a remoção de qualquer dos itens não aumentaria o valor da consistência interna. As correlações entre os itens e a subescala total variam entre .46 e .55.

| Tabela 7. Propriedades dos itens dos factores da ACS para a amostra clínica (N=231) | | | | |
|--|----------|-----------|----------|----------|
| Factores da ACS | <i>M</i> | <i>DP</i> | <i>r</i> | α |
| Factor 1 “Foco Atencional” ($\alpha=.84$) | | | | |
| 1. Tenho dificuldade em concentrar-me numa tarefa difícil quando há barulho à volta | 2.00 | .84 | .60 | .82 |
| 2. Tenho dificuldade em focar a minha atenção quando preciso de me concentrar e resolver um problema | 2.32 | .73 | .64 | .81 |
| 3. Quando trabalho arduamente distraio-me, mesmo assim, com o que acontece à minha volta. | 2.67 | .80 | .57 | .82 |
| 6. Quando leio ou estudo, distraio-me facilmente se houver pessoas a falar na mesma sala | 2.16 | .93 | .58 | .82 |
| 7. Quando tento focar a atenção em alguma coisa, tenho dificuldade em bloquear pensamentos que me distraem | 2.46 | .80 | .68 | .80 |
| 8. Tenho dificuldade em me concentrar quando estou excitado com qualquer coisa | 2.40 | .78 | .58 | .82 |
| 11. Levo algum tempo a estar realmente envolvido numa nova tarefa | 2.80 | .73 | .49 | .83 |
| Factor 2 “Mudança Atencional” ($\alpha=.69$) | | | | |
| 13. Consigo interessar-me, rapidamente, por um novo assunto quando preciso de fazê-lo | 2.62 | .82 | .46 | .64 |
| 14. Para mim é fácil ler ou escrever enquanto falo, ao mesmo tempo, ao telefone | 2.15 | .92 | .46 | .64 |
| 17. Depois de ser interrompido ou distraído, consigo facilmente voltar a prestar atenção ao que estava a fazer antes | 2.29 | .76 | .44 | .65 |
| 19. É fácil, para mim, alternar entre duas tarefas | 2.45 | .77 | .55 | .58 |

Fidedignidade teste-reteste

Método

Participantes. A amostra, de conveniência, ($N=60$) é maioritariamente constituída por estudantes (76,7%), sendo 8 do género masculino (13.3%) e 52 do género feminino (86.7%). A média das idades é de 26.07 ($DP=11.16$). Não houve participantes excluídos e não foram detectados casos de não resposta a itens. Foram considerados como critérios de exclusão (a) nacionalidades diferentes da portuguesa, (b) idades menores de 18 anos ou maiores de 65 e (c) o preenchimento incompleto dos questionários.

Procedimentos. Após as autorizações necessárias, incluindo a da Comissão de Ética da Faculdade de Psicologia e de Ciências da Educação da Universidade de Coimbra e do docente da disciplina onde foram recolhidos os inquéritos, foi solicitada a participação voluntária dos participantes para o preenchimento da escala. Foi explicada a natureza e objectivos do estudo, a natureza voluntária da participação –da qual podiam desistir em qualquer momento- referindo o anonimato e confidencialidade dos dados, e a disponibilidade para esclarecer qualquer dúvida. Foi requerido o consentimento informado dos participantes. Os participantes preencheram a escala ACS de novo passadas três a quatro semanas

Estratégia analítica. A estabilidade temporal foi analisada utilizando o coeficiente de correlação de Pearson (Pallant, 2010; Tabachnick & Fidell, 2007) para a escala completa e as subescalas, com recurso ao SPSS (versão 20; IBM Corp). Foram consideradas diferenças estatisticamente significativas todos os valores com probabilidade associada inferior a .05 (Howell, 2006).

Resultados

Os resultados obtidos revelaram associações aceitáveis para as subescalas “Foco atencional” ($r=.78$) e “Mudança atencional” ($r=.66$). O total da escala obteve um resultado

bom ($r=0.82$). Os valores obtidos para cada item da escala ACS foram, genericamente, satisfatórios, variando entre $r=0.42$ e $r=0.75$.

Validade convergente e divergente

Foram utilizadas as amostras não clínica descrita no Estudo 1 - Determinação do número de factores, e clínica descrita no Estudo 2 - Análise factorial confirmatória. ($N=590$).

