

A Escala Multidimensional de Ansiedade para Crianças (MASC): Propriedades Psicométricas e Análise Fatorial Confirmatória numa Amostra de Adolescentes Portugueses

The Multidimensional Anxiety Scale for Children (MASC): Psychometric Properties and Confirmatory Factor Analysis in a Sample of Portuguese Adolescents

Maria do Céu Salvador¹, Ana Paula Matos¹, Sara Oliveira¹, John S. March², Eirikur Örn Arnarson³, Sean C. Carey⁴ e W. Edward Craighead⁵

Resumo

Foi realizado um estudo psicométrico da versão Portuguesa da Escala Multidimensional de Ansiedade para Crianças (MASC), utilizando uma amostra de 2.041 adolescentes, entre os 12 e os 18, recolhida em contexto escolar. Uma vez que a análise fatorial confirmatória não replicou a estrutura original de quatro fatores (March, Parker, Sullivan, Stallings, & Conners, 1997), foi levada a cabo uma análise fatorial confirmatória, com um fator de 3ª ordem (com subfatores, fatores e total), que revelou melhores índices de ajustamento, sendo a diferença entre os modelos estatisticamente significativa. Após realização de uma análise multigrupos, esta estrutura revelou-se invariante para o género, enquanto que apenas foi encontrada invariância configural e métrica para a idade. A validade convergente e divergente foi confirmada, usando medidas de ansiedade, bem-estar e depressão. Verificou-se uma estabilidade moderada a elevada, relativa a um intervalo de 3 semanas. Este estudo confirmou que a versão Portuguesa da MASC é um instrumento de autorresposta fidedigno e útil para avaliar ansiedade em adolescentes.

Palavras-chave: avaliação, ansiedade, MASC, propriedades psicométricas, adolescentes

Abstract

A psychometric analysis of a Portuguese version of the Multidimensional Anxiety Scale for Children (MASC) was undertaken in a school-based sample of 2041 Portuguese adolescents aged 12-18 years. A confirmatory factor analysis did not support the original four-factor structure (March, Parker, Sullivan, Stallings, & Conners, 1997). Therefore a confirmatory factor analysis with a 3rd order model was conducted (with subfactors, factors, and total score) revealing better adjustment indexes. The difference between models was also significant. After a multigroup analysis, this structure revealed to be invariant across gender, but only configural and metric invariance was found across age groups. The convergent and divergent validity of the MASC was confirmed using measures of anxiety, depression, and general well-being. A moderate to high temporal stability, in a three-week interval, was obtained. This study confirmed that the Portuguese edition of the MASC is a reliable and useful self-report instrument to assess anxiety in adolescents.

Keywords: assessment, anxiety, MASC, psychometric properties, adolescents

Esta investigação (FCOMP-01-0124-FEDER-029562) foi financiada por ERDF – European Regional Development Fund through the COMPETE Program (programa operacional para a competitividade). A investigação do Prof. Craighead foi financiada por NIMH, pela Fuqua Family Foundations, e pela Mary and John Brock Foundation. E. O. Arnarson and W. E. Craighead são membros da Hugarheil Inc, uma empresa Islandesa, dedicada à disseminação de programas para a prevenção da depressão.

¹ Faculdade de Psicologia e de Ciências da Educação da Universidade de Coimbra, Rua do Colégio Novo, 3000-115-Coimbra, Portugal.

² Duke University Medical Center, Durham, NC., USA.

³ Landspítali-University Hospital, University of Iceland, Faculty of Medicine, School of Health Sciences, Reykjavík, Iceland.

⁴ Coordenador de Investigação no Department of Psychiatry and Behavioral Sciences, Emory University School of Medicine, Atlanta, GA, USA.

⁵ J. Rex Fuqua Endowed Chair e Vice Chair of Child, Adolescent and Young Adult Programs. Department of Psychiatry and Behavioral Sciences, Department of Psychology, Emory University, Atlanta, GA, USA.

E-mail: ceu@fpce.uc.pt

Introdução

Embora a ansiedade seja conceptualizada como uma resposta natural e adaptativa (Beck & Emery, 2005), frequente ao longo do desenvolvimento de crianças e adolescentes, respostas excessivas de ansiedade que persistem no tempo causam interferência significativa na vida académica (King, Mietz, Tiney, & Ollendick, 1995) e no funcionamento social (Morris, 2004), altura em que se consideram perturbações de ansiedade merecedoras de atenção clínica.

A avaliação da ansiedade é um componente importante da avaliação e da intervenção. Nesta avaliação, os instrumentos de auto-resposta apresentam várias vantagens. Por um lado, a sua aplicação é fácil e rápida. Por outro lado, permitem ter acesso à experiência interna da criança (alguns sintomas são apenas acessíveis através da introspeção), avaliando uma série de importantes dimensões da ansiedade (March et al., 1997; Schniering, Hudson, & Rapee, 2000). Aquando do desenvolvimento da MASC, vários instrumentos de avaliação da ansiedade tinham já sido amplamente utilizados, tais como: o Inventário de Medos para Crianças-Revisão (FSSC-R; Fear Survey Schedule for Children - Revised, Ollendick, 1983), a Escala de Ansiedade Manifesta para Crianças-Revisão (RCMAS; Reynolds & Richmond, 1978), o Inventário de Ansiedade Traço e Ansiedade Estado para Crianças (STAIC; State - Trait Anxiety Inventory for Children; Spielberger, Gorsuch, & Luchene, 1976). Pouco tempo depois da publicação da MASC (March et al., 1997), surgiu o Questionário de Avaliação de Perturbações Emocionais relacionadas com a Ansiedade em Crianças – SCARED-R (Muris, Merckelback, Schmidt, & Mayer, 1999). Não obstante a existência de instrumentos anteriores à MASC, a maioria destes instrumentos apresentava algumas limitações: não cobriam a constelação de sintomas do DSM, não contemplavam algumas dimensões da ansiedade, e não discriminavam perturbações de ansiedade entre si nem de outras perturbações (confundindo-se com sintomas depressivos e de défice de atenção-concentração) (March et al., 1997). Foi em resposta às limitações destes instrumentos de autorresposta para avaliação da ansiedade em crianças, que March e colaboradores (1997)

desenvolveram a Escala Multidimensional de Ansiedade para Crianças (MASC), que visava cobrir várias dimensões da ansiedade, avaliadas num largo espectro de idades (da infância à adolescência).

A análise de componentes principais (ACP) original da MASC detetou quatro fatores, três dos quais, quando sujeitos à sua própria ACP, produziram dois subfatores: (a) Sintomas Físicos, que incluía os subfatores Tensão/Inquietude e Somático/Autonómico; (b) Evitamento do Perigo, que compreendia os subfatores Perfeccionismo e Coping Ansioso; (c) Ansiedade Social, subdividido em Humilhação/Rejeição e Desempenho Público; (d) e, finalmente, Ansiedade de Separação (March et al., 1997). A análise fatorial multigrupos dos mesmos autores validou este modelo, independentemente do género.

