

25. Sannicandro I, Piccinno A, Rosa RA, De Pascalis S (2011). Functional asymmetry in the lower limb professional soccer players. *Br J Sports Med* 45: 370.
26. Schache AG, Dorn TW, Blanch PD, Brown NA, Panddy MG (2012). Mechanics of the human hamstring muscle during sprinting. *Med Sci Sports Exerc* 44: 647-658.
27. Schot PK, Bates BT, Dufek JS (1994). Bilateral performance symmetry during drop landing – a kinetic-analysis. *Med Sci Sports Exerc* 26: 1153-1159.
28. Van Mechelen W, Hlobil H, Kemper HC (1992). Incidence, severity, etiology and prevention of sports injuries: a review of concepts. *Sports Med* 14: 82-99.
29. Weir JP (2005). Quantifying test-retest reliability using the intraclass correlation coefficient and the sem. *J Strength Cond Res* 19: 231-240.
30. Xergia SA, Pappas E, Zampeli F, Georgiou S, Georgoulis AD (2013). Asymmetries in functional hop tests, lower extremity kinematics, and isokinetic strength persist 6 to 9 months following anterior cruciate ligament reconstruction. *J Orthop Sports Phys Ther* 43: 154-162.

**AUTORES:**Jorge Esperança <sup>1</sup>Cláudia Dias <sup>1</sup>Robert Brustad <sup>2</sup>António Manuel Fonseca <sup>1</sup><sup>1</sup> CIFI2D, Faculdade de Desporto da Universidade do Porto, Portugal<sup>2</sup> School of Sport and Exercise Science, University of Northern Colorado, USA[10.5628/RPCD.17.01.47](https://doi.org/10.5628/RPCD.17.01.47)

## Desenvolvimento e validação da versão reduzida do questionário Positive Youth Development (PYDp) para a avaliação do desenvolvimento positivo dos jovens dos países lusófonos

**PALAVRAS CHAVE:**

Desenvolvimento positivo. Jovens.

Versão reduzida. Propriedades Psicométricas

SUBMISSÃO: 20 de Outubro de 2016

ACEITAÇÃO: 11 de Fevereiro de 2017

**RESUMO**

A presente investigação procurou examinar as propriedades psicométricas da versão portuguesa reduzida do Measure of PYD, denominada PYDp/ red, designadamente no que respeita à validade da sua estrutura fatorial e à sua consistência interna. Participaram neste estudo 527 jovens de ambos os sexos, com idades compreendidas entre os 12 e os 18 anos ( $M = 13.23$ ;  $DP = 1.52$ ). Os resultados da Análise Factorial Confirmatória destacaram as boas características psicométricas do instrumento, nomeadamente no que se refere ao ajustamento dos modelos de medida propostos às matrizes de dados examinadas. No mesmo sentido, também os resultados do  $\alpha$  de Cronbach forneceram evidência da consistência interna dos itens constituintes dos vários fatores. Assim sendo, os resultados do presente estudo demonstraram a validade e fiabilidade dos instrumentos inspecionados, razão pela qual se recomenda a sua utilização pelos investigadores no sentido da promoção do desenvolvimento positivo dos jovens.

## Development and validation of the reduced version of the Positive Youth Development (PYDp) questionnaire for evaluating positive youth development in lusophone countries

### ABSTRACT

The present study focused on the development of a Portuguese reduced version of the Measure of PYD, named PYDp/ red, to evaluate positive youth development. Specifically, this investigation examined the psychometric properties of the PYDp/ red, namely regarding their factor structure validity and internal consistency. Participants were 527 male and female youngsters (male:  $n = 287$ ), aged between 12 and 18 years old ( $M = 13.23$ ;  $SD = 1.52$ ). Confirmatory Factor Analysis indicated that the instrument demonstrated good psychometric properties. In general, the measurement models provided a good fit to the empirical data and the calculated Cronbach's  $\alpha$  coefficient of reliability indicated adequate internal consistency for the three instruments. Overall, the results of the present study provided evidence for these instruments' validity and reliability, ultimately supporting their importance for research and psychological intervention as regards positive youth development of Portuguese youngsters.

### KEY WORDS:

Positive development. Youth. Reduced version. Psychometric properties

### INTRODUÇÃO

Apesar de a literatura ter vindo a enfatizar a importância do desporto enquanto contexto privilegiado para intervir ao nível do desenvolvimento positivos dos jovens (DPJ) e não obstante existirem várias evidências a apoiar essa possibilidade (e.g., 10;13, 21), o modo como o desporto se relaciona com o DPJ permanece pouco claro (18). Neste contexto, Holt (12) alertou para os perigos de se aceitar que o desporto por si só conduz ao DPJ e, a par de outros investigadores (e.g., 15, 22), apontou a necessidade de se examinar a validade empírica do DPJ em contextos desportivos.