Instrumentos.

Attention Control Scale (ACS; Derryberry & Reed, 2002; Diz, A., Carvalho, S., & Castilho, P., 2017) já descrita anteriormente. Foi utilizada na versão de 11 itens retidos a partir dos resultados do Estudo 1- Determinação do número de factores.

Mindful Attention and Awareness Scale (MAAS; Brown & Ryan, 2003; Gregório & Pinto-Gouveia, 2013) é um instrumento de auto-resposta com 15 itens destinados a medir a atenção ao momento presente (*mindfulness*) ao nível do traço. Exemplos de itens são: “Posso sentir uma emoção e só ter consciência disso mais tarde” ou “Fico tão focado no objectivo que quero alcançar que perco contacto com o que faço momento a momento para o alcançar”. É avaliada numa escala de 6 pontos, de 1 (*quase sempre*) a 6 (*quase nunca*). A pontuação pode variar entre 15 e 90, sendo que valores mais elevados significam mais atenção ao momento presente. A consistência interna determinada por Gregório & Pinto-Gouveia (2013) é de .90. Neste presente estudo a consistência interna obtida para a amostra não clínica foi de .89 e para a amostra clínica foi de .92 (cf. Tabela 8.).

Cognitive Fusion Questionnaire (CFQ; Gillanders et al., 2014; Costa, Maroco e Pinto-Gouveia, 2017) é um questionário de auto resposta com 7 itens que avalia de que forma os indivíduos estão enredados (fusionados) nos os seus pensamentos. Exemplos de itens são “Os meus pensamentos perturbam-me e causam-me sofrimento emocional” ou “Tendo a deixar-me enredar (‘prender’) pelos meus pensamentos”. É avaliada numa escala de 7 pontos, de 1 (*Nunca verdadeiro*) a 7 (*Sempre verdadeiro*). A pontuação pode variar entre 7 e 49, sendo que

os valores mais altos significam maior fusionamento com os pensamentos. A consistência interna determinada por Costa, Maroco e Pinto-Gouveia (2017) é de .95. No presente a consistência interna obtida foi de .94 para a amostra não clínica e .97 para a amostra clínica (cf. Tabela 8.).

Escalas de Ansiedade Depressão e Stress de 21 itens (EADS-21; Lovibond & Lovibond, 1995; Pais-Ribeiro, Honrado & Leal, 2004) é um questionário de auto resposta constituída por três subescalas (depressão, ansiedades e *stress*) de 7 itens cada, e avalia a frequência com que os sintomas relacionados com o construto de cada uma dessas escalas. Exemplos de itens são “Senti a minha boca seca” para a ansiedade, “Senti que não tinha nada a esperar do futuro” para a depressão, ou “Tive dificuldades em me acalmar” para o *stress*. É avaliada entre 0 (*Não se aplicou nada a mim*) e 3 (*Aplicou-se a mim a maior parte das vezes*). A pontuação de cada subescala pode variar entre 0 e 21, sendo que valores mais altos significam estados afectivos mais negativos. A consistência interna determinada por Pais-Ribeiro, Honrado & Leal (2004) é de .74 para a subescala de ansiedade, .85 para a subescala de depressão, e .81 para a subescala de *stress*. Neste estudo os valores de consistência interna obtidos foram de .84 e .86 na subescala de ansiedade, .87 e .93 na subescala de depressão, e .89 e .90 na escala de *stress* na amostra não clínica e clínica, respectivamente (cf. Tabela 8.).

Tabela 8. Valores de alfa de Cronbach das medidas para a amostra não clínica e amostra clínica

| | Amostra não clínica (N=359) | Amostra clínica (N=231) |
|----------------------|--------------------------------|----------------------------|
| MAAS | .89 | .92 |
| CFQ | .94 | .97 |
| Ansiedade (EADS) | .84 | .86 |
| Depressão (EADS) | .87 | .93 |
| <i>Stress</i> (EADS) | .89 | .90 |

Nota: MAAS=Mindfulness attention and Awareness Scale; CFQ=Cognitive Fusion Questionnaire; EADS=Escala de Ansiedade, Depressão e *Stress*.

