

Pérez-Gómez, J., Adsuar, J. C., Alcaraz, P. E., & Carlos-Vivas, J. (2022). Physical exercises for preventing injuries among adult male football players: A systematic review. *Journal of Sport and Health Science*, 11(1), 115-122. <https://doi.org/10.1016/j.jshs.2020.11.003>

Petersen, W., Rembitzki, I., & Liebau, C. (2017). Patello-femoral pain in athletes. *Open Access Journal of Sports Medicine*, 8, 143-154. <https://doi.org/10.2147/OAJSM.S133406>

Schellenberg, K. L., Lang, J. M., Chan, K. M., & Burnham, R. S. (2007). A clinical tool for office assessment of lumbar spine stabilization endurance: Prone and supine bridge maneuvers. *American Journal of Physical Medicine & Rehabilitation*, 86(5), 380-386. <https://doi.org/10.1097/PHM.0b013e318032156a>

Stedile, A. R., Pasqualotto, L. A., Tadiello, G. S., Finger, A. L. T., Marchi, T. & Bonetti, L. V. (2017). Desempenho isociné-tico dos músculos do joelho de atletas de futsal durante a pré-temporada e o meio de temporada. *Acta Fisidátrica*, 24(2), 72-76.

Vomacka, M. M., Calhoun, M. R., Lininger, M. R., & Ko, J. (2019). Dorsiflexion range of motion in copers and those with chronic ankle instability. *International Journal of Exercise Science*, 12(1), 614-622.

Willson, J. D., Ireland, M. L., & Davis, I. (2006). Core strength and lower extremity alignment during single leg squats. *Medicine & Science in Sports & Exercise*, 38(5), 945-952. <https://doi.org/10.1249/01.mss.0000218140.05074.fa>

AUTORES:

Patrícia Coutinho¹
 Cristiana Bessa Pereira¹
 Ana Gracinda Ramos¹
 Cláudia Dias¹
 Isabel Mesquita¹
 António Manuel Fonseca¹

¹ CIFI2D, Centro de Investigação, Formação, Inovação e Intervenção em Desporto, Faculdade de Desporto, Universidade do Porto.

<https://doi.org/10.5628/rpcd.22.03.51>

Validação do *Performance Failure Appraisal Inventory* através de uma análise fatorial confirmatória para uma população de jovens atletas portugueses do sexo masculino.

PALAVRAS-CHAVE:

Medo de falhar. Perceção de ameaça. Questionário. Validação.

SUBMISSÃO: 04 de Outubro de 2022
 ACEITAÇÃO: 15 de Dezembro de 2022

RESUMO

O *Performance Failure Appraisal Inventory* (Conroy et al., 2002) é uma escala desenvolvida para avaliar as perceções de ameaça associadas ao medo de falhar. O objetivo do presente estudo centrou-se na tradução e validação do PFAI para a população portuguesa. Recorremos a uma população de 442 jovens atletas do sexo masculino, com idades compreendidas entre os 13 e os 15 anos (14.14 ± 0.82 anos) e praticantes federados de desportos coletivos (andebol, $n = 51$, basquetebol, $n = 129$, futebol, $n = 151$, polo aquático, $n = 39$, voleibol, $n = 72$). Os dados obtidos confirmaram a estrutura de cinco fatores sugerida na escala original (i.e., medo de experienciar vergonha ou embaraço, medo de desvalorização da autoestima, medo de um futuro incerto, medo de os outros significativos perderem o interesse, e medo de perturbar os outros significativos), mas a obtenção de pesos fatoriais desfavoráveis levou à remoção de alguns itens, encurtando o instrumento para um total de 19 itens. No final, encontraram-se valores adequados de ajustamento do modelo ($\chi^2/df = 2.478$, CFI = .961, PCFI = .787, RMSEA = 0.058). Deste modo, o PFAI evidencia ser um instrumento fiável e válido para aferir as perceções de jovens atletas portugueses acerca das perceções de ameaça associadas ao medo de falhar no âmbito da sua prática desportiva. Importa, contudo, que futuras investigações possam reforçar os resultados apresentados neste estudo, recorrendo à análise de diferentes populações e contextos de realização.

CORRESPONDÊNCIA: Patrícia Coutinho.

Faculdade de Desporto, Universidade do Porto, Rua Dr. Plácido Costa, 91, 4200-450 Porto, Portugal.
 telefone: 220425204. email: pcoutinho@fade.up.pt

Validation of the Performance Failure Appraisal Inventory through a confirmatory factor analysis for a population of young Portuguese male athletes.

ABSTRACT

The Performance Failure Appraisal Inventory (Conroy et al., 2002) is a multidimensional measure of threat appraisals associated with fear of failure. The aim of the present study focused on the validation of the PFAI scale for the Portuguese population. We considered a sample of 442 youth male athletes, aged between 13 and 15 years old (14.14 ± 0.82 years old) and practitioners of team sports (handball, $n = 51$, basketball, $n = 129$, soccer, $n = 151$, water polo, $n = 39$; volleyball, $n = 72$). The data obtained confirmed a five-factor structure suggested by the original scale (i.e., fear of shame and embarrassment, fear of devaluing one's self-estimate, fear of having an uncertain future, fear of significant others losing interest, fear of upsetting significant others), but some items revealed unacceptable factor loadings, which led to their removal and consequently the generation of a shorter version of the questionnaire (19 items in total). The final model presented adequate fit values ($\chi^2/df = 2.478$, CFI = .961, PCFI = .787, RMSEA = 0.058). Thus, PFAI constitutes a reliable and valid instrument to assess the perceptions of youth male Portuguese athletes about threat appraisals associated with fear of failure. It is important, however, that future investigations can reinforce the results presented in this study, using the analysis of different populations and contexts of realization.

