

## **Avaliação da Inflexibilidade Psicológica em Adolescentes: Estudo das qualidades psicométricas da versão portuguesa do Avoidance and Fusion Questionnaire for Youth (AFQ-Y)**

Marina Cunha

*Instituto Superior Miguel Torga; CINEICC – FPCE*

Ana Marta Santos

*Instituto Superior Miguel Torga*

### **Resumo**

*A expansão gradual das abordagens baseadas no mindfulness e aceitação em crianças e adolescentes implica necessariamente o desenvolvimento de novos instrumentos de medida que avaliem processos centrais de mudança neste tipo de abordagens. O Avoidance and Fusion Questionnaire for Youth (Greco, Lambert, & Baer 2008) avalia a inflexibilidade psicológica medida pela fusão cognitiva e evitamento experiencial. O presente estudo examina as propriedades psicométricas da versão portuguesa deste questionário.*

*A amostra consiste em 461 adolescentes, com idades compreendidas entre os 12 e os 18 anos, a frequentar o ensino básico e secundário de escolas em meio rural e urbano. Para além do AFQ-Y, os jovens preencheram também outras medidas de sintomas psicopatológicos, de percepção do seu auto-conceito social e de aceitação/mindfulness; nomeadamente, o Inventário Depressivo para Crianças (CDI; Kovacs, 1985), a Escala Revista de Ansiedade Manifesta para Crianças (RCMAS; Reynolds & Richmond, 1978), a Escala de Comparação Social (SCS; Allan & Gilbert, 1995), e a Medida de Mindfulness para Crianças e Adolescentes (CAMM; Greco, Smith, & Baer, 2011).*

*Os resultados mostram que o questionário possui uma boa consistência interna, uma adequada estabilidade temporal, uma estrutura de um único factor e correlações na direcção esperada com outras variáveis em estudo. A idade e a escolaridade foram as únicas variáveis demográficas que mostraram um efeito significativo, evidenciando os adolescentes mais novos (e menos escolarizados), menor flexibilidade psicológica.*

*Não obstante algumas limitações deste estudo, os resultados sugerem que o AFQ-Y tem adequabilidade psicométrica, podendo assim ser útil na avaliação da inflexibilidade psicológica em adolescentes.*

*Palavras-chave:* Evitamento experiencial, Fusão cognitiva, Inflexibilidade psicológica.

A correspondência relativa a este artigo deverá ser enviada para: Marina Cunha; Largo da Cruz de Celas, nº 1, 3000-132 Coimbra; E-mail: marina\_cunha@ismt.pt

## Abstract

*The gradual expansion of acceptance and mindfulness based approaches for children and adolescents necessarily implies the development of new assessment instruments that evaluate change processes in this kind of approaches. The Avoidance and Cognitive Fusion Questionnaire for Youngsters (AFQ-Y), developed by Greco, Lambert and Baer (2008), aims at evaluating psychological inflexibility measured by cognitive fusion and experiential avoidance. The present study examines the psychometric properties of the Portuguese version of this questionnaire.*

*The sample consists of 461 adolescents, with ages ranging from 12 to 18, 7th-12th grade students in both rural and urban areas schools. Besides the AFQ-Y, these students completed a set of self-report measures related to psychopathological symptoms, perception of their social self-concept, acceptance/mindfulness; namely, the Children's Depression Inventory (CDI; Kovacs, 1985), the Revised Children's Manifest Anxiety Scale (RCMAS; Reynolds & Richmond, 1978), the Social Comparison Scale (SCS; Allan & Gilbert, 1995) and the Child and Adolescent Mindfulness Measure (CAMM; Greco, Smith, & Baer, 2011).*

*Results show that the questionnaire reveals good internal consistency, an adequate temporal stability, a single factor structure and correlations with other study variables in the expected direction. Age and school years were the only socio-demographic variables that showed a significant effect, that is, younger adolescents (and with less school years) tend to present less psychological flexibility.*

*Even though this study has some limitations, our findings suggest that AFQ-Y has adequate psychometric properties, and thus may be useful in the assessment of psychological inflexibility in adolescents.*

*Key-words:* Cognitive fusion, Experiential avoidance, Psychological inflexibility.

## Introdução

O desenvolvimento de intervenções baseadas no mindfulness e aceitação tem vindo a alargar-se para um amplo leque de problemas e a aplicação deste tipo de abordagens em crianças e adolescentes começa a ganhar terreno, existindo actualmente evidências empíricas da sua utilidade nesta população específica (Burke, 2010; Hayes & Greco, 2008). Esta expansão gradual, por sua vez, impõe a necessidade de avaliar a eficácia deste tipo de abordagens, pelo que o desenvolvimento de instrumentos de avaliação de competências/processos de aceitação e mindfulness, adequados em termos desenvolvimentais a esta população, é essencial. Neste sentido, o presente artigo procura contribuir para a avaliação destes processos (e.g., evitamento experiencial, fusão cognitiva), através da adaptação do *Avoidance and Fusion Questionnaire* para a língua portuguesa.

Destas novas abordagens, designadas de 3ª geração das terapias cognitivo-comportamentais, fazem parte, por exemplo, a Terapia de Aceitação e Compromisso (ACT – *Acceptance and Commitment Therapy*) (Hayes, Strosahl, & Wilson, 1999), a Terapia Dialéctica Comportamental (DBT – *Dialectic Behavior Therapy*) (Linehan, Armstrong, Suarez, Allmon, & Heard, 1991), a Terapia Cognitiva Baseada no Mindfulness (MBCT – *Mindfulness-Based Cognitive Therapy*) (Segal, Williams, & Teasdale, 2002), as quais, não obstante as suas especificidades, partilham construtos comuns como aceitação, mindfulness e valores orientadores da acção.

Estas intervenções terapêuticas caracterizam-se por procurar alterar a função dos fenómenos privados (e.g., pensamentos, sentimentos, sensações corporais) de forma a modificar o seu impacto no

comportamento, distanciando-se das terapias comportamentais e cognitivas tradicionais, as quais são mais focadas na mudança directa do conteúdo, da frequência e da forma dos pensamentos, sentimentos e sensações (Baer & Krietemeyer, 2006; O'Brien, Larson, & Murrell, 2008). As abordagens baseadas no *mindfulness* e na aceitação focam-se sobre a mudança efectiva do comportamento através da alteração do contexto e visam aumentar a flexibilidade psicológica e a orientação dos indivíduos para uma vida mais rica e significativa, de acordo com os seus valores, independentemente dos pensamentos ou sentimentos de um momento particular (Hayes & Strosahl, 2004).