Um dos modelos conceituais do DPJ mais utilizado atualmente foi proposto por Lerner et al. (17) e pressupõe que este constructo possa ser analisado através de cinco fatores que são conhecidos na literatura como os 5 C's (i.e., Competência – visão positiva das próprias ações em áreas específicas; Confiança – visão global positiva de si próprio em contraste com crenças em domínios específicos, Conexão – ligações positivas com pessoas e instituições; Caráter – respeito pelas regras e cultura sociais; Cuidado e Atenção – sentido de compreensão e de empatia em relação aos outros). Este modelo é o que mais reúne consenso na literatura deste âmbito e foi inicialmente desenvolvido num estudo efetuado nos EUA envolvendo jovens com idades compreendidas entre os 12 e os 18 anos, participantes de vários programas de DPJ. Nessa pesquisa, de carácter longitudinal, os autores do modelo criaram também um questionário para avaliar o DPJ, denominado *Measure of PYD*.

O *Measure of PYD* é composto por 78 itens que derivam de anteriores propostas de Benson et al. (1), Harter (9) e Small e Rogers (23), e avalia o DPJ através do valor final para o qual cada um dos C's (fatores de primeira ordem) concorre em igual medida. No referido instrumento, os 5 C's são avaliados através de 16 subescalas: Competência – Académica, Social, Escolar, Física, Desportiva e Atração Romântica; Confiança – Identidade positiva, Autoestima; Conexão – Família, Comunidade, Escola, Pares; Caráter – Consciência Social, Diversidade de Valores, Competências e Valores Interpessoais, Valores Pessoais; Cuidado e Atenção – sem subescalas (9 itens).

Lerner et al. (17) demonstraram a validade do instrumento deixando, no entanto, a recomendação de que posteriores estudos aprimorassem ou criassem novos instrumentos assentes nos mesmos pressupostos. Adicionalmente, importa salientar que o estudo no qual foi desenvolvido o *Measure of PYD* não visou especificamente o contexto desportivo nos programas de intervenção de DPJ selecionados (e.g., 4-H; *Boy Scouts and Girl Scouts*), ainda que estivessem presentes atividades de carácter desportivo. Posteriormente, também Phelps et al. (22) levaram a cabo um estudo que visou avaliar a estrutura e o desenvolvimento do DPJ e que, apesar de algumas limitações metodológicas (e.g., repetição de sujeitos da amostra do estudo original), evidenciou a robustez do constructo avaliado através de cinco fatores, conforme sugestão de Lerner et al. (17).

No presente estudo, na tentativa de contribuir para a clarificação da validade do *Measure of PYD* como meio de avaliar o DPJ, procedemos inicialmente à adaptação transcultural do instrumento para a realidade portuguesa, após o que examinámos as suas propriedades psicométricas. Desse estudo resultou o questionário PYDp, o qual é composto por 76 itens distribuídos por 16 dimensões que, à semelhança do *Measure of PYD*, são agrupadas em cinco fatores que concorrem em igual medida para um valor final de DPJ. Contudo, depois de submetido a uma AFC preliminar, o PYDp não apresentou valores que permitissem concluir no sentido de uma inequívoca qualidade de ajustamento em relação à matriz examinada, havendo necessidade de prosseguir esforços visando esse objetivo, eventualmente considerando o trabalho entretanto desenvolvido neste domínio por outros investigadores, nomeadamente o estudo realizado por Jones et al. <sup>(15)</sup>. Um aspeto importante a realçar no estudo de Jones et al. é a tentativa de os autores utilizarem um instrumento com menor número de itens (i.e., 30 itens) criando assim uma versão mais reduzida para avaliar o DPJ, a qual designaram de PYD-Sport. A este propósito, importa sublinhar que questionários extensos implicam muitas vezes uma aplicação demorada, um incremento da estereotipia das respostas, dificuldades na caracterização dos sujeitos e, por vezes, o abandono do preenchimento do questionário por parte dos sujeitos com mais dificuldades <sup>(15,16)</sup>. Os próprios criadores do *Measure of PYD* <sup>(17)</sup> referiram-se a algumas dificuldades no preenchimento do questionário, especialmente por parte dos indivíduos mais novos, relacionadas com o elevado número de itens e com algumas questões de interpretação às quais os autores sentiram necessidade de fazer face disponibilizando um período de duas horas e prestando acompanhamento individualizado durante o preenchimento.

Assim, face às várias dificuldades que apresentam as versões mais longas, uma versão reduzida, capaz de preservar as propriedades métricas do questionário original e de manter a representação do constructo permitiria assegurar uma economia de tempo, quer para os participantes quer para o investigador, porquanto assegura não só uma maior facilidade na aplicação do instrumento, mas também uma maior rapidez na consequente avaliação. Na verdade, pelas vantagens que apresentam, o desenvolvimento de versões mais curtas de instrumentos de avaliação psicológica tem vindo a ser incrementado <sup>(e.g., 11, 15, 20)</sup>.