KEYWORDS:

Fear of failure.
Threat appraisals.
Questionnaire.
Validation.

INTRODUÇÃO

O desporto constitui um contexto de realização no qual a pressão para o alcance de elevados patamares de rendimento leva frequentemente os atletas a sentirem medo de falhar no âmbito da sua atuação (Hosek, 1987). O medo de falhar envolve aspetos cognitivos, emocionais e experiências comportamentais relacionadas com o insucesso (e.g., não alcançar de um objetivo) na avaliação de um determinado contexto de realização (Heckhausen, 1991) e é proeminente em ambos os sexos e em todos os níveis de habilidade factual ou percebida (Covington, 1992; Elliot & Church, 1997). O medo de falhar está, portanto, relacionado com o motivo para evitar o insucesso em contextos de realização e associa-se à vergonha antecipatória (Birney et al., 1969; McGregor & Elliot, 2005). A tendência para evitar o insucesso encaminha o indivíduo para o estabelecimento de objetivos que ficam aquém das suas capacidades e para o desenvolvimento de estratégias que o impedem de alcançar o seu rendimento máximo (Conroy & Elliot, 2004; McGregor & Elliot, 2005; Urdan & Midgley, 2003).

A literatura tem demonstrado que, nos contextos da educação e do desporto, nos quais a avaliação de competências é um fator importante para a performance individual, um medo de falhar proeminente está associado a uma prevalência de efeitos físicos e psicológicos negativos, como a depressão, distúrbios alimentares, ansiedade, ou abuso de drogas (Conroy, 2001a; Sagar et al., 2007). Estudos desenvolvidos no contexto desportivo, por exemplo, associaram o medo de falhar a elevados níveis de preocupação, stress, ansiedade (cognitiva e somática; Conroy et al., 2002b), tendências perfeccionistas (Sagar & Stoeber, 2009) e comportamentos antissociais interpessoais (Sagar et al., 2011). Por outro lado, estudos com atletas adolescentes de elite evidenciaram que o medo de falhar afeta o seu comportamento interpessoal, o rendimento escolar, o desempenho desportivo e o seu bem-estar geral (Sagar et al., 2009). Em suma, a investigação tem demonstrado que o medo de falhar poderá ter implicações importantes para o atleta (no geral), importando que diferentes agentes sociais (i.e., treinadores, dirigentes, psicólogos, pais) tenham conhecimento deste fenómeno, reconheçam os comportamentos que lhe estão associados e sejam capazes de atuar em conformidade, no sentido de ajudar o atleta.

A relação do medo de falhar com a vergonha antecipatória, vista como um conceito no cerne do que é aquela emoção (cf. Atkinson, 1957; Elliot & Thrash, 2004; McClelland et al., 1953; McGregor & Elliot, 2005), levou a que, numa primeira fase, o medo de falhar fosse entendido numa perspetiva unidimensional, que orientava os indivíduos a procurarem evitar o insucesso nos seus contextos de realização porque sentiam vergonha ao falhar. Mais recentemente, Conroy et al. (2002) propuseram que o medo de falhar fosse considerado um construto multidimensional e hierárquico, tendo desenvolvido um modelo baseado na teoria cognitivo-motivacional-relacional (Lazarus, 1991). Este modelo postula que o medo de falhar envolve a avaliação da ameaça para alcançar objetivo(s) pessoalmente significativo(s), quer quando se

falha no desempenho, quer quando se espera falhar. Essa avaliação ativa crenças cognitivas associadas às consequências aversivas do insucesso e leva à experiência do medo.

O modelo de Conroy et al (2002) sublinha a multidimensionalidade do medo de falhar e sugere cinco crenças sobre as consequências do insucesso que estão associadas às avaliações de ameaças: (a) sentir vergonha e constrangimento, (a) desvalorização da autoestima, (c) perspetivar um futuro incerto, (d) possibilidade de os outros significativos perderem o interesse (pelo indivíduo), (e) possibilidade de incomodar os outros significativos. As diferenças individuais no medo de falhar podem ser determinadas medindo a força da respetiva crença sobre a probabilidade dessa consequência aversiva do insucesso ocorrer (Conroy et al., 2002). Isso acontece porque os indivíduos aprendem a associar o insucesso a consequências aversivas e, portanto, experimentam medo e apreensão em situações avaliativas (Conroy & Elliot, 2004). Por este motivo, o medo de falhar representa uma tendência disposicional.