Segundo o modelo clínico da ACT, o sofrimento humano é exacerbado pela inflexibilidade psicológica a qual resulta de dois processos inter-relacionados: a fusão cognitiva e o evitamento experiencial (Baer & Krietemeyer, 2006; Hayes, 2004). A fusão cognitiva refere-se ao processo de envolvimento com o conteúdo dos acontecimentos privados (e.g., pensamentos, sensações corporais, sentimentos, memórias) e com a resposta aos mesmos, como se fossem literalmente verdadeiros, mais do que observar o processo de pensar e sentir em curso (Luoma & Hayes, 2003). No contexto da ACT, a fusão cognitiva é descrita como o modo pelo qual os pensamentos sobre determinado evento se fundem com o acontecimento real. Os pensamentos sobre os aspectos privados evocam uma reacção emocional como o acontecimento em si, levando a determinados comportamentos.

Assim definida, a fusão cognitiva conduz ao evitamento experiencial, ou seja, à indisponibilidade do indivíduo para experienciar certos eventos privados (e.g., pensamentos, sensações corporais, sentimentos, memórias), o que o leva a recorrer a diversas estratégias para os evitar, alterar ou controlar (Hayes, Strosahl, & Wilson, 1999). No pólo oposto, encontra-se o conceito de aceitação psicológica (Hayes & Pankey, 2003), o qual se refere à abertura ou disponibilidade para experienciar os eventos privados tal como eles são, sem qualquer luta ou defesa (Hayes et al., 1999). O evitamento experiencial é um processo omnipresente, aprendido precocemente e reforçado pela comunidade sócio-verbal ao longo da vida. Os esforços de controlo cognitivo e emocional parecem altamente resistentes à mudança, em grande parte, devido aos pressupostos culturais de que os pensamentos e sentimentos dolorosos são, de alguma forma, maus e devem ser controlados e evitados a todo custo. Os seres humanos tendem a persistir ineficazmente, e até mesmo prejudicialmente, nos comportamentos de fuga/controlo devido ao alívio imediato ou a curto prazo que esses comportamentos produzem. No entanto, a longo prazo, esses mesmos comportamentos podem levar a um aumento contraditório do sofrimento, e acrescentar outros problemas pessoais (Greco, Lambert, & Baer, 2008). O evitamento experiencial tem sido identificado como um processo mal-adaptativo caracterizado por um padrão de resposta restrito e inflexível, e associado a resultados pobres de saúde mental e a uma fraca qualidade de vida (Hayes, Wilson, Gifford, Follette, & Strosahl 1996).

A incapacidade de agir de forma eficaz e de acordo com os valores, na presença de pensamentos, emoções ou sensações físicas desagradáveis, é referida como inflexibilidade psicológica (Greco, Blackledge, Coyne, & Ehrenreich, 2005; Hayes, 2004; O'Brien, Larson, & Murrell, 2008).

De acordo com estas novas perspectivas terapêuticas, os referidos conceitos (e.g., *mindfulness*, aceitação, evitamento experiencial, fusão cognitiva) são processos ou mecanismos centrais de mudança, pelo que é crucial o desenvolvimento de instrumentos adequados de medida que possam traduzir melhor, que o uso exclusivo de medidas de psicopatologia, os resultados destas intervenções.

No caso da população de adultos, existem diversos instrumentos com este objectivo, ora avaliando competências de *mindfulness*, aceitação, valores, ora avaliando o evitamento experiencial ou a fusão cognitiva. No que diz respeito à infância e adolescência verifica-se, no entanto, uma escassez de instrumentos de medida desenvolvidos especificamente para esta faixa etária (Coyne, Cheron, & Ehrenreich, 2008).

Para colmatar este vazio conceptual e empírico, Greco e colaboradores deram um contributo importante através do desenvolvimento de duas novas escalas: a *Child and Adolescent Mindfulness Measure* (CAMM) e o *Avoidance and Fusion Questionnaire for Youth* (AFQ-Y). A primeira, a Medida de Mindfulness para Crianças e Adolescentes (CAMM) é constituída por 10 itens que procuram avaliar competências de aceitação e mindfulness (Greco, Baer, & Smith, 2011). O outro instrumento de medida é o Questionário de Evitamento e Fusão Cognitiva para Jovens (AFQ-Y) que avalia a inflexibilidade psicológica, tal como é definida no contexto da ACT (Greco, Lambert, & Baer 2008) e que irá ser alvo deste estudo.

Construído com base na conceptualização do sofrimento humano segundo a ACT, e influenciado pelo questionário de Aceitação e Acção de adultos (AAQ) (Hayes et al., 2004), a versão final do AFQ-Y ficou constituída por 17 itens que medem a inflexibilidade psicológica produzida pelo evitamento experiencial e fusão cognitiva.

A Análise Factorial Confirmatória (AFC) realizada para testar o modelo hipotetizado de um único factor de medida mostrou na sua globalidade um inadequado ajustamento ao modelo, não obstante alguns parâmetros (parcela dos itens da AFC) terem revelado um bom ajustamento. Alguns dos resultados pobres encontrados na AFC foram explicados por problemas com a normalidade dos itens em amostras escolares, pelo que os seus autores, concluíram pela unidimensionalidade do AFQ-Y, embora discutível (Greco et al., 2008).

No que respeita às qualidades psicométricas, os itens apresentaram uma adequada consistência interna ( $\alpha=.90$ ), consistente com as correlações moderadas e altas item-total (entre .47 e.67) e com as saturações médias e elevadas num factor único no modelo de AFC (.50-.70).

Relativamente ao estudo da validade, o total do questionário apresentou uma correlação significativa e positiva com as medidas de sintomas (ansiedade, queixas somáticas e problemas do comportamento) e uma correlação negativa com as medidas de funcionamento (qualidade de vida). Como esperado, o AFQ-Y revelou ainda uma correlação negativa com os processos de aceitação/mindfulness (medidos pelo *Child and Adolescent Mindfulness Measure*) e uma correlação positiva com os processos de evitamento (avaliados pelo *White Bear Suppression Inventory*). No seu conjunto, estes dados apoiam a validade de construto do AFQ-Y (Greco et al., 2008).