Utilizando-se o SPSS (versão 20; IBM Corp) calculou-se a validade convergente através das correlações com o traço disposicional de *mindfulness*, avaliado pela MAAS. Para determinar a validade divergente a medida em estudo não se deve relacionar positivamente com variáveis das quais o construto medido deve diferir. Assim, e de acordo com esta assumpção, calculou-se a validade divergente da ACS através dos coeficientes de correlação com a fusão cognitiva, medida pelo CFQ, e com os sintomas depressivos, ansiosos e de *stress*, avaliados pela EADS-21. Para facilitar a compreensão dos resultados obtidos, optou-se por apresentar os coeficientes de correlação para a amostra não clínica e clínica em conjunto, permitindo a comparação da grandeza das variáveis em estudo. A Tabela 9. Apresenta as correlações entre a ACS, o total da MAAS, o total da CFQ e as medidas de psicopatologia avaliadas pelas subescalas da EADS-21, em ambas as amostras.

Da análise da Tabela 9. verificamos que o total da ACS e a subescala “Foco atencional” se correlacionam de forma moderada e positivamente com o traço *mindfulness* (MASS) em ambas as amostras, sendo a magnitude das correlações mais expressivas na amostra clínica (participantes com dor crónica). Em relação à subescala “Mudança atencional” as correlações são no sentido esperado, e os coeficientes de correlação variaram de baixos (amostra não clínica) a moderados (amostra clínica). Como esperado os valores encontrados para a amostra clínica são mais elevados do que os obtidos para a amostra não clínica, sendo as correlações estatisticamente significativas.

Quanto à associação entre o total da ACS e as subescalas da EADS-21 e a fusão cognitiva (CFQ) revelou-se negativa, em que as magnitudes de correlação variaram de baixas a altas na amostra clínica. Na amostra não clínica as correlações são significativas, negativas, e muito baixas a moderadas. O padrão de resultados é o mesmo com as subescalas “Foco

atencional” e “Mudança atencional” da ACS e os sintomas ansiosos, depressivos e de stress (EADS-21) e a fusão cognitiva (CFQ), em ambas as amostras.

Tabela 9. Correlações entre a ACS, a MAAS, a CFQ e a EADS-21 em amostra clínica e não clínica

| | ACS 11 itens | | ACS Atenção focada | | ACS Mudança atencional | |
|------------------|---------------------|-----------------|---------------------|-----------------|------------------------|-----------------|
| | Não clínica (N=359) | Clínica (N=231) | Não clínica (N=359) | Clínica (N=231) | Não clínica (N=359) | Clínica (N=231) |
| MAAS | .30** | .51** | .35** | .54** | .19** | .34** |
| CFQ | -.41** | -.50** | -.42* | -.50** | -.22** | -.34** |
| Ansiedade (EADS) | -.28** | -.43** | -.28** | -.43** | -.20* | -.33** |
| Depressão (EADS) | -.25** | -.47** | -.26** | -.47** | -.17* | -.32** |
| Stress (EADS) | -.39** | -.48** | -.41** | -.48** | -.22** | -.33** |

Notas: **<0,01. *p<0,05. ACS=Escala de Controlo Atencional; MAAS= *Mindful Attention Awareness Scale*; CFQ=*Cognitive Fusion Questionnaire*; EADS=Escalas de Ansiedade, Depressão e Stress.

Análise de regressão

Pretendeu-se testar o contributo do controlo atencional e do traço de *mindfulness* para os sintomas ansiosos, depressivos e de *stress*. Nesta análise utilizámos a amostra clínica porque vários autores têm referido que a dor crónica está ligada à ruminação acerca da dor, da incapacidade associada e das consequências futuras, centrando os esforços em afastar a dor, ou eliminar a fonte da mesma, o que contribui para maior aflicção e incapacidade (Eccleston & Crombez, 1999).

Para esse efeito, efectuou-se um estudo de regressão linear múltipla com selecção das variáveis pelo método *standard*, para explorar a variância explicada pelo controlo atencional e *mindfulness* (variáveis independentes) nos sintomas ansiosos, depressivos, e de *stress* (variáveis dependentes). A presença de multicolinearidade entre as variáveis foi analisada calculando os *Variance Inflation Factor* (VIF).