O *Performance Failure Appraisal Inventory* (PFAI; Conroy, 2001b; Conroy, et al., 2002, 2003) mede as avaliações de ameaças associadas ao medo de falhar. Trata-se de um instrumento que pretende aferir a força das crenças dos indivíduos de que o insucesso está associado às consequências aversivas, conforme proposto pelo modelo de Conroy et al. (2002). O PFAI é a primeira medida sobre o medo de falhar, desenvolvida a partir da metateoria das emoções, e considera que este medo é uma função da interação pessoa-ambiente (em vez de um traço de personalidade ou estado). Além disso, reconhece a natureza individual das percepções de insucesso, em vez de supor que seja a mesma para todos os executores. Em virtude do PFAI original (Conroy, 2001b) revelar algumas falhas conceituais, empíricas e práticas, Conroy et al. (2002) apresentaram uma versão melhorada do instrumento. Esta versão é composta por 25 itens que medem cinco dimensões das avaliações de ameaças associadas ao medo de falhar: (a) medo de experienciar vergonha ou embaraço, (b) medo de desvalorização da autoestima, (c) medo de um futuro incerto, (d) medo de os outros significativos perderem o interesse, e (e) medo de perturbar os outros significativos.

A investigação empírica com recurso ao PFAI tem sido principalmente desenvolvida nos Estados Unidos da América, predominantemente por Conroy et al., nos contextos do desporto federado e da prática de exercício físico (e.g., Conroy et al., 2007; Conroy & Metzler, 2004; Kaye et al., 2008). Outros estudos foram desenvolvidos noutros países, nomeadamente na Grécia (Sideridis & Kafetsios, 2008) e no Reino Unido (Sagar & Jowet, 2010). Enquanto Sideridis e Kafetsios (2008) examinaram o medo de falhar em estudantes do ensino médio e universitário na Grécia, Sagar e Jowet (2010) examinaram as propriedades psicométricas do PFAI com atletas britânicos. Dois anos depois, Sagar e Jowet exploraram os efeitos de fatores pessoais e contextuais (e.g., idade, género, tipo de desporto, nível de participação desportiva) no medo de falhar dos atletas.

Em Portugal, o PFAI foi inicialmente testado por Correia et al. (2016), os quais procuraram analisar as propriedades psicométricas com recurso a uma amostra de 556 atletas (com uma média de idades de 15 ± 2.5 anos). Embora este estudo tenha resultado num modelo no qual todos os fatores apresentavam boa consistência interna, validade convergente e validade discriminante, os próprios autores reconheceram como limitação o recurso a uma amostra de atletas com uma amplitude etária muito grande, provenientes de desportos com características muito distintas (i.e., desportos individuais e desportos coletivos) e de diferentes níveis competitivos (i.e., desporto federado e desporto escolar). Estas limitações poderiam espelhar a perceção de uma variedade alargada de experiências desportivas, condicionando a validade do modelo com um ajustamento mais favorável.

De correndo do exposto, o objetivo do presente estudo centrou-se na tradução e validação do PFAI (Conroy et al., 2002) para a população portuguesa, especificamente para uma amostra de jovens atletas do sexo masculino praticantes de modalidades desportivas coletivas. Mais concretamente, procurámos analisar as características psicométricas da versão traduzida e adaptada para português do PFAI, considerando uma amostra relativamente homogénea (sexo masculino, com baixa amplitude etária, praticante da mesma tipologia de desportos [jogos desportivos coletivos]).

METODOLOGIA

PARTICIPANTES

Participaram no presente estudo 442 atletas do sexo masculino, com idades compreendidas entre os 13 e os 15 anos (14.14 ± 0.82 anos), praticantes federados de cinco desportos coletivos: andebol ($n = 51$), basquetebol ($n = 129$), futebol ($n = 151$), polo aquático ($n = 39$) e voleibol ($n = 72$).

A seleção dos participantes ocorreu pelo método de amostragem intencional e de conveniência (Patton, 2002; Sarstedt et al., 2018), tendo os jogadores sido selecionados por possuírem os requisitos necessários para responderem aos objetivos deste estudo (i.e., estarem envolvidos numa prática desportiva regular, sistemática, organizada e federada) e terem demonstrado vontade explícita em participarem nesta investigação (Patton, 2002).

As implicações éticas de participação neste estudo foram discutidas com os encarregados de educação dos participantes (por serem menores), os quais forneceram um consentimento informado de total acordo e por escrito, após conhecerem a natureza e objetivos do estudo. A garantia de confidencialidade e anonimato foram asseguradas, bem como o direito ao registo e divulgação dos resultados (via utilização de pseudónimos). Os participantes foram informados de que poderiam optar por abandonar o projeto em qualquer momento. A pesquisa foi aprovada pelo Comité de Ética da instituição dos autores deste estudo, com o processo CEFAD 13.2017.

INSTRUMENTO

O PFAI (Conroy et al., 2002) é uma escala desenvolvida para avaliar as percepções de ameaça associadas ao medo de falhar. Este instrumento integra 25 itens que procuram avaliar as crenças associadas às consequências aversivas do falhar. A respetiva escala é constituída por 5 subescalas, nomeadamente: (a) medo de experienciar vergonha ou embaraço (7 itens; e.g., “Quando estou a falhar, é embaraçoso se há outros a verem-me”), (b) medo de desvalorização da autoestima (4 itens; e.g., “Quando estou a falhar, culpo a minha falta de talento”), (c) medo de um futuro incerto (4 itens; e.g., “Quando estou a falhar, acredito que os meus planos futuros mudarão”), (d) Medo de os outros significativos perderem o interesse (5 itens; e.g., “Quando não estou a ser bem sucedido, as pessoas interessam-se menos por mim”), e (e) medo de perturbar os outros significativos (5 itens; e.g., “Quando estou a falhar, as pessoas que são importantes para mim não ficam contentes”). Os participantes avaliam o quão fortemente acreditam que cada consequência aversiva do fracasso é provável acontecer depois de falharem ou não serem bem-sucedidos numa tarefa (neste caso, desportiva). Para tal, usam uma escala de Likert de 0 (*não acredito de todo*) a 4 (*acredito 100% do tempo*). As pontuações das subescalas são obtidas calculando a média aritmética dos itens.