Décadas de investigação confirmam as características robustas da MASC. Vários estudos com populações gerais e com populações clínicas apoiaram a sua consistência interna, estabilidade temporal e validade convergente (Grills-Taquechel, Ollendick, & Fisak, 2008; Kingery, Ginsburg, & Burstein, 2009; March et al., 1997; Ólason, Sighvatsson, & Smári, 2004; Rynn et al., 2006; Villabø, Gere, Torgersen, March, & Kendall, 2012), pelo que a MASC representou um avanço na avaliação da ansiedade em crianças e adolescentes, pela sua estrutura fatorial hierárquica e forte validade divergente e discriminante. Nomeadamente, a forte validade divergente da MASC ofereceu uma vantagem significativa na avaliação da ansiedade infantil na prática clínica, ao discriminar entre construtos diagnósticos. Neste sentido, a investigação com amostras da população geral e com amostras clínicas mostrou consistentemente que as pontuações da MASC não se correlacionavam significativamente com medidas de depressão ou de hiperatividade (Kingery et al., 2009; March et al., 1997; Ólason et al., 2004; Rynn et al., 2006). Como exemplo, Rynn e colaboradores (2006) encontraram que tanto a pontuação total da MASC como as pontuações dos seus fatores (exceto o fator Sintomas Físicos) discriminavam sujeitos com perturbações de ansiedade de sujeitos com depressão. Por outro lado, embora Grills-Taquechel e colaboradores (2008) tenham

encontrado resultados mistos relativamente à capacidade de a MASC discriminar entre diagnósticos de ansiedade, Villabø e colaboradores (2012) concluíram que as subescalas de Ansiedade Social e de Ansiedade de Separação identificavam sujeitos com Perturbação de Ansiedade Social e com Perturbação de Ansiedade de Separação, respetivamente. Finalmente, Dierker e colaboradores (2001) mostraram que a pontuação total da MASC era melhor preditor de perturbações de ansiedade, principalmente, Perturbação de Ansiedade Generalizada nas raparigas do que a RCMAS e do que a Escala de Depressão do Centro de Estudos Epidemiológicos (CES-D; Radloff, 1977).

Diversos estudos replicaram a estrutura de quatro fatores da MASC, quer na população geral quer em populações clínicas, e verificaram um adequado ajustamento deste modelo nos diferentes géneros, grupos de idade e categorias diagnósticas (Baldwin, & Dadds, 2007; Grills-Taquechel et al., 2008; March et al., 1999; Ólason et al., 2004; Rynn et al., 2006). No entanto, outros estudos não confirmaram esta estrutura (p.e., Kingery et al., 2009). Mais recentemente, numa amostra clínica, Osman e colaboradores (2009) testaram um modelo unifatorial, um modelo de quatro fatores e um modelo de segunda ordem (com os quatro fatores da MASC saturando num fator de ordem superior), concluindo que os modelos de quatro fatores e de segunda ordem obtiveram índices de ajustamento adequados e melhores do que o modelo unifatorial.

Com o objetivo de identificar medidas fidedignas e válidas de ansiedade para usar com adolescentes Portugueses, o presente estudo examinou as propriedades psicométricas da versão Portuguesa da MASC - estrutura fatorial, invariância relativamente ao género e à idade, consistência interna, estabilidade temporal e validade convergente e divergente - bem como eventuais diferenças entre géneros e idades.

Método

Participantes

A amostra, constituída por 2.041 participantes (58.0% sexo feminino), entre os 12 e os 18 anos, com uma média de idades de 14.71 ($DP=1.70$),

não apresentou diferenças de género quanto à idade $t(2039)=-.09, p=.93$, ou quanto aos anos de escolaridade, $t(1049)=-1.87, p=.06$.

Instrumentos

A **Escala Multidimensional de Ansiedade para Crianças** (*Multidimensional Anxiety Scale for Children* - MASC; March et al., 1997) avalia sintomas de ansiedade em crianças e adolescentes. É composta por 39 itens avaliados numa escala tipo *Likert* de 4 pontos (entre 0 = Nunca e 3 = Muitas Vezes). Como descrito acima, a MASC possui quatro fatores principais, três dos quais com subfactores (a) Sintomas Físicos (12 itens), que inclui os subfactores Tensão/Inquietude (6 itens; ex., “Sinto-me tenso ou nervoso”) e Somático/Autonómico (6 itens; ex., “Tenho dificuldades em respirar”); (b) Evitamento do Perigo (9 itens), composto pelos subfactores Perfeccionismo (4 itens; ex., “Tento fazer as coisas de uma forma perfeita”) e Coping Ansioso (5 itens; ex., “Mantenho-me sempre alerta em relação a sinais de perigo”); (c) Ansiedade Social (9 itens), subdividido em Humilhação/Rejeição (5 itens; ex., “Preocupa-me que os outros se riam de mim”) e Desempenho Público (4 itens; “Fico preocupado quando sou chamado na aula”); (d) e, finalmente, Ansiedade de Separação (9 itens; ex., “Fico assutado quando os meus pais se vão embora”) (March et al., 1997). A versão original demonstrou razoável a boa consistência interna para o total e fatores (entre .74 e .90) e fraca a razoável para os subfactores (.60 a .77), forte validade convergente, validade divergente, e confiabilidade teste reteste (Baldwin & Dadds, 2007; March et al., 1997; Rynn et al., 2006).

A **Versão Breve do Inventário de Ansiedade e Fobia Social para Adolescentes** (*Brief Form of the Social Phobia and Anxiety Inventory for Adolescents* - SPAI-B; García-López, Beidel, Hidalgo, Olivares, & Turner, 2008) avalia aspetos comportamentais, fisiológicos e cognitivos da ansiedade social. Esta escala é constituída por 16 itens que são avaliados de acordo com uma escala de *Likert* de 5 pontos. A versão Portuguesa revelou uma consistência interna muito boa ($\alpha=.93$), boa estabilidade temporal, e boa validade convergente e divergente (Vieira, Salvador, Matos, García-López, & Beidel,

2011). Neste estudo o SPAI-B obteve uma consistência interna de .94.

O Inventário de Depressão para Crianças (*Children's Depression Inventory* - CDI; Kovacs, 1985) é um questionário de autorresposta, com 27 itens, que avalia os sintomas depressivos de acordo com uma escala de *Likert* de 3 pontos. Este inventário revelou 5 fatores e fortes propriedades psicométricas (Kovacs, 1985; Smucker, Craighead, Craighead, & Green, 1986). A versão Portuguesa revelou-se unifatorial e demonstrou uma boa consistência interna ($\alpha=.80$; Marujo, 1994). No presente estudo foi obtida uma consistência interna de .84.

O Continuum da Saúde Mental – Forma Breve (*Mental Health Continuum Short Form* - MHC-SF; Keyes, 2009) avalia os estados de saúde mental, estimados a partir do grau de bem-estar percebido pelos adolescentes com idades entre os 12 e os 18 anos de idade. O MHC-SF tem 14 itens, dos quais três dizem respeito ao Bem-estar Emocional, quatro ao Bem-estar Social e seis ao Bem-estar Psicológico. Os sujeitos avaliam a frequência do que sentem, de acordo com uma escala de *Likert* de 6 pontos. A versão original apresentou valores satisfatórios de consistência interna (Keyes, 2009), assim como a versão Portuguesa, quer em adolescentes (Matos et al., 2010) quer em adultos (Figueira, Pinto, Lima, Matos & Cherpe, 2014). O valor de consistência interna obtido nesta amostra foi de .90.