A partir da versão de 17 itens, os seus autores construíram uma versão reduzida, o AFQ-Y de oito itens, com o objectivo de obter um instrumento unidimensional de rastreio, útil na investigação baseada em grupos. O AFQ-8 itens evidenciou também uma boa fidedignidade e validade. A Análise Factorial Confirmatória revelou um ajustamento satisfatório ao modelo de um factor de medida, evidenciando, indiscutivelmente a unidimensionalidade desta versão reduzida (Coyne et al., 2008; Greco et al., 2008).

Tendo em conta a inexistência de instrumentos de avaliação da inflexibilidade psicológica em crianças e adolescentes adaptados para a população portuguesa, o objectivo do presente trabalho é traduzir, adaptar e validar o *Avoidance and Fusion Questionnaire for Youth*, uma vez que é um dos instrumentos mais utilizados no contexto das terapias baseadas no mindfulness e aceitação. Para esse efeito será utilizada uma amostra de adolescentes que permita a análise da dimensionalidade do questionário, características psicométricas e análise diferencial em função da idade, sexo e anos de escolaridade. Para o estudo da sua validade convergente e divergente serão utilizadas medidas de aceitação, de estados emocionais negativos (depressão, ansiedade) e de auto-estima social (comparação social).

## Método

### Participantes

A amostra é constituída por 461 adolescentes a frequentar o 3º ciclo do ensino básico e ensino secundário (7º ao 12º ano) de escolas públicas, situadas em meio urbano e rural do distrito de Leiria e de Lisboa. As escolas foram escolhidas por conveniência e, em cada escola, a selecção das turmas a aplicar os questionários (em cada ano de escolaridade), foi realizada de forma aleatória. Participaram 200 rapazes (43.4%) e 261 raparigas (56.6%), com uma idade média de 15.8 anos ( $DP=1.84$ ) e uma escolaridade média de 9.36 anos ( $DP=1.66$ ).

Não foram encontradas diferenças estatisticamente significativas entre os rapazes e raparigas no que respeita à média de idades [ $t(459)=0.23$ ;  $p=.819$ ] e de anos de escolaridade [ $t(459)=-1.86$ ;  $p=.063$ ].

### Instrumentos

O *Avoidance and Fusion Questionnaire for Youth* (AFQ-Y; Greco, Lambert, & Baer, 2008) é um instrumento de auto-resposta constituído por 17 itens que avaliam a inflexibilidade psicológica. Segundo o modelo conceptual que está na base do questionário, a inflexibilidade psicológica resulta da sobreposição de processos de fusão cognitiva (e.g., “Os meus pensamentos e sentimentos atrapalham a minha vida”; “As coisas más que penso sobre mim possivelmente são verdadeiras”) e de, evitamento experiencial (e.g., “Afasto os pensamentos e sentimentos que eu não gosto”; “Paro de fazer coisas que são importantes para mim sempre que me sinto mal”) (Greco, Lambert, & Baer, 2008). É pedido aos jovens para avaliarem a veracidade de cada item, numa escala de 4 pontos (0-Nada Verdadeira; 1-Pouco Verdadeira; 2-Quase Verdadeira; 3-Verdadeira e 4-Muito Verdadeira). Quanto maior é a pontuação global, maior é a inflexibilidade psicológica assim avaliada.

A *Revised Children’s Manifest Anxiety Scale* (RCMAS; Reynolds & Richmond, 1978, versão portuguesa de Fonseca, 1992) é um instrumento de medida da ansiedade crónica, formado por 37 itens destinados a determinar a presença ( $Sim=1$  ponto), ou ausência ( $Não=0$  pontos), de uma grande variedade de sintomas, em crianças e adolescentes, desde o 3º ao 12º ano de escolaridade. A pontuação varia entre 0 e 37 pontos, significando que quanto maior é a pontuação, maior é a ansiedade-traço assim medida. Destes 37 itens, 28 pertencem a uma escala de ansiedade e 9 constituem uma escala de mentira ou de deseabilidade social. A RCMAS tem apresentado boa consistência interna, fidelidade teste-reteste e validade (Dias & Gonçalves, 1999; Fonseca, 1992; Reynolds & Richmond, 1997).

Na amostra da presente investigação, a RCMAS evidenciou uma adequada fidedignidade, oscilando os valores de alfa de Cronbach entre 0.83 (para o índice de ansiedade) e 0.69 (para o índice de deseabilidade social).

A *Child and Adolescent Mindfulness Measure* (CAMM; Greco, Baer, & Smith, 2011; versão portuguesa: Cunha, Pinto-Gouveia, & Paiva, 2010) é constituída por 10 itens que procuram avaliar as diferenças individuais das crianças e adolescentes, relativamente à consciência do momento presente e respostas não ajuizadoras e não evitantes às suas experiências internas.

As respostas para cada item variam entre 0 (raramente) e 4 (sempre), sendo que quanto maior é a pontuação, maior é a competência de aceitação e os consequentes traços *mindfulness* do indivíduo.

Na validação da escala portuguesa, os autores obtiveram uma consistência interna de .74 numa amostra de adolescentes (Cunha, Pinto-Gouveia, & Paiva, 2010).

Na amostra do estudo em curso, a CAMM revelou uma moderada consistência interna, com valor alfa de Cronbach igual a .76 (versão original: .80).

A *Social Comparison Scale* (SCS; Allan & Gilbert, 1995; versão portuguesa de Gato & Pinto-Gouveia, 2003, manuscrito não publicado), formada por 11 itens, permite avaliar a comparação que a pessoa faz dos seus relacionamentos interpessoais. Esta escala aborda a comparação social tendo em conta a sua função adaptativa na formação de hierarquias e utilizando uma metodologia diferencial semântica.

A avaliação é feita com base numa escala de 10 pontos. Quanto maior for a pontuação, mais positiva é a forma como o sujeito se auto-avalia (Gato, 2003).