Considerando o anteriormente exposto, designadamente no que se refere ao facto de a versão portuguesa com 76 itens não ter demonstrado possuir as exigidas propriedades psicométricas, bem como as vantagens decorrentes da existência de uma versão mais reduzida para avaliar o DPJ, procurou-se, com o presente estudo, validar uma versão mais reduzida para avaliar o DPJ em jovens no espaço lusófono, procurando assim complementar a informação disponível até ao momento na literatura específica deste domínio, proveniente quase exclusivamente de estudos realizados em países de língua inglesa. A versão reduzida que desenvolvemos (i.e., o PYDp/red) assenta em dois pressupostos fundamentais: ser composta por 30 itens e manter a estrutura dos cinco fatores propostos por Lerner

et al. <sup>(17)</sup>. Deste modo, para além de se facilitar a sua aplicação aos jovens e consequente avaliação, é respeitada a sugestão de constituir cada fator com seis itens, para que, segundo autores de referência nesta matéria <sup>(e.g., 8, 26)</sup>, possam obter-se os melhores resultados nas análises fatoriais. Em síntese, a inexistência de instrumentos validados para avaliar o DPJ seguindo o modelo dos 5 C's de Lerner et al., a recomendação de Lerner et al. <sup>(17)</sup> e de Phelps et al. <sup>(22)</sup> de aprimorar o então proposto *Measure of PYD* e a necessidade de realizar estudos relativos à estrutura dos 5 C's em amostras independentes e diversas apontada por Jones et al. <sup>(15)</sup>, justificam a pertinência da realização deste estudo.

## METODOLOGIA

### PARTICIPANTES

Participaram neste estudo 527 jovens estudantes de escolas de ensino público de várias regiões geográficas de Portugal (e.g., Aveiro, Porto, Viana do Castelo) de ambos os sexos (masculino:  $n = 287$ ) e com idades compreendidas entre os 12 e os 18 anos ( $M = 13.23$ ;  $DP = 1.52$ ).

De referir que a dimensão da amostra procurou cumprir as indicações de vários autores para estudos desta natureza, desde os que recomendaram amostras superiores a 100 indivíduos <sup>(e.g., 6)</sup>, até aos que aconselharam amostras com 200 indivíduos <sup>(e.g., 7)</sup>, ou, ainda, os que classificaram de muito boas as amostras com 500 indivíduos <sup>(e.g., 5)</sup>, quando se prevê a realização de análises fatoriais, conforme é o caso do presente estudo.

### INSTRUMENTO

Para efetuar a construção de uma versão reduzida foram selecionados 30 dos 76 itens que compõem a versão original do PYDp. O processo de seleção desses 30 itens teve em linha de conta o respeito pela representatividade das várias dimensões do DPJ, bem como os resultados de uma AFC realizada anteriormente ao PYDp.

No quadro 1 estão representados os 30 itens selecionados para efetuar este estudo.

QUADRO 1. Itens do PYDp (versão portuguesa do Measure of PYD) utilizados nesta investigação.

Nº	ITEM
1 (Ch1)	Dar o meu tempo e o meu dinheiro para melhorar a vida das outras pessoas
2 (Ch2)	Ajudar a garantir que todas as pessoas sejam tratadas com justiça
3 (Ch3)	Fazer o que acredito que é correto, mesmo que os meus amigos gozem comigo
4 (Ch4)	Dizer a verdade mesmo quando não é fácil
5 (Ch5)	Assumir a responsabilidade das quando cometo um erro ou me meto em sarilhos
6 (Ch6)	Dar o meu melhor mesmo quando tenho uma tarefa de que não gosto
7 (Cr1)	Incomoda-me quando acontecem coisas más a pessoas boas
8 (Cr2)	Incomoda-me quando acontecem coisas más a qualquer pessoa

9 (Cr3)	Tenho pena das pessoas que não têm o que eu tenho
10 (Cr4)	Quando vejo alguém a ser provocado tenho pena dessa pessoa
11 (CR5)	Fico triste quando vejo alguém que não tem amigos
12 (CR6)	Quando vejo uma pessoa que está magoada ou aborrecida, tenho pena dela
13 (Cn1)	Tenho muitas conversas agradáveis com os meus pais
14 (Cn2)	Na minha família sinto-me útil e importante
15 (Cn3)	Na minha vizinhança há muitas pessoas que se preocupam comigo
16 (Cn4)	Os adultos do sítio onde vivo ouvem o que eu tenho para dizer
17 (Cn5)	Os meus professores preocupam-se mesmo comigo
18 (Cf1)	Em termos gerais eu gosto de mim mesmo
19 (Cf2)	Tenho a certeza de que quando for adulto terei uma boa vida
20 (Cf3)	No geral, estou contente comigo mesmo
21 (Cn6)	Os meus amigos importam-se comigo
22 (Cm1)	Alguns jovens estão contentes com o seu aspeto físico
23 (Cm2)	Alguns jovens sentem que serão correspondidos sentimentalmente
24 (Cf4)	Alguns jovens estão contentes com eles próprios a maior parte do tempo
25 (Cm3)	Alguns jovens acham que podem fazer bem qualquer nova atividade desportiva
26 (Cm4)	A alguns jovens o seu corpo agrada-lhes tal como é
27 (Cm5)	Alguns jovens acham que as pessoas da sua idade podem sentir-se atraídas por eles
28 (Cf5)	A alguns jovens agrada o tipo de pessoa que são
29 (Cm6)	Alguns jovens normalmente só fazem coisas que sabem que devem fazer
30 (Cf6)	Alguns jovens estão contentes em ser como são