A Escala Revista de Ansiedade Manifesta para Crianças (*Revised Children Manifest Anxiety Scale* - RCMAS; Reynolds & Richmond, 1978; Versão Portuguesa: Fonseca, 1992) é uma escala de autorresposta para participantes com idades compreendidas entre os 6 e os 19, com 37 itens dicotómicos que medem sintomas de ansiedade, nos quais estão incluídos nove itens de uma escala de mentira que mede a tendência do sujeito para responder de um modo socialmente desejável. Este instrumento inclui problemas relacionados com medo/concentração e três fatores de ansiedade – manifestações fisiológicas de ansiedade, preocupação e hipersensibilidade (Reynolds & Paget, 1981). A RCMAS demonstrou robustas qualidades psicométricas (Reynolds, 1980; Reynolds & Richmond, 1978). A versão portuguesa apresentou uma consistência interna razoável ($\alpha=.78$) mas não replicou a

estrutura original de quatro fatores. Apenas foi encontrado um fator principal para ansiedade e outro para a desejabilidade social (Fonseca, 1992). Na presente amostra a consistência obtida foi de .78.

Procedimento de recolha de dados

Para este estudo, a MASC foi traduzida para Português, com as adaptações culturais necessárias. Posteriormente, foi feita uma retroversão por um tradutor diferente e foi comparada com a versão original em Inglês. As discrepâncias foram corrigidas por um terceiro revisor. Para verificar a compreensibilidade dos itens por parte dos adolescentes, a MASC foi previamente passada a 30 adolescentes, tendo, nesta sequência, sido realizados pequenos ajustes no fraseamento dos itens.

Os dados foram recolhidos a partir de uma amostra de alunos, nas regiões norte e centro de Portugal. A recolha da amostra decorreu em 19 escolas no Norte e Centro de Portugal, entre 2009 e 2011. Todos os questionários foram preenchidos em sala de aula com a supervisão de um investigador. Os critérios de exclusão foram: a) alunos com menos de 12 e mais de 18; b) clara evidência de dificuldades de compreensão das instruções, o que impediria o correto preenchimento dos instrumentos de avaliação; e c) preenchimento incompleto dos questionários.

A autorização para esta investigação foi concedida pela Comissão Nacional de Proteção de Dados (CNPD) e pela Direção Geral de Inovação e Desenvolvimento Curricular (DGIDC) - comissão de avaliação nacional de ética que regulamenta e supervisiona pesquisas realizadas em ambientes escolares. O consentimento informado foi obtido dos pais e dos alunos que se voluntariaram para participar.

Procedimento Analítico

As análises descritivas e inferenciais foram realizadas através do *software* IBM SPSS *Statistics for Windows Version 20* (SPSS; version 20.0, IBM Corp., 2011). Para a análise fatorial confirmatória e para a análise de invariância do modelo recorreu-se ao *software* AMOS (Arbuckle, 2006a).

A validade fatorial do modelo de medida foi avaliada usando o método de estimação de

máxima verossimilhança (Arbuckle, 2006b). A existência de *outliers* foi analisada pela distância quadrada de *Mahalanobis* (MD^2 ; i.e., $p1, p2 < .05$, como indicador de um possível *outlier*). Tendo em conta o elevado número de observações indicadoras da existência de *outliers*, procedeu-se à eliminação desses *outliers*, numa estratégia conservadora, como sugere Maroco (2010). Esta estratégia eliminou o menor número possível de casos, de forma a não afetar demasiado a qualidade do ajustamento do modelo, e a preservar a variabilidade dos dados e valores extremos que podem ser reais.

A normalidade foi avaliada através da análise uni e multivariada dos valores de assimetria (*sk*) e curtose (*ku*). Os dados não apresentaram valores $sk > |3|$ ou $ku > |10|$, sugerindo que não houve um desvio significativo da distribuição normal (Kline, 1998).

A qualidade de ajustamento global do modelo fatorial foi avaliada de acordo com os seguintes índices: (1) valor do qui-quadrado (χ^2) do modelo, (2) índice de ajustamento comparativo (*comparative fit index* - CFI), (3) índice de qualidade de ajustamento (*goodness-of-fit index* - GFI), (4) índice de parcimónia de ajustamento comparativo (*parsimony comparative fit index* - PCFI), (5) índice de parcimónia de qualidade de ajustamento (*parsimony goodness-of-fit index* - PGFI), e (6) raiz quadrada média do erro de aproximação (*root mean square error of approximation* - RMSEA) (Kline, 1998). Um modelo é considerado bem ajustado se os valores forem $>.90$ para o CFI e GFI, $>.80$ para o PCFI e PGFI e $<.08$ para o RMSEA (Byrne, 2010).

Para avaliar em que medida a configuração e parâmetros encontrados seriam equivalentes para rapazes e raparigas e para idades inferiores e superiores a 15 anos, foi realizada uma AFC multigrupos, testando-se a invariância configural, métrica, escalar e restrita (ou dos erros) do modelo, de forma hierárquica (Vanderberg & Lance, 2000). Adicionalmente, foram utilizados os valores de Chen (2007) para testar a invariância métrica, escalar e dos erros. Uma mudança $\geq -.010$ no CFI complementado com uma mudança $\geq -.015$ no RMSEA foi considerado indicador da não-invariância métrica; a existência de uma ou de outra das mudanças referidas foi considerada indicador da não invariância escalar ou restrita.

O teste paramétrico de Pearson foi utilizado para a realização das correlações, tendo sido considerados os valores de referência de Pestana e Gajreiro (2005) para avaliar a magnitude das correlações: correlações inferiores a .20 sugerem associações muito baixas, entre .20 e .39, baixas, entre .40 e .69, moderadas, entre .70 e .89 elevadas, e entre .9 e 1, muito elevadas.