Este instrumento foi traduzido e adaptado para a população portuguesa e a análise das suas qualidades psicométricas revelou, à semelhança do estudo original, a existência de dois factores que explicam 58,5% da variância e com uma consistência interna satisfatória (valores de Alfa de Cronbach entre .82 e .78) (Gato, 2003). Numa amostra de adolescentes, Cunha (2005), obteve valores de consistência interna muito semelhantes.

Na amostra do presente estudo, também realizado com adolescentes, os resultados obtidos através da Escala de Comparação Social evidenciaram uma boa consistência interna ( $\alpha=.90$ ).

O *Children Depression Inventory* (CDI; Kovacs, 1985, 1992; versão portuguesa de Marujo, 1994) é o inventário mais largamente utilizado para a avaliação de depressão em crianças e adolescentes. É constituído por 27 itens que procuram avaliar o humor perturbado, a capacidade para sentir prazer, as funções vegetativas, as auto-avaliações e comportamentos interpessoais. Cada um dos itens contém 3 frases classificadas entre 0 (ausência de problema) e 2 (problema grave). A criança/adolescente deve escolher a opção que melhor se adequa aos seus sentimentos experienciados nas duas últimas semanas. A cotação total é obtida através do somatório da pontuação de todos os itens, de forma que, quanto maior a cotação, maior a gravidade dos sintomas depressivos. O CDI demonstrou uma boa consistência interna, tanto em amostras normais, como em amostras de crianças com perturbações emocionais (Kovacs, 1985).

A versão portuguesa do CDI (Marujo, 1994), e um estudo posterior de Dias e Gonçalves (1999), revelaram uma boa precisão e valores elevados de consistência interna (Alfa de Cronbach entre .80 e .84).

Na amostra da nossa investigação, o CDI revelou uma boa consistência interna, com valor alfa de Cronbach de .83.

### *Procedimento*

*Processo de tradução e adaptação.* O processo de adaptação da versão portuguesa baseou-se no método “Traduz-Retraduz” (Hill & Hill, 2008) o qual consistiu essencialmente em 3 fases distintas: (1) tradução por 3 pessoas com conhecimentos sólidos da língua inglesa e com experiência na tradução de questionários; (2) verificação da tradução através de retroversão e comparação com o original, bem como análise final da validade de conteúdo dos itens por dois especialistas em psicologia, nomeadamente com conhecimentos no domínio em questão; (3) estudo piloto com uma amostra de 12 indivíduos, com características semelhantes às da população a que o questionário se destina, para identificar se o modo como entendiam, quer os itens, quer a forma de responder, correspondia ao pretendido (*cognitive debriefing*). A tradução para língua inglesa (retroversão) foi feita por um professor nativo de língua inglesa, tendo-se concluído pela equivalência das duas versões, que podem ser observadas no Quadro 1.

Após estes passos, foi construída a versão definitiva do questionário e foi aplicada aos participantes deste estudo.

## Quadro 1

*Comparação das versões portuguesa e inglesa do instrumento de avaliação*

| Questionário de Evitamento e Fusão para Adolescentes<br>– versão língua portuguesa                           | Avoidance and Fusion Questionnaire for Youth (AFQ-Y)<br>– versão língua inglesa |
|--|---|
| 1. A minha vida não será boa enquanto não me sentir feliz  | 1. My life won't be good until I feel happy.                                    |
| 2. Os meus pensamentos e sentimentos atrapalham a minha vida   | 2. My thoughts and feelings mess up my life.                                    |
| 3. Se me sinto triste ou receoso(a), então é porque alguma coisa deve estar mal comigo                       | 3. If I feel sad or afraid, then something must be wrong with me.               |
| 4. As coisas más que penso sobre mim possivelmente são verdadeiras   | 4. The bad things I think about myself must be true.                            |
| 5. Não tento fazer coisas novas se tenho medo de me atrapalhar   | 5. I don't try out new things if I'm afraid of messing up.                      |
| 6. Tenho de me ver livre das minhas preocupações e medos para poder ter uma vida boa                         | 6. I must get rid of my worries and fears so I can have a good life.            |
| 7. Faço tudo o que posso para ter a certeza que não pareço estúpido(a) (tonto/a) à frente das outras pessoas | 7. I do all I can to make sure I don't look dumb in front of other people.      |
| 8. Esforço-me por apagar as memórias dolorosas da minha cabeça   | 8. I try hard to erase hurtful memories from my mind.                           |
| 9. Não consigo suportar sentir mágoa ou dor no meu corpo   | 9. I can't stand to feel pain or hurt in my body.                               |
| 10. Se o meu coração bate rapidamente, é porque alguma coisa deve estar mal comigo                           | 10. If my heart beats fast, there must be something wrong with me.              |
| 11. Afasto os pensamentos e sentimentos que não gosto  | 11. I push away thoughts and feelings that I don't like.                        |
| 12. Paro de fazer coisas que são importantes para mim sempre que me sinto mal                                | 12. I stop doing things that are important to me whenever I feel bad.           |
| 13. Quando tenho pensamentos que me fazem sentir triste, as coisas correm-me pior na escola                  | 13. I do worse in school when I have thoughts that make me feel sad.            |
| 14. Digo coisas para parecer que estou bem   | 14. I say things to make me sound cool.   |
| 15. Quem me dera poder usar uma varinha mágica que fizesse desaparecer a minha tristeza                      | 15. I wish I could wave a magic wand to make all my sadness go away.            |
| 16. Tenho medo dos meus sentimentos  | 16. I am afraid of my feelings.   |
| 17. Não consigo ser um(a) bom(a) amigo(a) quando me sinto em baixo   | 17. I can't be a good friend when I feel upset.                                 |

*Procedimentos metodológicos gerais*

A escala juntamente com outros instrumentos de medida foi aplicada em grupo, em contexto de sala de aula, acompanhada por um dos investigadores que se disponibilizava a responder a todas as dúvidas que surgissem. O tempo médio de preenchimento dos questionários foi de 35 minutos.

As turmas, dentro de cada escola, foram seleccionadas ao acaso, tendo em conta cada ano do nível do ensino básico e secundário.

Previamente à aplicação das escalas, procedeu-se à obtenção da autorização da investigação junto da Direcção Geral de Inovação e Desenvolvimento Curricular (DGIDC) e dos concelhos executivos de cada escola, bem como ao consentimento informado dos participantes. A participação foi voluntária, anónima, bem como foram assegurados os princípios éticos da investigação.