Não foi verificada a existência de multicolinearidade ($VIF < 5$, Maroco, 2007). A análise dos resíduos através dos gráficos de dispersão evidenciou uma distribuição normal e os pressupostos de linearidade e homoscedasticidade revelaram-se garantidos. A independência dos erros foi validada através de análise gráfica e do valor do teste de Durbin-Watson (valores entre 1.97 e 2.14). Tomados em conjunto estes resultados sugerem a adequabilidade dos dados para a realização de análise de regressão (Field, 2009). Utilizou-se o Statistical Package for the Social Sciences (SPSS) (versão 20; IBM Corp) para cálculo da regressão linear múltipla. Resumem-se os resultados obtidos nas Tabelas 10 e 11.

Tabela 10. Tabela de regressão múltipla – Sumário do modelo

| | R | R ² | R ² ajustado | F | p |
|--------|-----|----------------|-------------------------|-------|-------|
| EADS_A | .51 | .26 | .25 | 26.81 | <.001 |
| EADS_D | .55 | .30 | .30 | 33.26 | <.001 |
| EADS_S | .55 | .30 | .29 | 32.65 | <.001 |

Nota: EADS – Escalas de Ansiedade, Depressão e *Stress*

Da observação da Tabela 11 verifica-se que as variáveis preditoras (controlo atencional e traço *mindfulness*) originaram um modelo significativo, $F_{(3,227)}=26.81, p<.001$; $R^2=.26$, que explica 26% da variância da variável dependente (sintomas ansiosos), em que o traço *mindfulness* ($\beta=-.32, p<.001$) e a subescala “Foco atencional” ($\beta=-.20, p=.01$) se mostraram preditores significativos. Verifica-se, também, que as variáveis preditoras (controlo atencional e traço *mindfulness*) originaram também um modelo significativo, $F_{(3,227)}=33.26, p<.001$; $R^2=.30$, e que explica 30% da variância da variável dependente (sintomas depressivos), em que o traço *mindfulness* ($\beta=-.33, p<.001$) e a subescala “Foco atencional” ($\beta=-.22, p=.003$) se mostraram preditores significativos. Por fim, e no que concerne ao *stress* verifica-se que as variáveis preditoras (controlo atencional e traço *mindfulness*) originaram um modelo também significativo, $F_{(3,227)}=33.65, p<.001$; $R^2=.30$, que

explica 30% da variância da variável dependente, com o traço *mindfulness* ($\beta=-.29$, $p<.001$) e a subescala “Foco atencional” ($\beta=-.27$, $p<.001$) a mostrarem-se preditores significativos.

Tabela 11. Tabela de regressão múltipla – coeficientes

| | β | t | p |
|--------|---------|-------|-------|
| EADS_A | | | |
| MAAS | -.32 | -4.73 | <.001 |
| ACS_F | -.20 | -2.63 | .01 |
| ACS_M | -.09 | -1.29 | .20 |
| EADS_D | | | |
| MAAS | -.33 | -5.06 | <.001 |
| ACS_F | -.22 | -2.97 | .003 |
| ACS_M | -.11 | -1.66 | .10 |
| EADS_S | | | |
| MAAS | -.29 | -4.46 | <.001 |
| ACS_F | -.27 | -3.62 | <.001 |
| ACS_M | -.09 | -1.37 | .17 |

Nota. EADS=Escalas de Ansiedade, Depressão e *Stress*; MAAS=*Mindful Attention Awareness Scale*; ACS=Escala de Controlo Atencional

Discussão

Recentemente, o controlo atencional, que pressupõe a capacidade executiva de dirigir a atenção, emergiu como um construto importante para a modulação e regulação emocional e para a psicopatologia. Neste estudo explorou-se a estrutura factorial da versão portuguesa da ACS. Especificamente, procurámos avaliar até que ponto a estrutura de dois factores da ACS proposta por Derryberry & Reed (2002) podia ser replicada em amostras clínica e não clínica da população portuguesa. Explorou-se também a sua relação com instrumentos que medem a ansiedade, depressão, *stress*, fusão cognitiva e traço *mindfulness*.