Os itens são avaliados numa escala de Likert através da qual os respondentes especificam o nível de concordância com o modo que cada afirmação se aplica a eles próprios, tendo como opção de resposta quatro possibilidades, de 1 (Nada Importante) a 4 (Muito Importante) (itens 1, 2, 3, 4, 5, 6); de 1 (Não Sou Nada Assim) a 4 (Sou Mesmo Assim) (itens 7, 8, 9, 10, 11, 12); de 1 (Discordo Totalmente) a 4 (Concordo Totalmente) (itens 13, 14, 15, 16, 17, 18, 19, 20); de 1 (Completamente Falso) a 4 (Completamente Verdadeiro) (item 21); e de 1 (Eu Sou Completamente Diferente) a 4 (Eu Sou Exatamente Assim) (itens 22, 23, 24, 25, 26, 27, 28, 29, 30). O valor final apurado em cada um dos cinco fatores (i.e., os 5 C's) concorre em igual medida para o valor final de DPJ. A versão reduzida que derivou das opções ora descritas foi designada de PYDp/red.

#### PROCEDIMENTOS

##### *De aplicação do instrumento*

Antes da aplicação do instrumento, foram garantidas as devidas autorizações de todos os intervenientes no processo. Os questionários foram aplicados pelos professores de educação física aos seus alunos em situação similar à de um teste escrito de avaliação, em aulas

de um tempo letivo (i.e., 45 minutos) salientando, desde logo, que o seu preenchimento era de carácter voluntário. A todos os aplicadores foi detalhadamente descrito o protocolo previsto para a correta aplicação do questionário, bem como as instruções e ajudas que deviam dirigir aos jovens respondentes.

##### *De análise dos dados*

Foram estudadas as propriedades psicométricas do instrumento PYDp/red, nomeadamente no que concerne à sua fiabilidade e à sua estrutura fatorial. Relativamente à fiabilidade, procedeu-se à determinação do alfa de Cronbach ( $\alpha$ ) relativo a cada dimensão, constituída por seis itens. Adicionalmente, foram analisadas as correlações inter-item e item-total dos 30 itens do PYDp/red. Para a análise da estrutura fatorial do PYDp/red recorreu-se à técnica da AFC, privilegiando os indicadores normalmente utilizados para este efeito: *chi square* ( $\chi^2$ ); *degrees of freedom* (df); *ratio chi square statistics/ degrees of freedom* ( $\chi^2/df$ ); *non-normed fit index* (NNFI); *comparative fit index* (CFI); *root mean square error of approximation* (RMSEA) e *standardized root mean square residual* (SRMR). Foram utilizados os programas informáticos SPSS 19.0 e o LISREL 8.80.

## RESULTADOS

O quadro 2 apresenta um resumo dos principais resultados da análise descritiva obtida no estudo do PYDp/red.

QUADRO 2. Valores mínimos, máximos, médios (M), desvios-padrão (DP), assimetria e achatamento das respostas aos itens do PYDp/red.

DIMENSÃO	ITEM	MÍN-MÁX	M	DP	ASSIMETRIA	ACHATAMENTO
Caráter	1	1-4	2.94	.88	-.53	-.39
	2	1-4	3.71	.59	-2.27	5.51
	3	1-4	3.47	.72	-1.32	1.33
	4	1-4	3.52	.70	-1.56	2.35
	5	1-4	3.59	.64	-1.59	2.50
	6	1-4	3.43	.72	-1.19	1.09
Cuidado e atenção	7	1-4	3.39	.90	-1.43	1.11
	8	1-4	2.87	.92	-.42	-.68
	9	1-4	3.11	.94	-.82	-.30
	10	1-4	3.26	.73	-.45	-1.02
	11	1-4	3.38	.89	-1.33	.81
	12	1-4	3.28	.80	-.93	.27

Conexão	13	1-4	3.35	.90	-1.29	.67
	14	1-4	3.37	.86	-1.35	1.08
	15	1-4	2.85	1.06	-.51	-.97
	16	1-4	2.93	1.01	-.59	-.75
	17	1-4	3.13	.83	-.72	-.10
Confiança	21	1-4	3.31	.81	-1.11	.72
	18	1-4	3.29	.82	-1.11	.77
	19	1-4	3.43	.81	-1.43	1.46
	20	1-4	2.50	1.14	.15	-1.42
	24	1-4	3.76	.50	-2.06	3.45
Competência	28	1-4	3.48	.64	-.85	-.33
	30	1-4	3.34	.70	-.57	-.82
	22	1-4	3.59	.63	-1.30	.52
	23	1-4	3.67	.55	-1.49	1.27
	25	1-4	3.55	.62	-1.04	.02
Competência	26	1-4	3.55	.66	-1.18	.14
	27	1-4	3.48	.66	-.91	-.32
	29	1-4	3.56	.66	-1.20	.19

Os resultados do estudo da fiabilidade do PYDp/red estão ilustrados no quadro 3.

QUADRO 3. Valor do Alfa de Cronbach de cada dimensão do PYDp/red.