Relativamente aos procedimentos estatísticos utilizados, optámos por referi-los à medida que os resultados vão sendo apresentados.

**Resultados***Validade factorial*

Foi realizada uma análise factorial confirmatória (CFA) para verificar o ajustamento dos dados ao modelo de um único factor encontrado pelos autores na versão original do questionário. Para esse

efeito, foi utilizado o WLSMV (*Weighted least square parameter using a diagonal weight matrix with robust errors and means*), uma vez que as variáveis observadas podem ser consideradas variáveis ordinais numa escala de resposta de 4 pontos, em que cada variável latente representa uma variável contínua. Recorremos ao Modelo de Equações Estruturais, utilizando o AMOS para Windows versão 18, na qual o método de máxima verosimilhança foi utilizado para investigar o ajustamento global do modelo às matrizes de variância observada e covariância correspondentes.

Foram verificados os pressupostos de normalidade multivariada. Relativamente à distribuição dos valores obtidos no AFQ-Y, o teste de normalidade de *Kolmogorov-Smirnov* não foi significativo ( $p=.193$ ) e os valores de assimetria e de curtose não evidenciaram um enviesamento grave à distribuição normal ( $SK < |3|$  e  $Ku < |10|$ ) (Kline, 2005). No que respeita à distância de Mahalanobis ( $DM^2$ ), alguns casos evidenciaram valores indicadores da presença de outliers, mas decidimos mantê-los para não diminuir a variabilidade associada ao factor em estudo e limitar uma interpretação relevante nesta análise. Os resultados obtidos são apresentados no Quadro 2. Dos indicadores de qualidade de ajustamento utilizados, 4 apoiam claramente a estrutura de um único factor, ficando apenas o índice de ajustamento comparativo (CFI) abaixo dos valores recomendados ( $\geq .90$ ).

## Quadro 2

### *Coeficientes e índices de qualidade de ajustamento do modelo de medida*

|   |         |
|---|---------|
| Qui-Quadrado ( $\chi^2$ )                         | 293.796 |
| Graus de Liberdade (gl)                           | 119     |
| Razão $\chi^2$ /gl; Qui-Quadrado normalizado (NC) | 2.5     |
| Erro quadrático médio de aproximação (RMSEA)      | .05     |
| Índices de qualidade do ajustamento (GFI)         | .93     |
| Índice de ajustamento comparativo (CFI)           | .87     |
| Média quadrática residual estandardizada (SRMR)   | .05     |

Recorremos ao índice do Qui-quadrado normalizado (NC) uma vez ser menos sensível ao tamanho da amostra, e o valor encontrado no nosso estudo ( $NC < 5$ ) permite considerar um ajustamento aceitável (Arbuckle, 2008; Marôco, 2010b). Quanto aos restantes índices absolutos de ajustamento, evidenciaram valores tradutores de um bom ajustamento ao modelo hipotético de um factor (Browne & Cudeck, 1993; Kline, 2005; Marôco, 2010b). Nomeadamente, o valor do RMSEA (.06) situa-se no intervalo entre  $].05; .10]$  (ajustamento bom), o valor de SRMR (.05) é inferior a .09 (ajustamento bom) e o GFI é superior a .90 (ajustamento bom). Pelo contrário, o índice comparativo de ajustamento (CFI) ficou ligeiramente abaixo do valor mínimo esperado (.90) para se considerar a adequabilidade do modelo, evidenciando apenas um ajustamento sofrível ao modelo hipotético de um factor singular (Marôco, 2010b).

### *Fidelidade da escala*

*Consistência interna e análise dos itens.* Para determinar a consistência interna, calculou-se o alfa de Cronbach para a totalidade dos itens, estabelecendo como valor mínimo .70, de acordo com as indicações de Nunally (1978). O questionário revelou uma boa consistência interna com valor de  $\alpha=.82$ , (escala americana  $\alpha=.90$ ).

Tal como se pode ver através da análise do Quadro 3, todos os itens mostram correlações item-total superiores ou iguais a .35, excepto os itens 1 (“A minha vida não será boa enquanto não me sentir feliz”) e o item 11 (“Afasto os pensamentos e sentimentos que não gosto”), que apresentam,

respectivamente, uma correlação de .24 e de .15. Contudo, dada a média elevada no item 1 e, tendo sido verificado que a sua exclusão, diminuía o valor alfa de Cronbach ( $\alpha=.81$ ), decidimos mantê-lo na escala. Relativamente ao item 11, apesar do seu baixo valor de correlação com o total da escala, foi também mantido, dado a sua exclusão não alterar o valor de consistência interna.

### Quadro 3

Valores médios, de desvio-padrão, correlação item-total corrigida e alfa de Cronbach se o item for excluído ( $N=461$ )

| AFQ-Y/itens  | M     | DP    | r Item-total | $\alpha$ Cronbach |
|--|-------|-------|--------------|-------------------|
| 1. A minha vida não será boa enquanto não me sentir feliz  | 3.03  | 1.11  | .24          | .81               |
| 2. Os meus pensamentos e sentimentos atrapalham a minha vida   | 1.85  | 1.20  | .45          | .80               |
| 3. Se me sinto triste ou receoso(a), então é porque alguma coisa deve estar mal comigo                       | 2.61  | 1.12  | .48          | .80               |
| 4. As coisas más que penso sobre mim possivelmente são verdadeiras   | 2.05  | 1.08  | .36          | .81               |
| 5. Não tento fazer coisas novas se tenho medo de me atrapalhar   | 1.32  | 1.23  | .41          | .81               |
| 6. Tenho de me ver livre das minhas preocupações e medos para poder ter uma vida boa                         | 2.69  | 1.15  | .37          | .81               |
| 7. Faço tudo o que posso para ter a certeza que não pereço estúpido(a) (tonto/a) à frente das outras pessoas | 2.32  | 1.28  | .39          | .81               |
| 8. Esforço-me por apagar as memórias dolorosas da minha cabeça   | 2.66  | 1.16  | .38          | .81               |
| 9. Não consigo suportar sentir mágoa ou dor no meu corpo   | 2.02  | 1.27  | .44          | .80               |
| 10. Se o meu coração bate rapidamente, é porque alguma coisa deve estar mal comigo                           | 1.47  | 1.23  | .43          | .80               |
| 11. Afasto os pensamentos e sentimentos que não gosto  | 2.44  | 1.12  | .15          | .82               |
| 12. paro de fazer coisas que são importantes para mim sempre que me sinto mal                                | 1.36  | 1.17  | .53          | .80               |
| 13. Quando tenho pensamentos que me fazem sentir tristeza as coisas correm-me pior na escola                 | 3.37  | 1.30  | .48          | .80               |
| 14. Digo coisas para parecer que estou bem   | 2.16  | 1.27  | .44          | .80               |
| 15. Quem me dera poder usar uma varinha mágica que fizesse desaparecer a minha tristeza                      | 2.45  | 1.42  | .52          | .80               |
| 16. Tenho medo dos meus sentimentos  | 1.43  | 1.29  | .47          | .80               |
| 17. Não consigo ser um(a) bom(a) amigo(a) quando me sinto em baixo   | 1.34  | 1.27  | .39          | .81               |
| TOTAL  | 36.57 | 20.67 |              | .82               |