Resultados

Análise fatorial confirmatória

O primeiro modelo (M1) avaliou os quatro fatores propostos por March e colaboradores (1997): Sintomas Somáticos (com os subfactores Tensão/Inquietude e Somático/Autonómico), Evitamento do Perigo (com os fatores Perfeccionismo e Coping Ansioso), Ansiedade Social (com os subfactores Humilhação/Rejeição e Desempenho Público), e Ansiedade de Separação. Os índices de ajustamento obtidos não se revelaram bons, com $\chi^2 (696)=4784.89$, $p<.001$; CFI=.82, GFI=.88; PCFI=.77, PGFI=.78; RMSEA=.05, 90% CI [.05, .06]. De forma a melhorar o ajustamento do modelo de medida, tanto considerações estatísticas como teóricas foram tidas em conta. Apesar da análise dos índices de modificação superiores a 11 ($p<.001$; Arbuckle, 2006b), efetuada pelo AMOS, sugerir a correlação entre os erros de vários pares de itens, foi decidido não introduzir estas correlações. Em vez disso, foi analisado um modelo de ordem hierárquica superior, tendo por base os resultados de estudos anteriores e algumas considerações teóricas, nomeadamente: na construção da MASC foram contemplados um total, fatores e subfactores (March et al., 1997); a estrutura de quatro fatores não foi confirmada noutros estudos (e.g., Kingery et al., 2009); outras escalas de avaliação da ansiedade em crianças e adolescentes, incluem um total, para além de fatores e subfactores (e.g., RCMAS, Reynolds & Richmond, 1978; Screen for Child Anxiety Related Emotional Disorders [SCARED]; Birmaher et al., 1997; Spence Children's Anxiety Scale [SCAS], Spence, 1998); e, por último, Osman e colaboradores (2009), ao compararem a qualidade de ajustamento de vários modelos (unifatorial, quatro fatores, e um fator de segunda

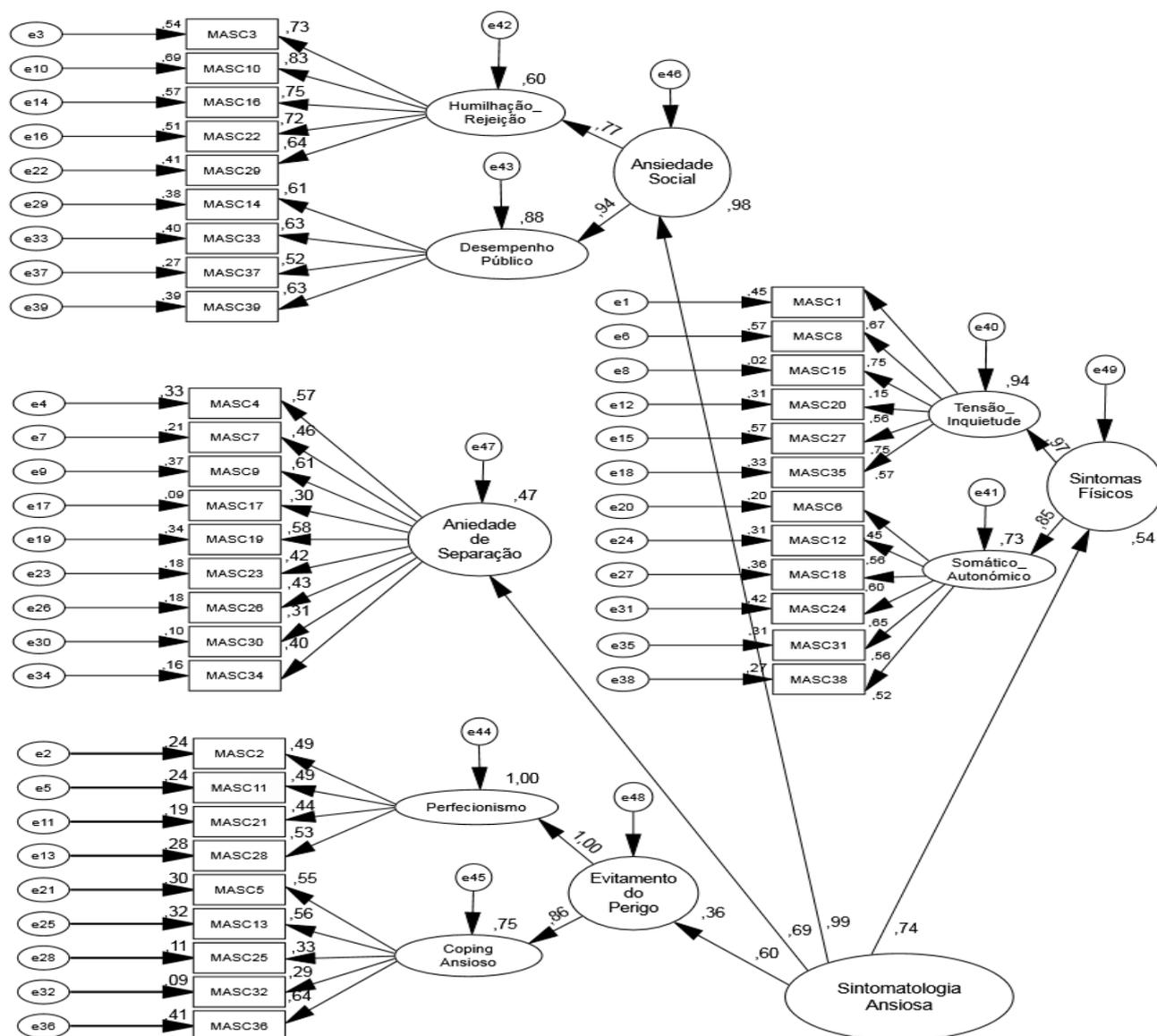


Figura 1. Estrutura fatorial hierárquica (3ª ordem) da Escala Multidimensional de Ansiedade para Crianças

ordem) concluíram que o modelo de segunda ordem (total e quatro fatores) obteve a melhor qualidade de ajustamento. Adicionalmente, segundo Maroco (2010), fatores de ordem hierárquica superior são mais plausíveis e fáceis de interpretar do que a existência de resíduos correlacionados. Assim, optou-se por testar um modelo com fatores e subfactores, inserindo também um fator latente de 3ª ordem no modelo, denominado Sintomatologia Ansiosa. A Figura 1 representa o modelo 2 testado.

O novo modelo (M2) revelou uma melhoria nos índices de qualidade. Embora o teste do qui quadrado se tenha revelado significativo ($\chi^2(692)$

$=3974.63, p<.001$), de acordo com Hu e Bentler (1999), quando a amostra é de grande dimensão, a distribuição amostral do Qui quadrado é menos fidedigna, sendo preferível usar outros índices para avaliar o ajustamento do modelo, pelo que nos baseámos nos restantes índices, que sugeriram a aceitabilidade do modelo, à exceção do CFI: GFI=.90, PCFI=.79, PGFI=.80, CFI=.85, RMSEA=.05, 90% CI [.047, .050]. Tal como no M1, vários itens, sobretudo os dos fatores Ansiedade de Separação e Evitamento do Perigo, tiveram baixos pesos fatoriais ($\lambda \leq 0.5$), destacando-se o item 15 com o peso fatorial mais baixo ($\lambda=.15$) (ver Figura 1). Ao remover estes

Quadro 1. Síntese de índices de ajustamento para testar a invariância do modelo fatorial de 3ª ordem

	χ^2 (gl)	CFI	RMSEA	Δ gl	Δ CFI	Δ RMSEA
Género						
Modelo 1	7949.27*	.85	.034			
Invariância Configural	(1384)					
Modelo 2	7949.27*	.85	.034	32	0	0
Invariância Métrica	(1416)					
Modelo 3	7949.27*	.85	.034	32	0	0
Invariância Escalar	(1416)					
Modelo 4	7949.27*	.85	.033	71	0	-.001
Invariância dos Erros	(1455)					
Idade						
Modelo 1	4803.98*	.84	.035			
Invariância Configural	(1384)					
Modelo 2	4848.81*	.84	.033	32	0	-.002
Invariância métrica	(1416)					
Modelo 3	4848,81*	.83	.034	32	-.01	-.001
Invariância escalar	(1416)					

Quadro 2. Médias e desvios padrão para os totais da MASC, RCMAS, CDI, MHC-SF e SPAI-B

	MASC (n = 2041)		RCMAS (n = 405)		CDI (n = 2035)		MHC-SF (n = 1099)		SPAI-B (n = 881)	
	M	DP	M	DP	M	DP	M	DP	M	DP
Total	1.17	0.40	10.13	10.85	11.68	6.26	42.71	12.96	37.95	11.60

itens, verificou-se que a qualidade do ajustamento do modelo piorava e que os valores de *alpha* de Cronbach não melhoravam, pelo que foi decidido mantê-los, tal como na versão original de March e colaboradores (1997).