Os resultados revelam que a escala é constituída por dois factores, “Foco atencional” relacionado com a capacidade de manter a atenção numa tarefa inibindo estímulos distractores

e “Mudança atencional” que pode ser definida como a capacidade de mudar a atenção para outra tarefa ou estímulo diferente. Este resultado não é compatível com um estudo preliminar levado a cabo por Fajkowska & Derrybery em 2010 numa amostra polaca, tendo identificado três factores: “Foco atencional”, “Mudança atencional” e “Atenção dividida”. No entanto, dados os valores psicométricos sugeriram a utilização da escala com um único factor, notando que o item 9 tinha um baixo valor de *loading factor*. Mas o resultado obtido no presente estudo está em linha com estudos mais recentes realizados por Ólafsson et al. (2011) numa amostra da população islandesa e por Judah et al. (2014). Existem pequenas diferenças entre o estudo actual e os de Ólafsson et al. (2011) e Judah et al. (2014) no que diz respeito aos itens com *loading factor* superiores a .4. Se compararmos, por exemplo, os resultados por nós obtidos com os obtidos por Judah et al. (2014) vemos que para o factor “Foco atencional” existe uma sobreposição dos itens 1, 2, 3, 6, 7 e 8, tendo nós considerado ainda o item 11 em vez do item 12 considerado por Judah e colegas (que de acordo com os critérios usados por nós não seria considerado por ter comunalidade inferior a .3). No que diz respeito ao factor “Mudança atencional” retivemos os itens 13, 14, 17 e 19, enquanto que Judah e colegas retiveram os itens 10, 13, 17, 18 e 19 (o critério usado por nós em relação às comunalidades levaria à exclusão do item 18).

A análise factorial confirmatória revelou um adequada qualidade de ajustamento, ainda que com valores inferiores ao do estudo de Judah et al (2014). Verificou-se que os dois factores estão correlacionados, indiciando uma sobreposição entre os dois construtos. O valor obtido ($r=.59$, $p<.001$) é um valor intermédio entre os valores dos estudos de Ólafsson et al. (2011) e Judah et al. (2014).

Face aos resultados descritos, tendo em atenção que a fiabilidade temporal se revelou adequada, podemos afirmar que a ACS pode ser utilizada na população portuguesa para medir genericamente o controlo executivo sobre a atenção, podendo os dois factores discriminar

melhor essa medida no que diz respeito à manutenção da atenção face a estímulos distractores (“Foco atencional”) e à capacidade de mudar o foco atencional (“Mudança atencional”). Esta medida pode, pois, ser útil em investigação e em clínica.

Verificou-se que existe uma correlação negativa com os sintomas de ansiedade e depressão, que é consistente com estudos anteriores (Derryberry & Reed, 2002; Eysenck, Derakshan, Santos & Calvo, 2007; Judah et al., 2014; Ólafsson et al., 2011). Existe, também, uma correlação negativa com os sintomas de *stress* e a fusão cognitiva. Estas correlações, tal como esperado, são mais elevadas no caso da amostra clínica como esperado uma vez que as pessoas que têm dor crónica apresentam muitas vezes sintomatologia depressiva (Turk, Okifuji & Scharff cit in Eccleston & Crombez, 1999), e que o enviesamento atencional em relação à dor tem sido descrito por vários autores (e.g., Eccleston & Crombez, 1999; Glass, 2009; Hasenbring, 2000), podendo estar ligado à necessidade de auto protecção contra danos reais ou potenciais (Eccleston & Crombez, 1999). A correlação encontrada com o traço *mindfulness* é positiva. Também neste caso a amostra clínica obteve valores superiores. Estas associações são indicativas da validade da ACS, ainda que pensemos ser necessários mais estudos para o confirmar, nomeadamente no que diz respeito às subescalas.

A análise de regressão revelou que os resultados não são estatisticamente significativos no que diz respeito à subescala “Mudança atencional”, o que reforça a necessidade de prosseguir estudos neste particular.

Uma das limitações identificadas neste estudo diz respeito à amostra não clínica que, sendo uma amostra de oportunidade, não representa fielmente a população portuguesa. É necessário realizar estudos complementares que confirmem ou infirmem, em amostras mais representativas da população portuguesa, as diferenças na constituição dos factores encontradas relativamente aos estudos anteriores.

Conclusão

Apesar das limitações este estudo adiciona em relação aos estudos anteriores a evidência de que a estrutura factorial é semelhante à anteriormente encontrada em populações mais heterogéneas e em populações clínicas, com recolha de amostras em papel e *online*, expandindo o seu âmbito de aplicação. Adicionalmente este estudo proporciona uma versão curta da ACS, o que poderá beneficiar a sua administração. Dados os bons valores psicométricos da versão portuguesa da ACS podemos recomendar a sua utilização para avaliar o controlo atencional, tanto em investigação como na clínica, ainda que se proponham mais estudos.