TRADUÇÃO DO QUESTIONÁRIO

Após autorização dos autores do instrumento original, procedeu-se à tradução do PFAI submetendo-o ao processo de tradução, retroversão e retradução com dois tradutores bilingues independentes, sem acesso à versão original, com revisão da validade de conteúdo por dois peritos na área de psicologia, e pré-teste (Beaton et al., 2000).

ANÁLISE DOS DADOS

Para a análise dos dados foi utilizado o *software* SPSS Statistics (v.27, SPSS Inc, Chicago, IL) e o *software* AMOS (v.27, SPSS Inc, Chicago, IL). Os pressupostos de normalidade dos dados foram verificados através da estimação coeficientes de assimetria (*skewness*) e curtose (*kurtosis*) uni- e multivariada, sendo considerados valores aceitáveis os verificados no intervalo de -1.96 e 1.96 (Marôco, 2021). A existência de *outliers* foi avaliada pela distância quadrada de Mahalanobis (D2). A validade fatorial foi testada por meio de análise fatorial confirmatória (AFC). Para a estimação do modelo recorreu-se ao método de estimação da máxima verosimilhança (ML), não apenas por ser mais robusto a violações dos pressupostos do modelo evolutivo, mas também por ser mais preciso em termos de ajuste empírico e teórico quando comparado com outros estimadores (Olsson et al., 2000). Foram analisados os pesos fatoriais, os resíduos e os índices de modificação dos itens para detetar possíveis erros de especificação do modelo. Para avaliar a adequação da estimação do modelo foram utilizados os índices de ajustamento mais comumente aplicados e referenciados na literatura e respetivos valores de referência (Marôco, 2021): o teste estatístico do qui-quadrado relativo

(χ^2/df), o *Comparative Fit Index* (CFI), o *Parcimony Comparative Fit Index* (PCFI), e a *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA). Um bom ajustamento do modelo é obtido quando os valores para χ^2/df são inferiores a 2, o CFI é superior a .90, os valores do PCFI são maiores do que .60, e os do RMSEA são menores do que 0.05 (Kline, 2015; Marôco, 2021).

A consistência interna, que indica o grau de fiabilidade existente entre os itens em cada uma das dimensões, foi avaliada através da fiabilidade individual dos itens (considerando a fiabilidade individual adequada quando o valor do peso fatorial era superior a .50) e da fidelidade compósita, considerando-se valores acima de .70 indicadores de boa consistência interna (Hair et al., 2009). Quanto aos indicadores de validade convergente, observavam-se valores de variância extraída média (VEM) superiores a .50 (Hair et al., 2009). A validade discriminante dos fatores foi avaliada pela comparação dos valores da VEM com os quadrados das correlações entre os fatores e aceite quando o valor da VEM era superior (Fornell & Larcker, 1981).

Todos os testes estatísticos foram realizados para um nível de significância de .05.

RESULTADOS

ANÁLISE PRELIMINAR

A análise preliminar revelou que não foram detetados dados omissos e a sua distribuição foi aproximadamente normal, uma vez que os valores absolutos de assimetria dos itens eram inferiores a 3 (variaram entre -0.096 e 1.278) e os de achatamento menores que 10 (variaram entre -1.233 e 0.626), não se desviando o suficiente da distribuição normal (Kline, 2015; Marôco, 2021). O coeficiente de Mardia (1970) violou o pressuposto de normalidade multivariada, mas nestas condições o recurso ao método de estimação da Máxima Verosimilhança assegura resultados eficientes e consistentes (Ory & Mokhtarian, 2010). Treze observações apresentaram valores de D2 que sugeriam tratar-se de *outliers* ($p1$ e $p2 < .001$), pelo que a AFC foi realizada sem as considerar.

AVALIAÇÃO DO AJUSTAMENTO DO MODELO

O modelo de cinco fatores do PFAI original ajustado a uma amostra de atletas portuguesas revelou uma qualidade de ajustamento fraca [$\chi^2/df = 3.395$, CFI = .906, PCFI = .800, RMSEA = .074 (90% CI [0.068, 0.079], $p = .000$); MECVI = 2.450]. Após a eliminação das observações consideradas *outliers* e removidos os itens 16, 12 e 6, por apresentarem pesos fatoriais inferiores a .5 (Hair et al., 2009), a qualidade de ajustamento melhorou, mas ainda com valores inferiores aos pretendidos [$\chi^2/df = 3.256$, PCFI = .801, CFI = .930, RMSEA = 0.072 (90% CI [0.065, 0.078], $p = .000$); MECVI = 1.833]. A análise dos índices de modificação sugeriu que alguns itens saturavam em fatores diferentes daqueles sugeridos na versão original do PFAI, pelo que foram eliminados. Além disso, foram correlacionados os erros de medida dos itens

24 e 25, pertencentes ao fator “medo de experienciar vergonha ou embaraço”, e também dos itens 14 e 19, pertencentes ao fator “medo de perturbar os outros significativos”. Estes ajustamentos possibilitaram alcançar uma qualidade de ajustamento aceitável [$\chi^2/df = 2,478$, PCFI = .787, CFI = .961, RMSEA = 0.058 (90% CI [0.050, 0.066], $p = .044$); MECVI= 1.115]. Adicionalmente, este modelo simplificado apresentou uma qualidade de ajustamento significativamente superior à do modelo original [$\chi^2(125) = 522.655, p < .05$] nos participantes em estudo, bem como um MECVI consideravelmente menor (1.115 vs 2.450).