A diferença entre o modelo M1 [χ^2 (696)=3974.63] e o modelo M2 [χ^2 (692)=3974.63] foi estatisticamente significativa $\Delta \chi^2$ (4)=810.26, $p < .001$, sugerindo que a introdução de um fator de ordem superior contribuiu para um melhor ajustamento do modelo.

Análise da invariância para o género e para a idade

Para avaliar a invariância da medida, realizou-se uma análise multigrupos, de forma hierárquica, considerando o género (masculino e feminino) e a idade (inferior a 15 anos e superior ou igual a 15 anos). Os resultados estão apresentados no Quadro 1.

Os resultados do Modelo 1 indicaram um satisfatório ajustamento aos dados, tanto para rapazes e raparigas como para adolescentes com idades inferiores e iguais ou superiores a 15 anos,

pelo que ficou confirmada a invariância configural, tanto para o género como para a idade. A invariância métrica (Modelo 2) ficou também demonstrada para o género e para a idade, ao não se ter verificado um decréscimo significativo nem do CFI nem do RMSEA do Modelo 1 para o Modelo 2.

Já no que diz respeito à invariância escalar, esta ficou confirmada para o género, embora não para a idade, considerando o decréscimo de .01 do CFI encontrado do Modelo 2 para o Modelo 3. Finalmente, foi testada e verificada a invariância restrita (ou da variância dos erros; Milfont & Fisher, 2010) relativamente ao género, não havendo decréscimos no CFI ou RMSEA do Modelo 3 para o Modelo 4. Este teste não foi efetuado para a idade, uma vez que a invariância escalar não tinha sido verificada.

Dados descritivos e comparação entre géneros

As médias e desvios padrão para todas as variáveis encontram-se apresentadas no Quadro 2.

O género feminino revelou médias superiores ao género masculino na pontuação total, e em todos as escalas e subescalas da MASC. Estas

diferenças foram significativas e as magnitudes do efeito foram moderadas (Cohen, 1988) para a maior parte das variáveis, variando entre um tamanho do efeito pequeno ($d = -.19$) para o Evitamento ao Perigo, e um tamanho do efeito médio ($d = -.58$) para a Ansiedade de Separação.

Os sujeitos mais novos obtiveram médias superiores na pontuação total e na maioria das escalas e subescalas da MASC, enquanto os sujeitos mais velhos obtiveram médias mais elevadas na escala Sintomas Físicos e na subescala Tensão/Inquietude. Estas diferenças foram significativas e a magnitude do efeito variou entre pequena a moderada (d de Cohen de $-.12$ to $.32$). Não se registaram diferenças estatisticamente significativas entre os sujeitos mais novos e mais velhos, quanto às subescalas Queixas Somáticas e Desempenho Público.

Fidelidade da escala
Consistência interna

A consistência interna da MASC foi analisada através do cálculo do *alpha* de Cronbach, apresentando um valor de .89 para o total da escala. Na escala de Ansiedade Social, a consistência interna foi de .85, com valores de .86 e de .69 para as suas subescalas de Humilhação/Rejeição e Desempenho Público, respetivamente. A escala de Ansiedade de Separação obteve um alfa de .70. A escala de Sintomas Físicos obteve um valor de .83, com valores de alfa de .73 para a subescala de Tensão/Inquietude e de .73 para a subescala de Somático-Autonómico. Finalmente, a escala de Evitamento do Perigo obteve uma consistência interna de .70, sendo que as suas subescalas apresentaram valores inaceitáveis de consistência interna (.54 e .58 para as subescalas de Perfeccionismo e Coping Ansioso, respetivamente).

Estabilidade temporal. Correlações de Pearson para um intervalo de tempo de 3 semanas em 190 indivíduos apresentaram valores significativos de r variando entre .55 e .73 para fatores e entre .48 e .69 para os subfactores, $p < .001$. O valor para a pontuação total da MASC foi $r = .68$, $p < .001$.

Validade

Validade convergente. Em primeiro lugar, foram calculados os coeficientes de correlação entre a RCMAS e a MASC (total, escalas e subescalas).

Quadro 3. Correlações entre o total, escalas e subescalas da MASC, RCMAS e SPAI-B

MASC	RCMAS (n = 405)	SPAI-B (n = 881)
Total	.63***	.68**
Fatores/Subfatores		
Sintomas Físicos	.66***	.57***
Tensão/Inquietude	.64***	.57***
Somático/Autonómico	.56***	.47***
Ansiedade Social	.61***	.72***
Humilhação/Rejeição	.52***	.60***
Desempenho Público	.55***	.71***
Ansiedade de Separação	.33***	
Evitamento do Perigo	.09 (n.s.)	
Perfeccionismo	.10 (n.s.)	
Coping Ansioso	.05 (n.s.)	

Nota. *** $p \leq .001$; ** $p \leq .05$

Quadro 4. Coeficientes de correlação entre o total, fatores e subfatores da MASC, CDI, MHC-SF e SPAI-B

MASC	CDI (n = 2035)	MHC-SF (n = 1099)	SPAI-B (n = 881)
Total	.35***	-.19***	
Fatores/Subfatores			
Sintomas Físicos	.47***	-.31***	
Tensão/Inquietude	.44***	-.31***	
Somático/Autonómico	.41***	-.25***	
Ansiedade Social	.37***	-.25***	
Humilhação/Rejeição	.31***	-.19***	
Desempenho Público	.35***	-.26***	
Ansiedade de Separação	.13***	-.03 (n.s.)	.42***
Evitamento do Perigo	-.05*	.16***	.32***
Perfeccionismo	.13***	-.03 (n.s.)	.39***
Coping Ansioso	.10***	-.02 (n.s.)	.36***

Nota. *** $p \leq .001$; ** $p \leq .05$

Foi ainda utilizada uma medida de ansiedade social (SPAI-B) para avaliar a validade convergente das escalas que medem ansiedade social e sintomas físicos relacionados. Estes resultados são apresentados no Quadro 3. Todos os fatores e subfactores da MASC apresentaram correlações positivas e significativas com as medidas utilizadas para estudo da validade convergente, à exceção do fator Evitamento do Perigo e respetivos subfactores, que não apresentaram correlações significativas com essas variáveis.