Referências bibliográficas

- Alberto, I. (2003). Atenção, por favor (!) à avaliação da atenção. *Psicológica*, 2003, 34, 231-243.
- Armstrong, T., Zald, D. H., & Olatunji, B. O. (2011). Attencional Control in OCD and GAD: Specificity and associations with a core cognitive symptoms. *Behaviour Research and Therapy*, 49, 756-762. doi:10.1016/j.brat.2011.08.003.
- Bar-Haim, Y., Lamy, D., & Pergamin, L. (2007). Threat-related attentional bias in anxious and nonanxious individuals: a meta-analytic study. *Psychological Bulletin*, 2007, Vol. 133. No. 1, 1-24.
- Bear, M., Connors, B., W., & Paradiso, M., A. (2007). *Neuroscience: exploring the brain (3rd ed)*. Philadelphia: Lippincott Williams & Wilkins.
- Brewin, C. R. (1987). Cognitive theories of motivation. In Eysenck, H. J. & Martin, I. (Eds). *Theoretical foundations of behavior therapy* (pp. 277-293). New York: Plenum Press.
- Brown K., & Ryan R. (2003). The benefits of being present: Mindfulness and its role in psychological well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 84, 822–848. <http://dx.doi.org/10.1037/0022-3514.84.4.822>.
- Cavanagh, P. (2004). Attention routines and the architecture of selection. In Michael I. Posner (Ed), *Cognitive neuroscience of attention* (pp. 13-28). New York: The Guilford Press.
- Claes, L., Vertommen, S., Smiths, D., & Bijttebier, P. (2009). Emotional reactivity and self-regulation in relation to personality disorders. *Personality and Individual Differences*, 47, 948-953. doi:10.1016/j.paid.2009.07.027.
- Cohen, J. D., Aston-Jones, G. & Gilzenrat, M. S. (2004). A system-level perspective on attentional and cognitive control. Guided activation, adaptative gating, conflict

- monitoring, and exploitation versus exploration. In Michael I. Posner (Ed), *Cognitive neuroscience of attention* (pp. 71-90). New York: The Guilford Press.
- Costa, J. A., Maroco, J., & Pinto-Gouveia, J. (2017). Validation of the psychometric properties of cognitive fusion questionnaire. A study of the factorial validity and factorial invariance of the measure among osteoarticular disease, diabetes mellitus, obesity, depressive disorder, and general populations. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 1-11. doi: 10.1002/cpp.2077
- Derryberry, D. (2002). Attention and voluntary self-control. *Self and Identity*, 1, 105-111.
- Derryberry, D., & Reed, M. A. (2002). Anxiety-related attentional biases and their regulation by attentional control. *Journal of Abnormal Psychology*, Vol 111(2), May 2002, 225-236. <http://dx.doi.org/10.1037/0021-843X.111.2.225>.
- Derryberry, D., & Tucker, D. M. (2006). Motivation, self-regulation, and self-organization. In D. Cicchetti, & D. J. Cohen (Eds), *Developmental psychopathology: developmental neuroscience (2nd edition)- Vol2*. Hoboken: John Wiley & Sons.
- DeVellis, R., F. (2003). *Scale Development - Theory and Applications (2th ed)*. London: Sage Publications.
- Eccleston, C., & Crombez, G. (1999). Pain demands attention: a cognitive-affective model of interruptive function of pain. *Psychological Bulletin*, 1999. Vol. 125, No 3, 356-366.
- Eysenck, M. W., Derakshan, N., Santos, R., & Calvo, M. G. (2007). Anxiety and cognitive performance: Attentional control theory. *Emotion*, 7, 336-353. doi:10.1037/1528-3542.7.2.336.
- Fajkowska, M., & Derryberry, D. (2010). Psychometric properties of Attentional Control Scale: The preliminary study on a Polish sample. *Polish Psychological Bulletin* 2010, vol. 41. doi: 10.2478/s10059-010-0001-7.