DIMENSÃO	A
Competência	.79
Confiança	.82
Conexão	.65
Caráter	.71
Cuidado e atenção	.73

No seguimento das sugestões de Clark e Watson <sup>(4)</sup>, que consideraram necessário proceder à análise das matrizes de correlação inter-item e item-total, conjuntamente com a determinação do alfa de Cronbach, para que se possa estabelecer com segurança a consistência interna e a homogeneidade de um instrumento, procedeu-se em conformidade, tendo-se recorrido, para tal, ao coeficiente de correlação de *Pearson* (VER QUADROS 4 E 5).

Quadro 4. Valores de correlação inter-fator do PYDp/red.

	COMPETÊNCIA	CONFIANÇA	CONEXÃO	CARÁTER	CUIDADO E ATENÇÃO
Competência	1				
Confiança	.94	1			
Conexão	.47	.59	1		
Caráter	.27	.27	.56	1	
Cuidado e atenção	.16	.15	.35	.57	1

Quadro 5. Matrizes das correlações inter-itens e item-total.

DIMENSÃO	ITEM	1	2	3	4	5	6	PYDP/RED
Caráter	1	1						.39
	2	.34	1					.41
	3	.20	.24	1				.35
	4	.22	.26	.28	1			.50
	5	.25	.28	.22	.50	1		.50
	6	.28	.22	.24	.36	.39	1	.46
DIMENSÃO	ITEM	7	8	9	10	11	12	PYDP/RED
Cuidado e atenção	7	1						.35
	8	.30	1					.37
	9	.20	.19	1				.42
	10	.27	.24	.45	1			.58
	11	.19	.28	.28	.41	1		.48
	12	.25	.26	.34	.53	.47	1	.56
DIMENSÃO	ITEM	13	14	15	16	17	18	PYDP/RED
Conexão	13	1						.48
	14	.59	1					.45
	15	.27	.26	1				.45
	16	.28	.28	.43	1			.45
	17	.16	.16	.24	.26	1		.29
	18	.15	.08	.15	.07	.09	1	.17
DIMENSÃO	ITEM	19	20	21	22	23	24	PYDP/RED
Confiança	19	1						.48
	20	-.16	1					-.27
	21	.05	-.23	1				.47
	22	.41	-.21	.44	1			.54
	23	.34	-.22	.32	.53	1		.48
	24	.38	-.20	.44	.55	.58	1	.55
DIMENSÃO	ITEM	25	26	27	28	29	30	PYDP/RED
Competência	25	1						.53
	26	.39	1					.57
	27	.34	.34	1				.50
	28	.50	.28	.32	1			.51
	29	.30	.64	.33	.36	1		.58
	30	.35	.34	.45	.38	.39	1	.54

A AFC que foi conduzida para avaliar a estrutura fatorial do PYDp/red apresentou os seguintes valores de ajustamento:  $\chi^2 = 1049.90$ ;  $gl = 395$ ;  $\chi^2/ gl = 2.63$ ;  $NNFI = .92$ ;  $CFI = .93$ ;  $RMSEA = .059$ ;  $SRMR = .062$ . Embora estes resultados tenham revelado um bom ajuste, considerando algumas sugestões do *software* utilizado, no sentido de permitir erros de correlação entre alguns pares de itens, bem como as considerações teóricas implicadas, foram introduzidas algumas reespecificações que foram melhorando o seu ajuste, como é possível confirmar no quadro 6.

A primeira reespecificação resultou da permissão transmitida ao *software* para correlacionar os erros entre os itens 14 e 13 (i.e., “Na minha família sinto-me útil e importante” e “Tenho muitas conversas agradáveis com os meus pais”, respetivamente).

Na segunda reespecificação foram permitidos os erros de correlação entre os itens 19 e 18 (i.e., “Tenho a certeza de que quando for adulto terei uma boa vida” e “Em termos gerais eu gosto de mim mesmo”, respetivamente).

QUADRO 6. Resultados encontrados após as reespecificações permitindo erros de correlação.

	$\chi^2$	$df$	$\chi^2/df$	$NNFI$	$CFI$	$RMSEA$	$SRMR$
Reespecificação 1 (erro 14-13)	972.00	394	2.46	.93	.94	.055	.059
Reespecificação 2 (erros 14-13 e 19-18)	907.08	393	2.30	.91	.95	.051	.059

Em resultado das reespecificações introduzidas, os pesos fatoriais e os respetivos erros padrão, os valores  $t$  e a magnitude da variância que cada item partilha com o respetivo fator quando considerado o modelo final do PYDp/red, estão apresentados no quadro 7.

QUADRO 7. Estimativa do peso fatorial (erro padrão), valor  $t$  e variância que os fatores extraem dos itens do PYDp/red, quando considerado o modelo na sua versão final.