Validade divergente. Os coeficientes de correlação foram calculados entre a pontuação da MASC, (total, escalas e subescalas) e o total do CDI e do MHC-SF. Testou-se ainda, a validade divergente com correlações entre o SPAI-B e escalas e subescalas da MASC, não relacionadas com ansiedade social (ver Quadro 4). Embora se tenham encontrado correlações significativas, estes valores revelaram-se mais baixos dos que os encontrados no estudo da validade convergente.

Discussão

Os objetivos do presente estudo consistiram em validar a estrutura fatorial da MASC (March et al., 1997) e em determinar as suas propriedades psicométricas numa amostra de adolescentes Portugueses.

A análise fatorial confirmatória do modelo proposto pelos autores da escala – modelo de quatro fatores – obteve baixos índices de ajustamento. Embora estes resultados estejam de acordo com a análise de componentes principais obtida por March e colaboradores (1997), não corroboram outros estudos que replicaram o modelo de quatro fatores (Baldwin & Dadds, 2007; March et al., 1999; Ólason et al., 2004; Rynn et al., 2006). Uma análise fatorial confirmatória de uma estrutura de terceira ordem (Sintomatologia Ansiosa, 4 fatores e 6 subfatores) produziu melhorias nos índices de ajustamento. De acordo com a maioria dos índices (RMSEA, PCFI, PGFI, e GFI) concluiu-se que o modelo final apresentou um ajustamento adequado. Foi realizada uma análise multigrupos, de forma hierárquica, para testar a invariância da medida para o género e para a idade. No que respeita ao género, foi encontrada invariância da medida, tendo ficado demonstrada a invariância configural, métrica, escalar e restrita. Assim, podemos dizer que a estrutura do modelo de 4 fatores, subfactores e um fator de terceira ordem (invariância configural) representa adequadamente as respostas de rapazes e raparigas. Por outro lado, podemos também afirmar que as relações item-fator ou as cargas fatoriais (invariância métrica), as relações entre as pontuações obtidas e o construto latente dos sujeitos (invariância escalar) e os erros ou resíduos dos itens (invariância restrita, dos erros ou residual) são iguais

independentemente do género. No que se refere à idade, foi encontrada invariância configural e métrica, não tendo sido verificada a invariância escalar. Subsquentemente, não foi averiguada a invariância dos erros. Estudos futuros deveriam clarificar a natureza do construto relativamente à idade dos sujeitos.

As propriedades psicométricas da versão portuguesa da MASC assemelham-se às encontradas na versão original. Diferenças nas pontuações consoante o género e a idade vão de encontro às encontradas em trabalhos anteriores, tanto no que diz respeito ao facto de as raparigas apresentarem pontuações de ansiedade mais elevadas do que os rapazes (Casullo, Cruz, González, & Maganto, 2003; March, Sullivan, & Parker, 1999; Ólason et al., 2004; Villabø et al., 2012; Yen et al., 2010), como no facto de os mais novos apresentarem, em geral, pontuações mais elevadas do que os mais velhos (e.g., Ólason et al., 2004). Estes resultados apontam para o facto de o género feminino ser um fator de vulnerabilidade para o desenvolvimento de quadros de ansiedade e para o facto de a ansiedade ter tendência a diminuir com a idade, provavelmente relacionado com o desenvolvimento de competências cognitivas, emocionais e comportamentais ao longo do desenvolvimento que permitem lidar melhor com a ansiedade experienciada.

Os valores de consistência interna foram aceitáveis para todas as facetas da MASC, excetuando as subescalas Perfeccionismo e Coping Ansioso. Este dado pode ser explicado pelo reduzido número de itens em cada fator (4 e 5, respetivamente) mas, e a nosso ver, principalmente, por se tratar de fatores com itens muito heterogéneos que poderão suscitar respostas diferentes por parte dos sujeitos e não captarem eficazmente a essência do fator que pretendem medir. Por este motivo, sugerimos que se não se utilizem estas subescalas na investigação e prática clínica, mas sim a escala que lhes corresponde – Evitamento do Perigo.

A pontuação total, escalas e subescalas mostraram uma moderada estabilidade temporal.

Correlações positivas e significativas entre a MASC e outras medidas de ansiedade confirmaram a validade convergente desta versão. Apenas a subescala Evitamento do Perigo não

apresentou correlação com a RCMAS, e este resultado pode ser melhor compreendido se atendermos à formulação dos itens de ambas as escalas. Os itens da RCMAS avaliam sentimentos e sintomas de ansiedade, muitos dos quais se relacionam com situações sociais, enquanto o Evitamento do Perigo parece avaliar respostas comportamentais à ameaça.

Este estudo confirmou também a validade divergente da versão Portuguesa da MASC. A medida de ansiedade social – SPAI-B – relacionou-se mais fortemente com a escala e subescalas da MASC que avaliam ansiedade social do que com as suas outras escalas e subescalas. Por outro lado, as correlações da MASC com medidas de ansiedade foram mais elevadas do que as correlações da MASC com medidas de depressão (CDI) ou bem-estar (MHC-SF).

As correlações do CDI com o total da MASC, Ansiedade Social e Sintomas Físicos foram mais fortes do que as encontradas por March e colaboradores (1997) numa amostra clínica, mas aproximam-se mais dos resultados de Ólason e colaboradores (2004) com uma amostra da população geral. No que respeita às correlações entre a MASC e a sintomatologia depressiva, foram encontradas correlações muito baixas a moderadas. Muitos estudos encontraram correlações significativas e moderadas entre as medidas de ansiedade e de depressão, talvez devido ao facto de medirem um componente partilhado de afetividade negativa (Anderson & Hope, 2008; Watson & Kendall, 1989). Numa análise mais detalhada dos resultados, constatamos que as correlações moderadas ($r \geq .40$; Pestana & Gageiro, 2005) entre a MASC e o CDI apenas se verificam com as dimensões Sintomas Físicos, o que pode estar relacionado com o facto de, tanto na depressão (principalmente em crianças e adolescentes) como na ansiedade os sujeitos experienciarem alterações fisiológicas semelhantes, embora não se verifique uma sobreposição da sintomatologia depressiva com sintomatologia ansiosa mais específica de determinados quadros clínicos (p.e., ansiedade de separação). Adicionalmente, as correlações entre o fator e subfatores de ansiedade social e o CDI aproximaram-se de valores de referência moderados (Pestana & Gageiro, 2005), o que não

é surpreendente considerando a elevada comorbilidade entre ansiedade social e sintomas depressivos (Beidel et al, 2007).

Em conclusão, a versão portuguesa da MASC provou ser uma medida adequada e fidedigna de auto avaliação das dimensões da sintomatologia ansiosa, apresentando características psicométricas razoáveis, tanto a nível da consistência interna, como da estabilidade temporal e das validades. De referir que, apesar da correlação moderada entre algumas dimensões da MASC e a sintomatologia depressiva, as correlações da MASC com sintomatologia ansiosa foram mais elevadas (excetuando a escala e subescalas de Evitamento do Perigo), o que, pelo menos em parte, atesta a sua validade divergente.