### Estabilidade temporal (fidelidade teste-reteste)

Outra característica analisada foi a da estabilidade temporal do questionário através da determinação do coeficiente de correlação de Pearson. Para este objectivo, o AFQ-Y foi passado de novo, 4 semanas mais tarde, a um grupo de jovens adolescentes com características semelhantes às da amostra em estudo ( $N=57$ ), obtendo-se uma moderada estabilidade dos resultados obtidos neste instrumento ( $r=.60$ ) ao longo do tempo.

### Análise de validade

Para estudar a validade convergente e divergente deste questionário calculámos a sua correlação, através do teste paramétrico de Pearson, com as escalas de avaliação de aceitação/*mindfulness* (CAMM), de ansiedade (RCMAS), depressão (CDI) e de comparação social (SCS).

Como se pode verificar no Quadro 4, os coeficientes de correlação, todos estatisticamente significativos ao nível de .001, variam entre .53 e -.30. Como seria de esperar, encontrou-se uma associação negativa entre a variável de evitamento/fusão cognitiva avaliada pelo AFQ-Y e as variáveis de aceitação/*mindfulness* (CAMM) e comparação social (SCS). O mesmo é dizer que, quanto maiores são os valores de evitamento e fusão cognitiva, menores são os valores de aceitação/*mindfulness* e mais negativa é a forma como os adolescentes se auto-percepcionam no relacionamento com os outros. Já em relação às restantes variáveis, o AFQ-Y está associado de forma positiva, ou seja, quanto maior é o evitamento e fusão cognitiva, maior é a ansiedade e o humor depressivo. A correlação mais elevada ( $r=.53$ ;  $p<.001$ ) foi obtida com a variável de aceitação/*mindfulness*, explicada possivelmente pela semelhança de construtos.

#### Quadro 4

*Correlações de Pearson entre AFQ-Y e medidas de aceitação, ansiedade, depressão e comparação social*

|       | TOTAL AFQ-Y |
|-------|-------------|
| CAMM  | -.53**      |
| RCMAS | .52**       |
| CDI   | .47**       |
| SCS   | -.30**      |

*Nota.* AFQ-Y=Avoidance and Fusion Questionnaire for Youth; CAMM=Children and Adolescent Mindfulness Measure; RCMAS=Revised Children Manifest Anxiety Scale; CDI=Children's Depression Inventory; SCS=Social Comparison Scale; \*\* $p<.001$ .

#### *Dados descritivos: Influência do sexo, idade e anos de escolaridade*

No Quadro 5, apresentam-se as médias e desvios padrões do total do AFQ-Y, separadamente para os rapazes e raparigas, para cada nível etário e grau de escolaridade.

#### Quadro 5

*Resultados dos valores médios do total do AFQ-Y por sexo, idade e escolaridade*

|              |                    | M     | DP    | t/f             | p    |
|--------------|--------------------|-------|-------|-----------------|------|
| Sexo         | Masculino (n=200)  | 34.60 | 9.91  | $t(459)=-1.73$  | .085 |
|              | Feminino (n=261)   | 36.28 | 10.72 |                 |      |
| Idade        | 12-13 (n=107)      | 37.71 | 10.87 | $F(2,458)=5.06$ | .007 |
|              | 14-15 (n=147)      | 36.20 | 10.50 |                 |      |
|              | 16-18 (n=207)      | 35.55 | 10.40 |                 |      |
| Escolaridade | 3º Ciclo (n=270)   | 36.98 | 10.57 | $t(459)=3.55$   | .000 |
|              | Secundário (n=191) | 33.53 | 9.84  |                 |      |

Os rapazes e raparigas não diferem entre si, no que respeita aos valores médios de evitamento e fusão cognitiva [ $t(459)=-1,73$ ;  $p=.085$ ], embora haja uma diferença significativa entre os níveis de escolaridade [ $t(459)=3,55$ ;  $p<.001$ ], com os alunos do ensino básico a apresentar valores mais elevados.

Já em relação aos grupos de idade, depois de verificada a homogeneidade de variâncias (Teste de Levene –  $p=.463$ ), os resultados da ANOVA, mostraram diferenças significativas entre os grupos

[ $F(2,458)=5.06; p=.007$ ]. Para localizar as diferenças entre os grupos de idade, realizaram-se os testes *post hoc* de Tukey, verificando-se que apenas existe uma diferença significativa entre os mais novos (12-13 anos) e os mais velhos (16-18 anos). São os adolescentes mais novos que apresentam valores mais elevados de evitamento e fusão cognitiva (ver Quadro 5).

## Discussão

O presente estudo teve como objectivo avaliar a versão portuguesa do AFQ-Y, relativamente à sua fidedignidade, dimensionalidade e validade, numa amostra de adolescentes portugueses com idades compreendidas entre os 12 e 18 anos.