O QUADRO 1 apresenta os valores dos pesos fatoriais dos itens, da fiabilidade compósita dos fatores e da VEM do modelo ajustado, comprovando a sua validade convergente. Todos os pesos fatoriais são superiores a .5, revelando que todos os fatores apresentam validade fatorial. A fiabilidade compósita e a VEM dos fatores revelaram-se adequadas para todos os fatores.

QUADRO 1. Pesos fatoriais estandardizados e fiabilidade individual dos itens, fiabilidade compósita e variância extraída média das dimensões do questionário.

Fatores	I	FC	VEM
MEVE		0.83	0.62
Item 15	0.63		
Item 18	0.82		
Item 20	0.67		
Item 24	0.78		
Item 25	0.59		
MDA		0.83	0.62
Item 1	0.70		
Item 4	0.83		
Item 7	0.83		
MFI		0.84	0.63
Item 2	0.80		
Item 5	0.72		
Item 8	0.88		
MOPI		0.90	0.69
Item 11	0.80		
Item 13	0.78		
Item 21	0.90		
Item 23	0.84		
MPO		0.78	0.47
Item 3	0.65		
Item 9	0.77		
Item 14	0.53		
Item 19	0.78		

Nota: MEVE: Medo de experienciar vergonha ou embaraço; MDA: Medo de desvalorizar a autoestima; MFI: Medo de um futuro incerto; MOPI: Medo de outros significativos perderem interesse; MPO: Medo de perturbar outros significativos I: Peso Fatorial; FC: Fiabilidade Compósita; VEM: Variância Extraída Média

Relativamente à validade discriminante, o fator “medo de perturbar os outros significativos” não apresentou uma VEM superior ao quadrado da correlação com nenhum dos restantes fatores, não demonstrando, assim, validade discriminante (Quadro 2). Nos restantes fatores, nenhum dos quadrados das correlações entre os fatores excedeu os valores de AVE para cada construto associado (Fornell & Larcker, 1981) evidenciando validade discriminante entre eles.

QUADRO 2. Validade discriminante do instrumento

	AVE	MEVE	MDA	MFI	MOPI	MPO
MEVE	.62	1				
MDA	.62	0.56	1			
MFI	.63	0.48	0.83*	1		
MOPI	.69	0.62	0.59	0.52	1	
MPO	.47	0.65*	0.73*	0.74*	0.86*	1

* Problemas de validade discriminante

De modo geral, o modelo de ajustado apresentou os critérios exigidos bem como boas propriedades psicométricas (FIGURA 1).

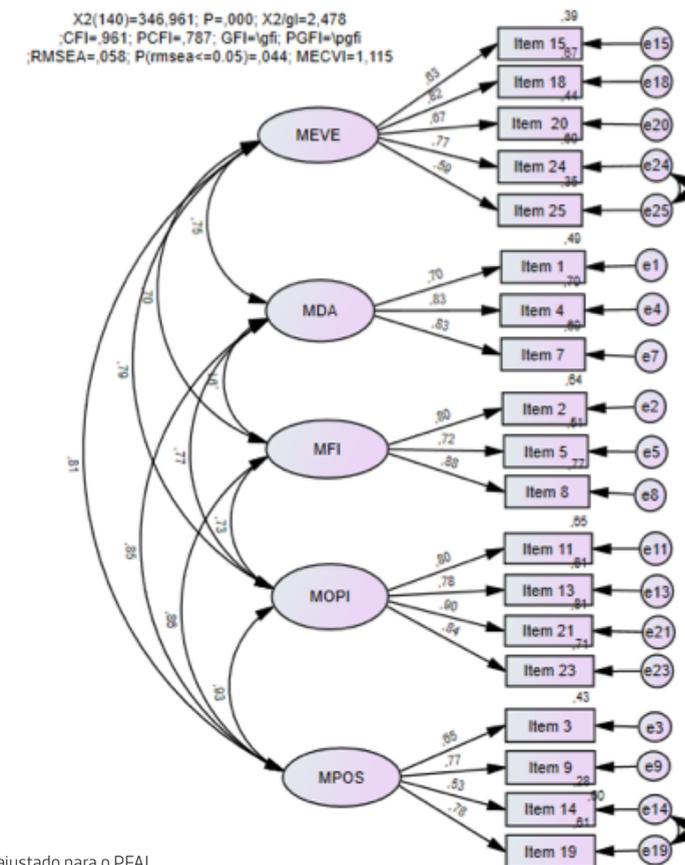


FIGURA 1. Modelo ajustado para o PFAI

DISCUSSÃO

O objetivo deste estudo consistiu na tradução e validação da escala PFAI (Conroy et al., 2002) para a população portuguesa, especificamente para uma amostra de jovens atletas do sexo masculino praticantes de modalidades desportivas coletivas. Esta escala já tenha sido previamente testada por Correia et al. (2016) para a população portuguesa, mas, apesar dos autores terem conseguido alcançar um modelo ajustado (todos os fatores apresentavam boa consistência interna, validade convergente e validade discriminante), reconheceram como limitação do estudo o recurso a uma amostra de atletas com uma amplitude etária muito grande, provenientes de desportos com características muito distintas (i.e., desportos individuais vs. desportos coletivos) e de diferentes níveis competitivos (i.e., desporto federado vs. desporto escolar), o que poderá ter influenciado negativamente os valores de ajustamento encontrados.