Embora March e colaboradores (1997) tenham originalmente proposto um modelo hierárquico para a MASC, a maior parte dos estudos de replicação examinaram apenas os quatro fatores principais num modelo de primeira ordem. Alguns estudos que replicaram a estrutura de quatro fatores da MASC também encontraram suporte para modelos de segunda ordem, quer em amostras clínicas quer em amostras da população geral (Baldwin & Dadds, 2007; Osman et al., 2009). O nosso estudo apresenta um contributo para esta literatura com uma estrutura fatorial de terceira ordem, indo ao encontro do que foi a construção hierárquica original da escala.

Neste sentido, as vantagens de dispormos deste novo instrumento consistem no facto de ser de fácil e rápida aplicação, avaliando conteúdos diferentes dos avaliados por qualquer outra escala disponível (ex., dimensões de ansiedade social e sintomas físicos), contribuindo assim para uma melhor compreensão da sintomatologia ansiosa apresentada em contexto clínico.

Como limitações e sugestões para futuros estudos, uma vez que este trabalho apenas utilizou questionários de autorresposta completados por adolescentes de uma amostra da população geral, a investigação futura deveria utilizar entrevistas de diagnóstico, informadores adicionais (por ex., usar a versão para pais da MASC) e amostras clínicas, para confirmar a estrutura fatorial desta medida e as suas características psicométricas.

Referências

- Anderson, E. R., & Hope, D. A. (2008). A review of the tripartite model for understanding the link between anxiety and depression in youth. *Clinical Psychology Review, 28*, 275-287. doi:10.1016/j.cpr.2007.05.004
- Arbuckle, J. L. (2006a). Amos (Version 7.0) [Computer Program]. Chicago: SPSS.
- Arbuckle, J. L. (2006b). *Amos 7.0 user's guide*. Chicago: SPSS.
- Baldwin, J. S., & Dadds, M. R. (2007). Reliability and validity of parent and child versions of the Multidimensional Anxiety Scale for Children in community samples. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry, 46*(2), 252-260. doi:10.1097/01.chi.0000246065.93200.a1
- Beck, A. T., & Emery, G. (2005). *Anxiety disorders and phobias: A cognitive perspective*. New York: Basic Books.
- Beidel, D. C., Turner, S. M., Young, B. J., Ammerman, R. T., Sallee, F. R., & Crosby, L. (2007). Psychopathology of adolescent social phobia. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment, 29*, 47-54. doi:10.1007/s10862-006-9021-1
- Bhatia, S. K., & Bhatia, S. C. (2007). Childhood and adolescent depression. *American Family Physician, 75*(1), 73-80. Retirado de <http://www.aafp.org/afp/2007/0101/p73.html>
- Birmaher, B., Khetarpal, S., Brent, D., Cully, M., Balach, L., Kaufman, J., & Neer, S. M. (1997). The Screen for Child Anxiety Related Emotional Disorders (SCARED): Scale construction and psychometric characteristics. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry, 36*(4), 545-553. doi:10.1097/00004583-199704000-00018
- Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modeling with Amos: Basic concepts, applications, and programming* (2nd ed.). New York, NY: Taylor and Francis Group.
- Casullo, M. M., Cruz, M. S., González, R., & Maganto, C. (2003). Síntomas psicopatológicos en adolescentes: Estúdio comparativo. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica, 16*, 135-151. Retirado de http://www.aidep.org/03_ridep/R16/R168.pdf
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 14*, 464-504. doi:10.1080/10705510701301834
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum and Associates.
- Conners, C. (1995). *Conners' Rating Scales*. Toronto, CA: Multi-Health Systems.
- Dierker, L. C., Albano, A. M., Clark, G. N., Heimberg, R. G., Kendall, P. C., Merikangas, K. R., . . . Kupfer, D. J. (2001). Screening for anxiety and depression in early adolescence. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry, 40*, 929-936. doi:10.1097=00004583-200108000-00015
- Figueira, C., Pinto, A. M., Lima, L., Matos, A. P., & Cherpe, S. (2014). Adapting the Mental Health Continuum – LF – for adults in Portuguese university students. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica, 38*, 93-116. Retirado de http://www.aidep.org/03_ridep/R38/Art5.pdf
- Fonseca, A. (1992). Uma escala de ansiedade para crianças e adolescentes: “O que eu penso e o que eu sinto” [An anxiety scale for children and adolescents: "What I think and what I feel"]. *Revista Portuguesa de Pedagogia [Portuguese Journal of Pedagogy], 26*(1), 141-145.
- García-López, L. J., Beidel, D. C., Hidalgo, M. D., Olivares, J., & Turner, S. M. (2008). Brief form of the Social Phobia and Anxiety Inventory for Adolescents. *European Journal of Psychological Assessment, 24*, 150-156. doi:10.1027/1015-5759.24.3.150
- Grills-Taquechel, A. E., Ollendick, T. H., & Fisak, B. (2008). Reexamination of the MASC factor structure and discriminant ability in a mixed clinical outpatient sample. *Depression and Anxiety, 25*, 942-950. doi:10.1002/da.20401
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling, 6*, 1-55. doi:10.1080/10705519909540118