Para o processo de tradução e adaptação foram seguidas as directrizes teoricamente estabelecidas para minimizar erros de adaptação e garantir que o processo resulte em duas versões equivalentes do mesmo instrumento (Hill & Hill, 2008). Apesar de alterações mínimas necessárias à apresentação dos conteúdos, o seu significado foi mantido no processo de tradução, como confirmado pelo processo de reflexão falada e avaliação da retroversão. Os resultados da análise psicométrica permitem concluir acerca da adequabilidade estatística deste instrumento, indicando níveis adequados de consistência interna e unidimensionalidade, semelhantes aos obtidos no estudo da versão original americana (Greco et al., 2008).

Os dados de validade factorial apoiam a estrutura unidimensional do questionário. Ainda que um índice (CFI) questione a qualidade do ajustamento do modelo, apresentando um valor considerado apenas aceitável (Marôco, 2010), todos os outros índices apresentam valores tradutores de um bom ajustamento, sugerindo a adequabilidade do modelo de medida proposto. Assim, a inflexibilidade psicológica, avaliada por este questionário, aparece como um construto singular que resulta de processos sobreponíveis de fusão cognitiva e evitamento experiencial.

A versão portuguesa do AFQ-Y mostrou possuir valores elevados de consistência interna, indicando, uma boa fidedignidade deste instrumento. Não obstante o fraco comportamento dos itens 1 e 11, traduzido pelos valores baixos de correlação com o total da escala, optou-se por mantê-los, uma vez que a sua exclusão não melhorava a consistência interna, avaliada pelo coeficiente alfa de Cronbach. Outros estudos devem ser feitos no sentido de clarificar o comportamento destes itens.

A estabilidade temporal foi avaliada com quatro semanas de intervalo, revelando valores aceitáveis e coerentes com os obtidos na população americana de adolescentes.

De acordo com modelo de sofrimento humano reflectido na ACT e evidência empírica resultante de estudos clínicos com adultos, seria de esperar que o AFQ-Y se correlacionasse positivamente com medidas adversas, tais como estados de ansiedade e de depressão, onde a fusão cognitiva e o evitamento experiencial são frequentes. Em contraste, seria de esperar que o AFQ evidenciasse uma associação negativa elevada com o construto oposto (e.g., aceitação/mindfulness), e moderada com a auto-estima (avaliada pela comparação social). Os resultados do presente estudo vão de encontro ao que era esperado, reforçando assim a validade e a fidedignidade do questionário. Os nossos dados permitem dizer que quanto maior a flexibilidade psicológica nos adolescentes, menores são os sintomas de ansiedade e depressão e maior é a competência de aceitação/mindfulness e mais positiva é a comparação com os pares.

A consideração das variáveis demográficas sexo, idade e escolaridade veio mostrar que na população portuguesa, não há diferenças significativas entre rapazes e raparigas, mas são os

adolescentes mais novos e menos escolarizados (do ensino básico) que apresentam maior inflexibilidade psicológica avaliada pelo AFQ-Y. Estes resultados são consistentes com os obtidos no estudo de Greco e colaboradores (Greco, Lambert, & Baer, 2008).

Tendo em conta que a maior parte das perturbações psicológicas são detectadas no período da adolescência, e que estas podem ter sérias consequências na vida destes jovens, a sua avaliação, torna-se um aspecto crucial na investigação e prática clínica com adolescentes. Neste processo de avaliação clínica os instrumentos de auto-resposta têm um papel fundamental, uma vez que, permitem com facilidade, de forma fidedigna e válida, ter acesso a formas de pensar, sentir e agir dos sujeitos. Na presente investigação, os resultados da análise psicométrica do AFQ-Y atestam a adequabilidade estatística deste instrumento, apontando a sua utilidade no estudo da inflexibilidade psicológica.

Para concluir, o nosso estudo é o primeiro a validar um instrumento, cuja base teórica assenta na inflexibilidade psicológica produzida pelo evitamento experiencial e fusão cognitiva, explicada pelo modelo da Terapia de Aceitação e Compromisso.

Algumas limitações podem ser apontadas a este estudo. A primeira prende-se com a necessidade de replicar estes dados com amostras maiores e mais diversificadas do ponto de vista geográfico. Por outro lado, uma vez que, estes dados são retirados de uma amostra da comunidade seria importante ver o comportamento deste questionário na população clínica, de forma a poder estabelecer um padrão de respostas consoante o quadro psicopatológico.

Parece-nos também importante que a utilidade do questionário seja verificada também com outras faixas etárias, principalmente com crianças com menos de 12 anos de idade, pois tal como no caso dos adolescentes, muito poucos instrumentos são testados com crianças mais novas.

Julgamos pertinente a realização de um futuro estudo sobre o desenvolvimento de uma versão reduzida da escala, à semelhança do que fizeram os seus autores (Greco et al., 2008), justificado ainda pelos resultados encontrados na análise da consistência interna dos itens do nosso estudo.

Seria ainda uma mais-valia, para complementar o estudo, compará-lo com outros elementos de avaliação, tais como, a observação comportamental, o que seria muito útil com crianças de tenra idade que ainda não possuam capacidades verbais.

O desenvolvimento de medidas psicológicas para crianças e adolescentes é, sem dúvida, um passo necessário para a expansão da psicologia clínica e da nova geração de terapias cognitivas e comportamentais. Com o presente trabalho espera-se ter dado um contributo positivo para a compreensão, investigação e divulgação do Questionário de Evitamento e Fusão Cognitiva, que se preconiza ser um processo continuado e aperfeiçoado em trabalhos futuros.

## Referências

- Allan, S., & Gilbert, P. (1995). A social comparison rating scale: Psychometric properties and relationship to psychopathology. *Personality and Individual Differences, 19*(1), 293-299.
- Arbuckle, J. L. (2008). *Amos 17 users' guide*. Chicago: IL, SPSS.
- Baer, R. (2003). Mindfulness training as a clinical intervention: A conceptual and empirical review. *Clinical Psychology: Science and Practice, 10*, 125-143.