No presente estudo, procurou-se analisar as suas características psicométricas do PFAI numa amostra mais uniforme em termos de idade (13-15 anos), e na tipologia dos desportos praticados (jogos desportivos coletivos) e sexo (masculino). Foi confirmada a estrutura de cinco fatores - (a) medo de experienciar vergonha ou embaraço, (b) medo de desvalorização da autoestima, (c) medo de um futuro incerto, (d) medo de os outros significativos perderem o interesse, e (e) medo de perturbar os outros significativos -, o que demonstra valores de ajuste adequados aos valores de referência propostos por Hair et al. (2009). Este modelo de cinco fatores é consistente com a estrutura fatorial encontrada em estudos de validação anteriores realizados em outros países (e.g., Sagar & Jowet, 2010).

Na análise dos pesos fatoriais, nem todos os itens apresentaram valores standardizados aceitáveis (i.e., iguais ou superiores a .50, Hair et al., 2009), pelo que tivemos de proceder à remoção dos respetivos itens para gerarmos um modelo mais efetivo e com melhor ajustamento. Este procedimento foi efetuado com o intuito de minimizar a redundância do conteúdo, levando ao encurtamento do questionário de 25 para 19 itens, mas não comprometendo a representação dos cinco fatores originalmente propostos por Conroy et al. (2002). Um cenário semelhante foi observado no estudo de Correia et al. (2016), no qual alguns itens demonstraram ter pesos fatoriais inaceitáveis e tiveram de ser eliminados, o que levou a modificações da escala e a um encurtamento do questionário para 14 itens. Embora a redução do número de itens possa ser um constrangimento à efetividade do instrumento, a verdade é que, no caso do presente estudo, há manutenção dos cinco fatores da escala original (Conroy et al., 2002) sem afetar a sua abrangência e relevância de conteúdo, tornando assim o questionário mais simples e conveniente de ser aplicado em ambientes desportivos competitivos.

A fiabilidade compósita revelou-se adequada, mostrando que os itens eram, consistentemente, manifestações de cada um dos cinco fatores em referência à escala original do PFAI (Conroy et al., 2002). Os valores de VEM permitiram verificar a validade convergente e divergente da escala, confirmando que o comportamento dos itens era explicado essencialmente por esses fatores. Relativamente à validade discriminante, o

fator medo de perturbar os outros significativos não apresentou uma VEM superior ao quadrado da correlação com nenhum dos restantes fatores, não demonstrando, assim, validade discriminante. Nos restantes fatores nenhum dos quadrados das correlações entre os fatores excedeu os valores de AVE para cada construto associado (Fornell & Larcker, 1981) evidenciando validade discriminante entre eles. No estudo de Correia et al. (2016), todos os fatores apresentaram uma VEM dentro do valor expectável, o que poderá ser explicado pelo número mais reduzido de itens que o modelo final obteve (14 itens).

Em suma, o PFAI constitui-se como um instrumento que pode permitir estabelecer implicações práticas importantes no que concerne à prática desportiva de jovens em Portugal, possibilitando que, em função dos resultados obtidos, os educadores do desporto desenvolvam estratégias pedagógicas que auxiliem os jovens atletas a interpretar e dissiparem as razões que os levam a sentirem medo de falhar e, conseqüentemente, a condicionarem a sua performance em treino e competição. Se os agentes desportivos desenvolverem estratégias de atuação que combatam estes receios, iremos, certamente, potenciar a motivação para a prática e, conseqüentemente, proporcionar experiências desportivas mais positivas e duradouras aos jovens atletas.

Por outro lado, apesar de ter sido importante testar este instrumento com uma amostra mais circunscrita (i.e., jovens atletas entre os 13-15 anos, do sexo masculino, praticantes de modalidades coletivas), em estudos futuros é importante que sejam examinadas as propriedades psicométricas desta escala noutras populações e contextos, como, por exemplo, em praticantes de outro tipo de desportos (e.g., desportos individuais, desportos de combate), do sexo feminino, bem como de outros contextos de realização (e.g., música, academia).

Para além disso, importará (a) aprofundar o estudo da validade concorrente ou da validade preditiva dos fatores identificados, de modo a reforçar a validade do instrumento; (b) realizar uma análise mais fina (mais pormenorizada) à qualidade do modelo para diferentes idades (na medida em que a perceção das variáveis em análise pode apresentar variabilidade ao longo do desenvolvimento do praticante); (c) desenvolver estudos empíricos de carácter longitudinal que permitam estabelecer relações causais e compreender, realmente, se o medo de falhar é um fator condicionante do desenvolvimento do atleta a longo prazo e do alcance de elevados patamares de rendimento.