ITEM	CARÁTER	CUIDADO	CONEXÃO	CONFIANÇA	COMPETÊNCIA	VALOR $t$	R
Ch1	.42 (.04)					10.25	.18
Ch2	.29 (.03)					10.33	.08
Ch3	.29 (.03)					8.43	.08
Ch4	.45 (.03)					14.31	.20
Ch5	.42 (.03)					14.43	.18
Ch6	.43 (.03)					13.10	.19
Cr1		.38 (.04)				9.06	.14
Cr2		.43 (.04)				10.49	.19
Cr3		.55 (.04)				13.17	.30
Cr4		.51 (.03)				16.40	.26
Cr5		.57 (.04)				14.78	.32
Cr6		.60 (.03)				17.98	.36

Cn1	.46 (.04)		10.24	.21	
Cn2	.42 (.04)		9.80	.18	
Cn3	.60 (.05)		11.67	.36	
Cn4	.62 (.05)		12.71	.38	
Cn5	.35 (.04)		8.44	.12	
Cn6	.24 (.04)		5.80	.06	
Cf1		.50 (.03)	14.79	.25	
Cf2		.51 (.03)	15.02	.26	
Cf3		.40 (.04)	11.32	.16	
Cf4		.41 (.02)	18.29	.17	
Cf5		.33 (.02)	15.52	.11	
Cf6		.40 (.02)	17.62	.16	
Cm1			.45 (.03)	16.94	.20
Cm2			.37 (.03)	12.43	.14
Cm3			.28 (.03)	9.44	.08
Cm4			.51 (.03)	19.06	.26
Cm5			.37 (.03)	11.98	.14
Cm6			.18 (.02)	7.35	.03

## DISCUSSÃO

No que concerne à análise descritiva dos resultados, ilustrada resumidamente no quadro 2, pode constatar-se que os inquiridos utilizaram todas as possibilidades de resposta (i.e., de 1 a 4) para cada um dos 30 itens do questionário, sendo que os valores médios dessas respostas variaram entre 2.50 e 3.76. Da consulta aos valores das respostas, verifica-se a ausência dos fenómenos de assimetria ou achatamento, bem como de uma concentração excessiva de respostas em qualquer dos itens, o que confirma a existência de uma distribuição normal univariada dos dados da amostra.

Através da determinação do alfa de Cronbach para cada uma das dimensões, patente no quadro 3, e tendo como referência as sugestões de Clark e Watson <sup>(4)</sup>, que consideraram como aceitáveis valores entre .60 e .70, pode considerar-se demonstrada a fiabilidade do PYDp/red. Adicionalmente, os mesmos autores sugeriram que valores de alfa de Chronbach iguais ou superiores a .95 podem significar a existência de redundância, o que não se verificou neste caso em qualquer das dimensões, conferindo assim maior robustez ao já constatado.

No que concerne à análise das matrizes de correlação inter-item, os valores desta devem situar-se entre .15 e .50 <sup>(4)</sup>, condição para que os itens se diferenciem adequadamente entre si, permitindo recolher mais e mais válida informação do constructo em análise. No presente estudo, apesar de algumas das correlações encontradas terem sido ligeiramente inferiores ou superiores ao valor sugerido, pode considerar-se que, em virtude dessas dife-

renças serem reduzidas, eventuais pequenas redundâncias não deixam de conferir consistência interna e homogeneidade ao PYDp/red.

Ainda no tocante à consistência interna, todos os valores das correlações item-total situaram-se acima de .20, com a exceção de um, que, ainda assim, ficou muito próximo (i.e., .17). Valores inferiores a .20 são, segundo Clark e Watson <sup>(4)</sup>, critério para considerar proceder à eliminação de itens; contudo, dada a reduzida diferença, o facto de ser apenas um item e o de não se verificarem ganhos com a eliminação desse item, o mesmo não foi eliminado.

Os valores dos índices que foram considerados na AFC conduzida ao PYDp/red sugerem um bom ajustamento do modelo proposto. Apesar do ratio  $\chi^2/gl$  ser inferior a 3, como Marsh e Hocevar <sup>(19)</sup> e Byrne <sup>(3)</sup> afirmaram ser preferível, é conhecida a sensibilidade deste teste em amostras grandes (como é o caso desta). No mesmo sentido, foi tido em linha de conta o alerta de Hu e Bentler <sup>(14)</sup>, de que mesmo modelos com um bom ajustamento têm sido associados com resultados significativos de testes de  $\chi^2$ . Assim, foi considerada a sugestão destes autores de que pode considerar-se haver um bom ajustamento quando os índices CFI são iguais ou superiores a .95, os de NNFI superiores a .90, os de RMSEA iguais ou inferiores a .60 e os de SRMR iguais ou inferiores a .08, o que se verificou. Estes valores são, segundo Hu e Bentler e Brown <sup>(2)</sup>, os valores de corte para se poder considerar existir um bom ajustamento. No entanto, consideramos ser importante proceder a uma detalhada comparação entre os valores destes índices com os que obtidos em estudos semelhantes nas diferentes versões do instrumento em questão (Quadro 8). No que respeita ao ratio  $\chi^2/gl$ , a comparação com os referidos estudos permite constatar que o valor obtido no PYDp/red foi o único inferior a 3. Ainda que o teste do  $\chi^2$  possa ser sensível a amostras grandes, este resultado é, desde logo, um indício de um bom ajuste. Além disso, analisando os valores obtidos nos outros índices anteriormente referenciados, pudemos constatar, no tocante ao NNFI, e ainda que o valor obtido no presente estudo tenha ficado ligeiramente aquém ao obtido por Lerner et al. <sup>(17)</sup>, que o seu valor se encontra muito acima do valor de corte, podendo considerar-se como bom. De referir que o estudo de Jones et al. <sup>(15)</sup> não disponibiliza o valor deste índice. O valor de CFI, embora também tenha ficado ligeiramente aquém do obtido no *Measure of PYD* <sup>(17)</sup>, ficou igualmente acima do valor de corte, podendo considerar-se como bom. No que se refere ao valor do RMSEA, não obstante ter sido ligeiramente superior ao encontrado por Lerner et al. <sup>(17)</sup>, fica consideravelmente abaixo do valor de corte apontado e pode considerar-se bom. Por fim, o valor do SRMR foi o menor de todos, encontrando-se consideravelmente abaixo dos valores encontrados nas outras versões, bem como do valor de corte sugerido para poder considerar-se bom. De referir que o estudo elaborado por Lerner et al. <sup>(17)</sup> não disponibiliza o valor deste índice.