- Field, A. (2009). *Discovering statistics using SPSS (3th ed.)*. London: SAGE Publications Inc.
- Filgueiras, A., Galvão, B. de O., Pires, P., Fioravanti-Bastos, A. C., M., Hora, G. P. R., Santana, C. M. T., & Landeira-Fernandez, J. (2015). Tradução e adaptação semântica do Questionário de Controle Atencional para o contexto brasileiro. *Estudos de Psicologia, Campinas, 32 (2)*, 173-185. <http://dx.doi.org/10.1590/0103-166X2015000200003>.
- Gillanders, D., Bolderston, H., Bond, F., Dempster, M., Flaxman, P., Campbell, L., et al. (2014). The development and initial validation of the cognitive fusion questionnaire. *Behavior Therapy, 45*, 83–101. doi:10.1016/j.beth.2013.09.001.
- Glass, J., M. (2009). Review of cognitive dysfunction in fibromyalgia: a convergence on working memory and attentional control impairments. *Rheumatic Disease Clinics of North America 35 (2009)*, 299-311.
- Gregório, S. & Pinto-Gouveia, J. (2013). Mindful Attention and Awareness: Relationships with Psychopathology and Emotion Regulation. *Spanish Journal of Psychology (2013)*, 16, e79, 1–10. doi:10.1017/sjp.2013.79.
- Hasenbring, M. (2000). Attention control of pain and the process of chronification. *Progress in Brain Research, Vol. 129*, 525-534.
- Howell, D. C. (2006). *Statistical Methods for Psychology (6th ed.)*. London: Thomson
- Jolicoeur, P., Sessa, P., Dell'Acqua, R., & Robitaille, N., 2006. Attentional control and capture in the attentional blink paradigm: evidence from human electrophysiology. *European Journal of Cognitive Psychology 2006, 18 (4)*, 560-578. doi:10.1080/09541440500423210.

- Judah, M. R., Grant, D. M., Mills, A. C. & Lechner, V. (2014). Factor structure and validation of the attentional control scale. Retrieved September 20, 2017, from <https://link.springer.com/article/10.1007/s10862-017-9617-7/fulltext.html>
- Klein, R. M., & Lawrence, M. A. (2012). On the modes and domains of attention. In M. Posner (Ed.), *Cognitive neuroscience of attention* (pp. 11-28). New York: The Guilford Press.
- Kline, R. B. (1998). Software review: Software programs for structural equation modeling: Amos, EQS, and LISREL. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 16(4), 343-364.
- Koster, E. H. W., De Raedt, R., Goeleven, E., Franck, E. & Crombez, G. (2005). Mood-congruent attentional bias in dysphoria: maintained attention to impaired disengagement from negative information. *Emotion*, 2005, Vol. 5 No. 4, 446-455.
- 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.
- Maroco, J. (2007). *Análise estatística com utilização do SPSS*. Lisboa, Portugal: Edições Sílabo, Lda.
- Maroco, J. (2010). *Análise de equações estruturais: Fundamentos teóricos, software e aplicações*. Lisboa, Portugal: ReportNumber, Lda.
- Miller, E. K., & Cohen, J. D. (2001). An integrative theory of prefrontal cortex function. *Annual Review of Neurosciences* 2001, 24, 167-202.
- Nunnally, J. C., Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory (3th ed)*. New York: McGraw Hill
- Ólafsson, R. P., Smári, J., Gudmundsdóttir, F., Ólafsdóttir, G. Hardardóttir, H., L., & Einarsson, S., M. (2011). Self report attentional control with the Attentional Control

- Scale: Factor structure and relationship with symptoms of anxiety and depression. *Journal of Anxiety Disorders* 25 (2011), 777-782. doi:10.1016/j.janxdis.2011.03.013.
- Pais-Ribeiro, J. L., Honrado, A., & Leal, I. (2004). Contribuição para o estudo de adaptação portuguesa das Escalas de Ansiedade, Depressão e *Stress* (EADS) de 21 itens de Lovibond e Lovibond. *Psicologia, Saúde & Doenças*, 2004, 5 (2), 229-239.
- Pallant, J. (2010). *SPSS survival manual – A step-by-step guide to data analysis using SPSS for Windows (Version 15) (3th ed.)*. Crows Nest, Australia: Allen & Unwin
- Pinto-Gouveia, J., Dinis, A., Gregório & Pinto (2013). Portuguese version of the Cognitive Fusion Questionnaire.
- Posner, M. I., & Rothbart, M. K. (2006). Research on attention networks as a model for the integration of psychological science. *Annual Review of Psychology* 2007.58 pp. 1-23. doi:10.1146/annurev.psych.58.110405.085516.
- Quigley, L., Wright, C. A., Dobson, K. S., & Sears, C. R. (2017). Measuring attentional control ability or beliefs? Evaluation of the factor structure and convergent validity of the Attentional Control Scale. *J. Psychopathol Behav Asses*. DOI 10.1007/s10862-017-9617-7. Retrieved
- Rosenweig, S., Greeson, J., M., Reibel, D., K., Green, J., S., Jasser, S., A., & Beasley, D. (2010). Mindfulness-based stress reduction for chronic pain conditions: variation in treatment outcomes and role of home meditation practice. *Journal of Psychomatic Research* 68 (2010), 29-36.
- Salvador, Maria C. T. (1997). *"Processamento de informação na fobia social"*. Coimbra: Tese de Mestrado apresentada à Faculdade de Psicologia e de Ciências da Educação da Universidade de Coimbra.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics* (5th ed.). Boston, MA: Allyn & Bacon/Pearson Education.