CONCLUSÕES

O presente estudo validou e traduziu a escala PFAI para a população portuguesa, recorrendo a uma amostra de jovens atletas masculinos praticantes de modalidades coletivas. Através da análise efetuada, foi possível confirmar a estrutura de cinco fatores do instrumento original (i.e., medo de experienciar vergonha ou embaraço, medo de desvalorização da autoestima, medo de um futuro incerto, medo de os outros significativos perderem o interesse, e medo de perturbar os outros significativos), com valores apropriados de ajuste do modelo. A análise dos pesos fatoriais de alguns itens não demonstrou ser favorável, tendo sido necessário proceder

à sua remoção para gerar um modelo mais efetivo e com melhor ajustamento, originando um modelo com um total de 19 itens (dos 25 da escala original). Assim, não obstante o PFAI evidenciar ser um instrumento fiável e válido para aferir as perceções de ameaça associadas ao medo de falhar de jovens atletas portugueses no âmbito da sua prática desportiva, futuras investigações devem reforçar os resultados apresentados neste estudo, procurando aplicar a respetiva escala noutras populações e contextos. Estudos empíricos de carácter transversal e longitudinal que utilizem este instrumento são igualmente recomendáveis, pois podem contribuir para um maior aprofundamento do conhecimento atualmente disponível sobre o medo de falhar e sobre as perceções de ameaça associadas a este constructo no âmbito da prática desportiva.

REFERÊNCIAS

- Atkinson, J. W. (1957). Motivational determinant of risk-taking behaviour. *Psychological Review*, 64, 359-372. <https://doi.org/10.1037/h0043445>
- Beaton, D. E., Bombardier, C., Guillemin, F., & Ferraz, M. B. (2000). Guidelines for the process of cross-cultural adaptation of self-report measures. *Spine*, 25(24), 3186-3191. <https://doi.org/10.1097/00007632-200012150-00014>
- Birney, R., Burdick, H., & Teevan, R. (1969). *Fear of failure*. Van Nostrand.
- Conroy, D. E. (2001a). Fear of failure: An exemplar for social development research in sport. *Quest*, 53, 165-183. <https://doi.org/10.1080/00336297.2001.10491736>
- Conroy, D. E. (2001b). Progress in the development of a multidimensional fear of failure measurement: The Performance Failure Appraisal Inventory (PFAI). *Anxiety, Stress & Coping*, 14, 431-452. <https://doi.org/10.1080/10615800108248365>
- Conroy, D. E., & Elliot, A. J. (2004). Fear of failure and achievement goals in sport: Addressing the issue of the chicken and the egg. *Anxiety, Stress, and Coping*, 17, 271-285. <https://doi.org/10.1080/1061580042000191642>
- Conroy, D. E., Kaye, M. P., & Fifer, A. M. (2007). Cognitive links between fear of failure and perfectionism. *Journal of Rational-Emotive & Cognitive-Behavior Therapy*, 25, 237-253. <https://doi.org/10.1007/s10942-007-0052-7>
- Conroy, D. E., & Metzler, J. N. (2004). Patterns of self-talk associated with different forms of competitive anxiety. *Journal of Sport & Exercise Psychology*, 26, 69-89. <https://doi.org/10.1123/jsep.26.1.69>
- Conroy, D. E., Metzler, J. N., & Hofer, S. M. (2003). Factorial invariance and latent mean stability of performance failure appraisals. *Structural Equation Modeling*, 10, 401-422. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM1003_4
- Conroy, D. E., Willow, J. P., & Metzler, J. N. (2002). Multidimensional fear of failure measurement: The Performance Failure Appraisal Inventory. *Journal of Applied Sport Psychology*, 14, 76-90. <https://doi.org/10.1080/10413200252907752>
- Correia, M., Rosado, A., & Serpa, S. (2016). Fear of Failure in sport: A Portuguese crosscultural adaptation. *Mostriz*, 22(4), 376-382. <https://doi.org/10.1590/S1980-6574201600040024>
- Covington, M. V. (1992). *Making the grade: A self-worth perspective on motivation and school reform*. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CB09781139173582>
- Elliot, A. J., & Church, M. A. (1997). A hierarchical model of approach and avoidance achievement motivation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 72, 218-232. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.72.1.218>
- Elliot, A. J., & Thrash, T. M. (2004). The intergenerational transmission of fear of failure. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 30, 957-971. <https://doi.org/10.1177/0146167203262>
- Fornell, C., & Larcker, D. (1981). Evaluation of structural equations models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18, 39-50. <https://doi.org/10.2307/3151312>
- Hair, J., Anderson, R., Tatham, R., & Black, W. (2009). *Multivariate data analysis* (7th ed.). Prentice Hall.
- Heckhausen, H. (1991). *Motivation and action*. Springer.
- Hosek, V. M. F. (1987). Training to reduce anxiety and fear in top athletes. In D. Hackfort & C. D. Spielberger (Eds.), *Anxiety in sport: An international perspective*. <https://doi.org/10.4324/9781315781594>
- Kaye, M. P., Conroy, D. E., & Fifer, A. M. (2008). Individual differences in incompetence avoidance. *Journal of Sport & Exercise Psychology*, 30, 110-132. <https://doi.org/10.1123/jsep.30.1.110>
- Kline, R. (2015). *Principles and practices of structural equation modelling* (4th ed.). The Guilford Press.
- Lazarus, R. S. (1991). *Emotion and adaptation*. Oxford University.
- Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57(3), 519-530. <https://doi.org/10.2307/2334770>
- Marôco, J. (2021). *Análise de equações estruturais: Fundamentos teóricos, software e aplicações* (3rd ed.). Report Number.
- McClelland, D. C., Atkinson, J. W., Clark, R. A., & Lowell, E. L. (1953). *The achievement motive*. Appleton-Century-Croft. <https://doi.org/10.1037/11144-000>