QUADRO 8. Valores dos índices de ajustamento de cada instrumento.

	$\chi^2$	df	$\chi^2/df$	NNFI	CFI	RMSEA	SRMR
Measure of PYD (LERNER ET AL., 2005)	552	134	4.119	.98	.99	.043	ND*
PYD-Sport (JONES ET AL., 2011)	1257.07	395	3.591	ND*	.93	.094	.082
Presente estudo	907.08	393	2.30	.91	.95	.051	.059

\* Não disponível

Em suma, os resultados encontrados na AFC conduzida ao *Measure of PYD* <sup>(17)</sup> sugerem um excelente ajustamento ao modelo proposto, o que, de resto, foi corroborado por Phelps et al. <sup>(22)</sup> e destacado por Jones et al. <sup>(15)</sup>. Em sentido contrário, no estudo no qual foi desenvolvido o PYD-Sport (versão reduzida de Jones et al. <sup>(15)</sup>) a AFC não encontrou resultados que permitissem sugerir um bom ajustamento ao modelo submetido. Por sua vez, os resultados obtidos através da AFC efetuada ao PYDp/red sugerem um bom ajustamento ao modelo proposto, embora a qualidade do ajustamento não se tenha revelado tão elevada quanto a do *Measure of PYD*. Com efeito, a divisão do  $\chi^2$  pelos graus de liberdade é, segundo Marsh e Hocevar <sup>(19)</sup> e Byrne <sup>(3)</sup> preferível resultar num valor inferior a 3, o que aqui se constata. No mesmo sentido, o valor de RMSEA inferior a .06 é, segundo Thompson <sup>(25)</sup>, indicador de um bom ajuste ao modelo. Também no que se refere ao valor de SRMR (.064), este encontra-se dentro do valor de corte sugerido por Hu e Bentler <sup>(14)</sup> (i.e., < .08), o que, mais uma vez, sugere a adequação ao modelo. Também o valor de NNFI e o valor de CFI, por serem superiores a .90, são considerados como indicativos de elevada adequação ao modelo <sup>(24)</sup>.

Outro aspeto relevante aqui considerado foi o alerta de Jones et al. <sup>(15)</sup> para o facto de, apesar dos valores dos índices de ajustamento obtidos por Lerner et al. <sup>(17)</sup> sugerirem um excelente ajustamento do modelo proposto, não ter sido considerada a moderada/ elevada correlação interfator, o que, segundo os autores, sugere uma quantidade substancial de sobreposição concetual (i.e., a correlação interfator entre competência e confiança, competência e conexão, competência e caráter, confiança e conexão, confiança e caráter, conexão e caráter variaram entre .63 e .75). Os mesmos autores apontam a Phelps et al. <sup>(22)</sup> a mesma moderada/ elevada correlação interfator que estava associada com qualquer dos seus modelos, o que terá possibilitado, também, uma eventual sobreposição concetual entre os C's. Também no estudo efetuado por Jones et al. <sup>(15)</sup>, os autores obtiveram valores elevados de correlação interfator (i.e., 5 em 10 dessas correlações variaram entre .81 e .94), sugerindo um elevado grau de sobreposição concetual entre muitos dos fatores, razão para a sua rejeição do modelo de cinco fatores. Já no que respeita ao PYDp/red, constatou-se a existência de correlações moderadas entre Conexão e Competência, Conexão e Confiança, Caráter e Conexão e Cuidado e Caráter (i.e., entre .47 e .59), e também entre Confiança e Competência (i.e., .94). Deste modo, muito embora se tenham encontrado algumas

correlações moderadas no que respeita ao PYDp/red, muito próximas do valor de corte para serem consideradas moderadas (i.e., .40), sendo uma mesma elevada, estas apresentam menor expressão do que as que foram encontradas nos restantes instrumentos.

## CONCLUSÃO

O PYDp/red mostrou ser um instrumento válido em função dos resultados obtidos nas análises efetuadas. A AFC conduzida sugere que a estrutura de cinco fatores pode ser utilizada com segurança para avaliar o constructo DPJ em contextos desportivos dos jovens nos países de língua portuguesa. Ainda assim, o questionário ora desenvolvido apresenta alguns valores de correlação interfator moderada, sendo uma elevada, entre alguns desses fatores, pelo que o PYDp/red deverá ser objeto de posteriores estudos e eventuais melhoramentos.