- Baer, R. A., & Krietemeyer, J. (2006). Overview of mindfulness and acceptance-based treatments approaches. In R. A. Baer (Ed.), *Mindfulness-based treatment approaches: Clinician's guide to evidence base and applications* (pp. 3-29). Amsterdam; Boston: Elsevier Academic Press.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Newbury Park, CA: Sage.
- Burke, C. A. (2010). Mindfulness-based approaches with children and adolescents: A preliminary review of current research in an emergent field. *Journal of Child and Family Studies*, *19*(2), 133-144.
- Coyne, L., Cheron, D., & Ehrenreich, J. (2008). Assessment of acceptance and mindfulness processes in youth. In L. A. Greco & S. C. Hayes (Eds.), *Acceptance & mindfulness treatments for children & Adolescents: A practioner Guide* (pp. 37-62). CA: Oackland: New Harbinger Publications, Inc.
- Cunha, M. (2005). *Ansiedade social na adolescência avaliação e trajetórias de desenvolvimento*. Tese de doutoramento (não publicada). Faculdade de Psicologia e Ciências da Educação, Universidade de Coimbra.
- Cunha, M., Pinto-Gouveia, & Paiva, J. (2010). Mindfulness skills in Portuguese adolescents: Psychometric properties of the Children's Acceptance and Mindfulness (CAMM). *Poster apresentado no 40th EABCT Annual Congress*. Milan, Italy.
- Dias, P., & Gonçalves, M. (1999). Avaliação da ansiedade e da depressão em crianças e adolescentes (STAI-C2, CMAS-R, FSSC-R e CDI): Estudo normativo para a população portuguesa. *Avaliação Psicológica*, *VI*, 553-564.
- Fonseca, A. (1992). Uma escala de ansiedade para crianças e adolescentes: "O que eu penso e o que eu sinto". *Revista Portuguesa de Pedagogia*, *XXVI*(I), 141-145.
- Gato, J. J. (2003). *Evolução e ansiedade social*. Tese de mestrado (não publicada). Faculdade de Psicologia e Ciências de Educação, Universidade de Coimbra.
- Greco, L. A., Baer, R. A., & Smith, G. T. (2011). Assessing mindfulness in children and adolescents: Development and validation of the Child and Adolescent Mindfulness Measure (CAMM). *Psychological Assessment*, *23*(3), 606-614.
- Greco, L. A., Lambert, W., & Baer, R. A. (2008). Psychological inflexibility in childhood and adolescence: Development and evaluation of the Avoidance and Fusion Questionnaire for Youth. *Psychological Assessment*, *20*(2), 93-102.
- Greco, L. A., Blackledge, J. T., Coyne, L. W., & Ehreneich, J. (2005). Integrating acceptance and mindfulness into treatments for child and adolescent anxiety disorders: Acceptance and commitment therapy as an example. In S. M. Orsillo & L. Roemer (Eds.), *Acceptance and mindfulness-based approaches to anxiety: Conceptualization and treatment* (pp. 301-322). New York: Springer.
- Hayes, S. C. (2004). Acceptance and commitment therapy, relational frame theory, and the third wave of behavioral and cognitive therapies. *Behavior Therapy*, *35*, 639-665.
- Hayes, S. C., & Greco, L. A. (2008). Acceptance and mindfulness for youth: It's time. In L. A. Greco & S. C. Hayes (Eds.), *Acceptance & mindfulness treatments for children & adolescents: A practioner guide* (pp. 3-14). Oackland, CA: New Harbinger Publications, Inc.
- Hayes, S. C., & Pankey, J. (2003). Acceptance. In W. O'Donohue, J. E. Fisher & S. C. Hayes (Eds.), *Cognitive behavior therapy: Applying empirically supported techniques in your practice* (pp. 4-9). New Jersey: Wiley & Sons.

- Hayes, S., & Strosahl, K. (2004). *A practical guide to acceptance and commitment therapy*. USA: Springer Science.
- Hayes, S., Strosahl, K., & Wilson, K. G. (1999). *Acceptance and commitment therapy: An experiential approach to behavior change*. New York: Guilford Press.
- Hayes, S., Wilson, K., Gifford, E., Follette, V., & Strosahl, K. (1996). Experiential avoidance and behavioral disorders: A functional dimensional approach to diagnosis and treatment. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 1152-1168.
- Hayes, S. C., Strosahl, K. D., Wilson, K. G., Bissett, R. T., Pistorello, J., Toarmino, D., et al. (2004). Measuring experiential avoidance: A preliminary test of a working model. *The Psychological Record*, 54, 533-578.
- Hill, M. M., & Hill, A. (2008). *Investigação por questionário* (2nd ed.). Coimbra: Edições Sílabo.
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling* (2nd ed.). New York: Guilford.
- Kovacs, M. (1992). *Children's Depression Inventory – Manual*. New York: Multi-Health Systems.
- Kovacs, M. (1985). The Children's Depression, Inventory (CDI). *Psychopharmacology Bulletin*, 21(4), 995-998.
- Linehan, M. M., Armstrong, H. E., Suarez, A., Allmon, D., & Heard, H. L. (1991). Cognitive-behavioral treatment of chronically parasuicidal borderline patients. *Archives of General Psychiatry*, 48(12), 1060-1064.
- Luoma, J., & Hayes, S. C. (2003). Cognitive defusion. In W. T. O'Donohue, J. E. Fisher, & S. C. Hayes (Eds.), *Cognitive behavior therapy: Applying empirically supported techniques in your practice* (pp. 71-78). New Jersey: Wiley & Sons.
- Marôco, J. (2010). *Análise de equações estruturais: Fundamentos teóricos, software e aplicações*. Pêro Pinheiro: Report Number, Lda.
- Marujo, H. M. (1994). *Síndromas depressivos na infância e na adolescência*. Tese de doutoramento (não publicada). Universidade de Lisboa, Lisboa.
- O'Brien, K., Larson, C., & Murrel, A. (2008). Third-wave behavior therapies for children and adolescents: Progress, challenges, and future directions. In L. A. Greco & S. C. Hayes (Eds.), *Acceptance & mindfulness treatments for children & adolescents: A practitioner Guide* (pp. 15-36). Oakland, CA: New Harbinger Publications, Inc.
- Reynolds, C., & Richmond, B. O. (1978). What i think and feel: A revised measure of Children's Manifest Anxiety. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 48(6), 271-280.
- Reynolds, C., & Richmond, B. O. (1997). What i think and feel: A revised measure of Children's Manifeste Anxiety. *Journal of Child Psychology*, 25(1), 15-20.
- Segal, Z. V., Williams, J. M. G., & Teasdale, J. D. (2002). *Mindfulness-based cognitive therapy for depression: A new approach to preventing relapse*. New York: Guilford Press.