McGregor, H. A., & Elliot, A. J. (2005). The shame of failure: Examining the link between fear of failure and shame. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 31, 218-231. <https://doi.org/10.1177/0146167204271420>

Olsson, U., Foss, T., Troye, S., & Howell, R. (2000). The performance of ML, GLS, and WLS estimation in structural equation modeling under conditions of misspecification and nonnormality. *Structural Equation Modeling*, 7(4), 557-595. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0704_3

Ory, D., & Mokhtarian, P. (2010). The impact of non-normality, sample size and estimation technique on goodness-of-fit measures in structural equation modelling: Evidence from ten empirical models of travel behavior. *Quality & Quantity*, 44(3), 427-445. <https://doi.org/10.1007/s11135-008-9215-6>

Patton, M. Q. (2002). *Qualitative research and evaluation methods* (3rd ed.). Sage.

Sagar, S. S., Boardley, I. D., & Kavussanu, M. (2011). Fear of failure and student athletes' interpersonal antisocial behaviour in education and sport. *British Journal of Educational Psychology* 81(3), 391-408. <https://doi.org/10.1348/2044-8279.002001>

Sagar, S. S., & Jowet, S. (2010). Validation of a multidimensional measure of fear of failure in a British sample: The Performance Failure Appraisal Inventory (PFAI). *International Journal of Coaching Science*, 4(1), 49-63.

Sagar, S. S., & Jowet, S. (2012). The effects of age, gender, sport type and sport level on athletes' fear of failure: Implications and recommendations for sport coaches. *International Journal of Coaching Science*, 6(2), 61-82.

Sagar, S. S., Lavalley, D., & Spray, C. M. (2007). Why young elite athletes fear failure: Consequences of failure. *Journal of Sports Sciences*, 25, 1171-1184. <https://doi.org/10.1080/02640410601040093>

Sagar, S. S., Lavalley, D., & Spray, C. M. (2009). Coping with the effects of fear of failure: A preliminary investigation of young elite athletes. *Journal of Clinical Sports Psychology*, 3, 73-98. <https://doi.org/10.1123/jcsp.3.1.73>

Sagar, S. S., & Stoeber, J. (2009). Perfectionism, fear of failure and affective responses to success and failure: The central role of fear of experiencing shame and embarrassment. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 31, 602-627. <https://doi.org/10.1123/jsep.31.5.602>

Sarstedt, M., Bengart, P., Shaltoni, A. M., & Lehmann, S. (2018). The use of sampling methods in advertising research: A gap between theory and practice. *International Journal of Advertising*, 37(4), 650-663. <https://doi.org/10.1080/02650487.2017.1348329>

Sideridis, G., & Kafetsios, K. (2008). Parental bonding, fear of failure and stress during class presentations. *International Journal of Behavioural Development*, 32, 119-130. <https://doi.org/10.1177/0165025407087210>

Urdu, T., & Midgley, C. (2003). Changes in the perceived classroom goal structure and pattern of adaptive learning during early adolescence. *Contemporary Educational Psychology*, 28, 524-551. [https://doi.org/10.1016/S0361-476X\(02\)00060-7](https://doi.org/10.1016/S0361-476X(02)00060-7)

AUTORES:

Matheus Coelho¹
Rafael Toshio Bagatin¹
Daniel Barreira¹

¹ Centro de Investigação, Formação, Inovação e Intervenção em Desporto, Faculdade de Desporto, Universidade do Porto, Portugal.

<https://doi.org/10.5628/rpcd.22.03.65>

Faster, stronger... Better? A systematic review of talent identification and selection in soccer.

PALAVRAS-CHAVE:

Talent identification. Maturation.
Relative age effect. Peak height velocity.
Soccer.

SUBMISSÃO: 14 de Maio de 2022

ACEITAÇÃO: 09 de Outubro de 2022

ABSTRACT

The identification and selection of talented football players is contingent on a set of factors whose interaction influences a given individual to reach high levels of performance. The present systematic review of articles and meta-analyses, using the PRISMA guidelines, aimed to compile, identify, and organize emerging investigation patterns between 1999 and 2021, with a focus on the identification and selection of soccer players. The inclusion criteria were applied according to PICOS, and the search was performed on the EBSCOhost and PubMed databases. Of the 79 articles considered, 53% addressed age-related effects, 24% maturity status-related effects, and 23% both dimensions (multidimensional effects). The results showed that players born in the initial months of the year and with an advanced maturity status presented physical advantages compared to those born later in the same year and with late or normal maturational status. This momentary physical and maturational advantage was seen as an important criterion for players to achieve success and was reflected in a clear preference for these players in the talent identification and selection process. On the other hand, most studies used anthropometric/physical and/or technical measures, which can be observed and measured in a simpler way than the tactical and cognitive dimensions (e.g., soccer-specific intelligence). Relatedly, the importance of an integrated and varied approach that considers multiple player development factors is emphasized.

CORRESPONDING AUTHOR: Matheus Steinmetz Coelho

E-mail: scoelho.matheus@hotmail.com