
AUTORES:

António Manuel Fonseca ¹

Cláudia Dias ¹

Nuno Corte-Real ¹

Anabela Pereira ²

Robert Brustad ³

¹ CIFI²D, Faculdade de Desporto
Universidade do Porto, Portugal

² Dep. de Ciências da Educação,
Universidade de Aveiro, Portugal

³ School of Sport & Exercise Science,
University of Northern Colorado, EUA

<https://doi.org/10.5628/rpcd.11.02.50>

Análise exploratória e confirmatória à estrutura factorial da versão portuguesa do *Self-Perception Profile for Adolescents* (SPPAp).

PALAVRAS CHAVE:

Autopercepções. Versão portuguesa do *Self-Perception Profile for Adolescents* (SPPA).

Propriedades psicométricas. Estrutura factorial.

RESUMO

O objetivo deste estudo consistiu em analisar a estrutura factorial da versão portuguesa do *Self-Perception Profile for Adolescents* (SPPAp), utilizando duas abordagens diferentes, mas complementares: uma análise factorial exploratória inicial, seguido de uma análise factorial confirmatória. A amostra foi constituída por alunos dos dois sexos de uma escola secundária pública localizada no Norte de Portugal (estudo 1: n = 364, M = 14.96 ± 0.95 anos; estudo 2: n = 274, M = 14.76 ± 1.09 anos). A comparação entre a solução da versão original e a solução produzida pela Análise Factorial Exploratória (AFE) revelou várias diferenças entre elas; além disso, nenhum dos factores originais foi replicado nesta amostra. Com base nisso, foi utilizada a Análise Factorial Confirmatória (AFC) para avaliar a qualidade do ajustamento de dois modelos de medida: um idêntico ao modelo original (com cinco itens em cada um dos sete factores) e um modelo alternativo (com apenas 3 itens em cada um dos sete factores). Os resultados da AFC revelaram que o modelo alternativo representava um bom ajustamento aos dados (ao contrário do que foi evidente relativamente ao modelo original) e, portanto, é recomendado o uso da versão reduzida.

Exploratory and confirmatory factor analysis
of the *Self-Perception Profile for Adolescents*
Portuguese version (SPPAp).

ABSTRACT

The purpose of this research was to analyze the factorial structure of the Portuguese version of the *Self-Perception Profile for Adolescents* (SPPAp) using two different but complementary approaches: an initial exploratory factor analysis followed by a confirmatory factor analysis. The sample was constituted by male and female students from a public secondary school located at North of Portugal (study 1: $n=364$, $M=14.96 \pm 0.95$ years; study 2: $n=274$, $M=14.76 \pm 1.09$ years). The comparison between the solution of the original version and the solution produced by the Exploratory Factor Analysis (EFA) showed several differences between them; moreover, none of the original factors was replicated in this sample. Based on that, Confirmatory Factor Analysis (CFA) was used to assess the goodness of fit of two measurement models: one identical to the original model (with 5 items on each of the 7 factors) and an alternative model (with only 3 items on each of the 7 factors). CFA results showed that alternative model represented a good fit to the data (in contrary to what it was evident to the original model) and therefore the use of the reduced version is recommended.

KEY WORDS:

Self-perceptions. Portuguese version of the *Self-Perception Profile for Adolescents* (SPPA). Psychometric properties. Factorial structure.

INTRODUÇÃO

Para que seja possível testar os postulados decorrentes das teorias que vão sendo formuladas e, nessa medida, desenvolver a investigação e o conhecimento num dado domínio — neste caso, o que se relaciona com o modo como as pessoas se percebem a si mesmas; i.e., sobre as autopercepções — é fundamental que existam instrumentos fiáveis e válidos para proceder à caracterização e avaliação das diferentes variáveis envolvidas.

Nesse sentido, Susan Harter, paralelamente à formulação da sua teoria sobre a motivação para a competência, desde há muito utilizada e investigada em contextos de natureza desportiva (por exemplo, ver ⁽¹⁵⁾), desenvolveu igualmente vários instrumentos para avaliar o modo como os indivíduos se percebem a si mesmos ao longo da sua vida. Com efeito, considerando que, entre outros aspectos, a sua teoria estabelece de forma clara que os parâmetros ou domínios a partir dos quais os indivíduos constroem as suas autopercepções enquanto crianças são quantitativa e qualitativamente distintos dos considerados enquanto adultos, não tem sentido utilizar um único instrumento para proceder à sua análise (para mais detalhes, ver ⁽¹²⁾).

Para avaliar o modo como os adolescentes se percebem a si mesmos, Harter ⁽¹¹⁾ desenvolveu o *Self-Perception Profile for Adolescents* (SPPA), o qual se distingue, por exemplo, do instrumento desenvolvido para avaliar as autopercepções das crianças (i.e., do *Self-Perception Profile for Children*: SPPC) por incluir três novos domínios: amizades íntimas, atracção romântica e competência para o trabalho, procurando portanto considerar as modificações desenvolvimentais entretanto verificadas. A este propósito, de referir que as questões subjacentes à definição destes novos domínios vão adquirindo maior nitidez e importância à medida que os indivíduos progredem na adolescência, altura em que emergem novos domínios de análise.