Ulmitá, C. (2001). Mechanisms of attention. In B. Rapp, *The handbook of cognitive neuropsychology*, pp. 135-158. London: Psychology Press.

Wells, A., Cartwright-Hatton, A. (2004). A short form of the metacognitions questionnaire: properties of the MCQ-30. *Behaviour Research and Therapy* 42 (2004), 385-396.

Anexo 1 – folha de rosto



FPCEUC FACULDADE DE PSICOLOGIA
E DE CIÊNCIAS DA EDUCAÇÃO
UNIVERSIDADE DE COIMBRA



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** 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.jsm@hotmail.com)

Anexo 2 – ACS versão portuguesa

ACS

A seguir encontra uma série de afirmações. Por favor indique quanto se adequam a si colocando um círculo em volta dos números:

1-nunca; 2-algumas vezes; 3-muitas vezes; 4-sempre

| | |
|---|---------|
| 1. Tenho dificuldade em concentrar-me numa tarefa difícil quando há barulho à volta | 1 2 3 4 |
| 2. Tenho dificuldade em focar a minha atenção quando preciso de me concentrar e resolver um problema | 1 2 3 4 |
| 3. Quando trabalho arduamente distraio-me, mesmo assim, com o que acontece à minha volta. | 1 2 3 4 |
| 4. Consigo concentrar-me, mesmo quando há música à minha volta | 1 2 3 4 |
| 5. Quando me concentro, consigo focar a atenção de tal forma que não tenho consciência do que se passa à minha volta | 1 2 3 4 |
| 6. Quando leio ou estudo, distraio-me facilmente se houver pessoas a falar na mesma sala | 1 2 3 4 |
| 7. Quando tento focar a atenção em alguma coisa, tenho dificuldade em bloquear pensamentos que me distraem | 1 2 3 4 |
| 8. Tenho dificuldade em me concentrar quando estou excitado com qualquer coisa | 1 2 3 4 |
| 9. Quando estou concentrado ignoro os sinais da fome e da sede | 1 2 3 4 |
| 10. Posso mudar, facilmente, de uma atividade para outra | 1 2 3 4 |
| 11. Levo algum tempo a estar realmente envolvido numa nova tarefa | 1 2 3 4 |
| 12. Tenho dificuldade em coordenar a minha atenção entre ouvir e escrever quando tomo notas durante uma palestra/aula | 1 2 3 4 |
| 13. Consigo interessar-me, rapidamente, por um novo assunto quando preciso de fazê-lo | 1 2 3 4 |
| 14. Para mim é fácil ler ou escrever enquanto falo, ao mesmo tempo, ao telefone | 1 2 3 4 |
| 15. Tenho dificuldade em manter duas conversas ao mesmo tempo | 1 2 3 4 |
| 16. Tenho dificuldade em ter novas ideias rapidamente | 1 2 3 4 |
| 17. Depois de ser interrompido ou distraído, consigo facilmente voltar a prestar atenção ao que estava a fazer antes | 1 2 3 4 |
| 18. Quando surge um pensamento que me distrai, é-me fácil afastar a minha atenção dele | 1 2 3 4 |
| 19. É fácil, para mim, alternar entre duas tarefas | 1 2 3 4 |
| 20. É difícil, para mim, abandonar uma forma de pensar acerca de qualquer coisa e vê-la de outra perspetiva | 1 2 3 4 |