- IBM Corp. (2011). IBM SPSS Statistics for Windows Version 20.0 [Computer Program]. Armonk, NY: IBM Corp.
- Keyes, C. L. M. (2009). The nature and importance of positive mental health in America's adolescents. In R. Gilman, E. S. Huebner, & M. J. Furlong (Eds.), *Handbook of positive psychology in schools* (pp. 9-23). New York: Routledge.
- King, N. J., Mietz, A., Tiney L., & Ollendick, T. H. (1995). Psychopathology and cognition in adolescents experiencing severe test anxiety. *Journal of Clinical Child Psychology, 24*, 49-54. doi:10.1207/s15374424jccp2401_6
- Kingery, J. N., Ginsburg, G. S., & Burstein, M. (2009). Factor structure and psychometric properties of the Multidimensional Anxiety Scale for Children in an African American adolescent sample. *Child Psychiatry and Human Development, 40*, 287-300. doi:10.1007/s10578-009-0126-0
- Kline, R. B. (1998). *Principles and practices of structural equation modeling*. New York: Guilford Press.
- Kovacs, M. (1985). The Children's Depression Inventory (CDI). *Psychopharmacology Bulletin, 21*(4), 995-998. March, J. S., Conners, C. K., Arnold, G., Epstein, J. N., Parker, J. D., Hinshaw, S. P., . . . Pelham, W. E. (1999). The Multidimensional Anxiety Scale for Children (MASC): Confirmatory factor analysis in a pediatric ADHD sample. *Journal of Attention Disorders, 3*, 85-89. doi:10.1177=108705479900300202
- March, J. S., Parker, J. D., Sullivan, K., Stallings, P., & Conners, C. K. (1997). The Multidimensional Anxiety Scale for Children (MASC): Factor structure, reliability, and validity. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry, 36*, 554-565. doi:10.1097=00004583-199704000-00019
- March, J. S., Sullivan, K., & Parker, J. (1999). Test-retest reliability of the Multidimensional Anxiety Scale for Children. *Journal of Anxiety Disorders, 13*, 349-358. doi:10.1016/S0887-6185(99)00009-2
- Maroco, J. (2010). *Análise de equações estruturais* [Structural equation analysis]. Pero Pinheiro, Portugal: Report Number.
- Marujo, H. M. (1994). Síndromas depressivos na infância e na adolescência [Depressive syndromes in childhood and adolescence]. Unpublished manuscript, University of Lisbon, Lisbon, Portugal.
- Matos, A. P., André, R., Cherpe, S., Rodrigues, D., Figueira, C., & Pinto, A. (2010). Estudo Psicométrico preliminar da Mental Health Continuum–Short Form–for youth numa amostra de adolescentes portugueses [Preliminary psychometric study of Mental Health Continuum-Short Form-youth in a sample of Portuguese]. *Psychologica* [Psychology], 52(3), 5-11. Retirado de <http://iduc.uc.pt/index.php/psychologica/articloe/view/1083/531>
- Matos, M. G., Barrett, P., Dadds, M., & Shortt, A. (2003). Anxiety, depression, and peer relationships during adolescence: Results from the Portuguese national health behaviour in school-aged children survey. *European Journal of Psychology of Education, 18*, 3-14. doi:10.1007/BF03173600
- Milfont, T. L., & Fischer, R. (2010). Testing measurement invariance across groups: Applications in cross-cultural research. *International Journal of Psychological Research, 3*, 111-121.
- Morris, T. L. (2004). Treatment of social phobia in children and adolescents. In P. M. Barret & T. H. Ollendick (Eds.), *Handbook of interventions that work with children and adolescents: Prevention and treatment* (pp. 171-186). London: Wiley.
- Ólason, D. T., Sighvatsson, M. B., & Smári, J. (2004). Psychometric properties of the Multidimensional Anxiety Scale for Children (MASC) among Icelandic schoolchildren. *Scandinavian Journal of Psychology, 45*(5), 429-436. doi:10.1111=j.1467-9450.2004.00424.x
- Ollendick, T. H. (1983). Reliability and validity of the Revised Fear Surgery Schedule for Children (FSSC-R). *Behaviour Research and Therapy, 21*, 685-692. doi:10.1016/0005-7967(83)90087-6
- Osman, A., Williams, J. E., Espenschade, K., Gutierrez, P. M., Bailey, J. R., & Chowdhry, O. (2009). Further evidence of the reliability and validity of the Multidimensional Scale for

- Children (MASC) in psychiatric inpatient samples. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 31, 202-214. doi:10.1007/s10862-008-9095-z
- Pestana, M. H. & Gajreiro, J. N. (2005). *Análise de dados para ciências sociais: A complementaridade do SPSS* (4ª Ed.). Lisboa: Edições Silabo.
- Radloff, L. S. (1977). The CES-D Scale: A self-report depression scale for research in the general population. *Applied Psychological Measurement*, 1, 385-401. doi:10.1177/014662167700100306
- Reynolds, C. R. (1980). Concurrent validity of what I think and feel: The Revised Children's Manifest Anxiety Scale. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 48, 774-775. doi:10.1037/0022-006X.48.6.774
- Reynolds, C. R., & Paget, K. D. (1981). Factor analysis of the Revised Children's Manifest Anxiety Scale for blacks, whites, males, and females with a national normative sample. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 49, 352-359. doi:10.1037/0022-006X.49.3.352
- Reynolds, C. R., & Richmond, B. O. (1978). What I think and feel: A revised measure of children's manifest anxiety. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 6, 271-280. doi:10.1007/BF00919131
- Reynolds, C. R., & Richmond, B. O. (1979). Factor structure and construct validity of what I think and feel: The Revised Children's Manifest Anxiety Scale. *Journal of Personality Assessment*, 43, 281-283. doi:10.1207/s15327752jpa4303_9
- Rynn, M. A., Barber, J. P., Khalid-Khan, S., Siqueland, L., Dembiski, M., McCarthy, K. S., & Gallop, R. (2006). The psychometric properties of the MASC in a pediatric psychiatric sample. *Journal of Anxiety Disorders*, 20, 139-157. doi:10.1016/j.janxdis.2005.01.004
- Salvador, M. C. (2009). *Ser eu próprio entre os outros: Um novo protocolo de intervenção para adolescentes com fobia social generalizada* [To be myself among the others: a new intervention protocol for adolescents with generalized social phobia]. Unpublished manuscript, University of Coimbra, Coimbra, Portugal.
- Schniering, C. A., Hudson, J. L., & Rapee, R. M. (2000). Issues in the diagnosis and assessment of anxiety disorders in children and adolescents. *Clinical Psychology Review*, 20, 453-778.
- Smucker, M. R., Craighead, W. E., Craighead, L. W., & Green, B. J. (1986). Normative and reliability data for the Children's Depression Inventory. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 14(1), 25-39. doi:10.1007/BF00917219
- Spence, S. H. (1998). A measure of anxiety symptoms among children. *Behaviour Research and Therapy*, 36, 545-566. doi:10.1016/S0005-7967(98)00034-5
- Spielberger, C., Gorsuch, R., & Luchene, R. (1976). *Manual for the State-Trait Anxiety Inventory*. Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.
- SPSS Inc. (2008). *SPSS Statistics (Version 17.0)* [Computer Program]. Chicago: SPSS.
- Vandenberg, R. J., & Lance, C. E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods*, 3, 4-70. doi: 10.1177/109442810031002
- Vieira, S., Salvador, M., Matos, A. P., García-López, L.J., & Beidel, D. C. (2011). Validação da Versão Breve do Inventário de Ansiedade e Fobia Social (SPAI-B) para Adolescentes [Validation of the Brief Version of the Inventory of Anxiety and Social Phobia (SPAI-B) for Teens]. *Psiquiatria Clínica [Clinical Psychiatry]*, 32, 139-148.
- Villabø, M., Gere, M., Torgersen, S., March, J. S., & Kendall, P. C. (2012). Diagnostic efficiency of the child and parent versions of the Multidimensional Anxiety Scale for Children. *Journal of Clinical Child & Adolescent Psychology*, 41, 75-85. doi:10.1080/15374416.2012.632350
- Watson, D., & Kendall, P. C. (1989). Understanding anxiety and depression: Their relation to negative and positive affective states. In P. C. Kendall & D. Watson (Eds.), *Anxiety and depression: Distinctive and*

overlapping features (pp. 3-26). San Diego: Academic Press.

- Yates, P., Kramer, T., & Garralda, E. (2004). Depressive symptoms amongst adolescent primary care attenders: Levels and associations. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, *39*, 588-594. doi:10.1007/s00127-004-0792-y
- Yen, C. F., Ko, C. H., Wu, Y. Y., Ju-Yu Yen, J. Y., Hsu, F. C., & Yang, P. (2010). Normative data on anxiety symptoms on the Multidimensional Anxiety Scale for Children in Taiwanese children and adolescents: Differences in sex, age, and residence and comparison with an American sample. *Child Psychiatry and Human Development*, *41*, 614-623. doi:10.1007/s10578-010-0191-4