Estando demonstrada a validade do PYDp/red como instrumento de avaliação do DPJ entre os jovens pertencentes a países do espaço da lusofonia, o futuro da investigação neste campo poderá passar pela aplicação do instrumento em maior escala, caracterizando o DPJ dos jovens, assim como relacionando o DPJ com outras variáveis (e.g., idade, sexo, prática desportiva).

Em suma, o desenvolvimento deste instrumento vem permitir que os investigadores interessados possam efetuar um levantamento do patamar em que os jovens lusos se encontram em termos de valores de DPJ, permitindo comparar esse patamar com o de outras realidades culturais e, se necessário, intervir neste âmbito com a possibilidade de avaliar, com segurança, a qualidade dessas intervenções.

## REFERÊNCIAS

- Benson PL, Leffert N, Scales PC, Blyth DA (1998). Beyond the 'village' rhetoric: creating healthy communities for children and adolescents. *Appl Dev Sci* 2(3): 138-159.
- Brown T (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York: The Guilford Press.
- Byrne BM (2001). Structural equation modeling with AMOS: basic concepts, applications, and programming. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Clark LA, Watson D (1995). Constructing validity: basic issues in objective scale development. *Psychol Assessment* 7: 309 – 319.
- Comrey AL, Lee HB (1992). *A first course in factor analysis*. Hillsdale, NJ: LEA.
- Crocker L, Algina J (1986). *Introduction to classical and modern test theory*. Fort Worth: Holt, Rinehart and Winston.
- Gorsuch RL (1983). *Factor analysis* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Gorsuch RL (2003). Factor analysis. In: Weiner IB (series ed.), Schinka JA, Velicer WF (vol. eds.). *Handbook of psychology, vol. 2. Research methods in psychology*. Hoboken, NJ: Wiley, 143-164.
- Harter S (1983). *Supplementary description of the Self-Perception Profile for Children: revision of the Perceived Competence Scale for Children*. Unpublished manuscript, University of Denver.
- Hellison D (2003). *Teaching responsibility through physical activity* 2nd ed. Champaign, IL: Human Kinetics.
- Hernández L (2009). Características psicométricas de la versión corta de l prueba para evaluar rasgos psicologicos en deportistas PAR P1-R. *Cuad Psicol Deporte* 9(1): 21-38.
- Holt NL (2008). *Positive youth development through sport*. London: Routledge.
- Holt NL, Neely KC (2011). Positive youth development through sport: a review. *Rev Iberoam Psicol Ejer Deporte* 6(2): 299-316.
- Hu L, Bentler P (1999). Cutoff criteria for fit indices in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Struct Equ Modeling* 6: 1-55.
- Jones MI, Dunn JGH, Holt NL, Sullivan PJ, Bloom GA (2011). Exploring the '5Cs' of positive youth development in sport. *J Sport Behav* 34(3): 250-267.
- Lerner JV, Bowers EP, Minor K, Boyd MJ, Mueller MK, Schmid KL, Napolitano CM, Lewin-Bizan S, Lerner RM (2013). Positive youth development: processes, philosophies, and programs. In: Lerner RM, Easterbrooks MA, Mistry J (eds.), *Handbook of Psychology* 2nd ed. Hoboken, NJ: Wiley, 365-392.
- Lerner RM, Lerner JV, Almerigi J, Theokas C, Phelps E, Gestsdottir S, Naudeau S, ... von Eye A (2005). Positive youth development, participation in community youth development programs, and community contributions of fifth grade adolescents: Findings from the first wave of the 4-H study of positive youth development. *J Early Adolesc* 25(1): 17-71.
- Lerner RM, Von Eye A, Lerner JV, Lewin-Bizan S, Bowers EP (2010). Special issue introduction: The meaning and measurement of thriving: a view of the issues. *J Youth Adolesc* 39: 707-719.
- Marsh HW, Hocevar D (1985). Application of confirmatory factor analysis to the study of self-concept: First – and higher-order factor models and their invariance across groups. *Psychol Bull* 97: 562-582.
- Marsh HW, Martin AJ, Jackson S (2010). Introducing a short version of the Physical Self-Description Questionnaire: new strategies, short-form evaluative criteria, and applications of factor analyses. *J Sport Exerc Psychol* 32: 438-482.
- Martinek TJ, Ruiz LM (2005). Promoting positive youth development through a values-based sport program. *Rev Int Cie Deporte* 1: 1-13.
- Phelps E, Zimmerman S, Warren AEA, Jelacic H, von Eye A, Lerner RM (2009). The structure and developmental course of positive youth development (PYD) in early adolescence: implications for theory and practice. *J Appl Dev Psychol* 30: 571-584.
- Small SA, Rodgers KB (1995). *Teen Assessment Project (TAP) Survey Question Bank*. Madison: University of Wisconsin-Madison.
- Tanaka JS (1993). Multifaceted conceptions of fit in structural equation models. In: Bollen KA, Long JS (eds.). *Testing structural equation models*. Newbury Park, CA: Sage.
- Thompson B (2004). *Exploratory and confirmatory factor analysis*. Washington, DC: American Psychological Association.
- Velicer WF, Fava JL (1998). Effects of variable and subject sampling on factor pattern recovery. *Psychol Methods* 3: 231-251.