O SPPA é constituído por nove escalas: i) competência escolar (i.e., percepções sobre a sua capacidade intelectual e desempenho escolar); ii) competência atlética (i.e., percepções sobre a sua capacidade desportiva e atlética: para aprender e realizar tarefas em contextos desportivos); iii) competência social (i.e., percepções sobre o modo como são aceites pelos seus pares e como conseguem fazer amigos em geral); iv) aparência física (i.e., percepções sobre a atracção exercida nos outros pela sua figura ou físico, capacidade para manter um corpo atraente e confiança na aparência); v) comportamento (i.e., percepções sobre o modo como se comportam ao longo de diversos domínios e respeitam o que é preceituado socialmente); vi) amizades íntimas (i.e., percepções sobre a capacidade para fazer e manter amigos íntimos); vii) atracção romântica (i.e., percepções sobre a capacidade para atrair e estabelecer relações românticas com outras pessoas); viii) competência para o trabalho (i.e., percepções sobre a sua capacidade para realizar pequenos trabalhos em contextos laborais); e ix) autoestima (i.e., sentimentos generalizados de alegria, satisfação, orgulho, respeito e confiança em si próprios).

A inclusão da escala relativa à autoestima permite a avaliação de dois níveis distintos de autopercepção, ordenados verticalmente em termos de especificidade (situacional/ genérico). Ou seja, enquanto as oito primeiras escalas se orientam para a recolha de informação sobre o modo como os adolescentes se percebem relativamente a cada um dos oito domínios anteriormente descritos, a escala da autoestima permite avaliar os seus sentimentos em relação a si mesmos em termos globais.

Cada uma das nove escalas do SPPA é constituída por cinco itens, relativamente a cada um dos quais os adolescentes se pronunciam através do recurso a um 'formato de estrutura alternativa'. Neste formato, cada item consiste num par de afirmações contrárias (e.g., *"alguns jovens sentem-se tão inteligentes como os outros jovens da sua idade" mas "outros não estão tão seguros e questionam-se se são tão inteligentes como os outros jovens da sua idade"*), devendo o adolescente, numa primeira fase, seleccionar a afirmação que considera que o descreve melhor, para, em seguida, indicar o grau de semelhança que entende que essa afirmação tem consigo (i.e., se entende que, no seu caso, a afirmação seleccionada é *'totalmente verdade'*, ou apenas *'mais ou menos verdade'*).

A opção por este formato de resposta, que normalmente provoca uma maior dificuldade às pessoas para lhe corresponder ^(8, 18, 25), alicerça-se no reconhecimento de que deste modo é controlada a tendência das pessoas para responderem de acordo com o que consideram ser socialmente mais aceite ou desejável ^(8, 9, 10).

Desde a sua publicação, os instrumentos desenvolvidos por Susan Harter foram rapidamente adoptados por investigadores de diversos países, entre os quais naturalmente se encontram os portugueses, razão pela qual, nos últimos anos, foram apresentadas publicamente entre nós algumas versões traduzidas e adaptadas para a realidade nacional ^(e.g., 5, 6, 23, 24).

Assim, e no que se refere especificamente ao SPPA, um grupo de investigadores do Instituto Superior de Psicologia Aplicada ^(23, 24), após ter procedido à sua tradução para a língua portuguesa, procurou avaliar as propriedades psicométricas da versão resultante, recorrendo para o efeito à técnica estatística da Análise Factorial Exploratória (AFE), bem como ao cálculo dos coeficientes de alfa de Cronbach, concluindo no sentido de que a versão final obtida se constitui como um instrumento válido e fiável para avaliar os diferentes domínios do autoconceito e autoestima dos adolescentes nacionais.

O recurso à estatística multivariada da análise factorial para avaliar as propriedades psicométricas de um instrumento de avaliação psicológica, como é o caso, é considerado como imprescindível para que se possa concluir efectivamente no sentido da sua validade. Importa, todavia, referir, a este propósito que, para além da AFE (que tem sido a privilegiada pelos investigadores nacionais neste domínio), existe igualmente a Análise Factorial Confirmatória (AFC).

De forma necessariamente breve, poderá destacar-se que, conforme as próprias designações sugerem, enquanto a AFE é utilizada quando o investigador não possui ainda suficientes evidências no sentido da elaboração de uma hipótese relativamente à natureza dos factores

subjacentes a um determinado conjunto de variáveis, a AFC é utilizada quando antecipadamente é possível elaborar essa hipótese com alguma segurança. É, aliás, por isso que normalmente se refere que enquanto com a AFE se procura construir teoria, com a AFC se procura testar essa mesma teoria ⁽²⁶⁾, resultando portanto que a AFE seja mais associada à fase de desenvolvimento de um instrumento e a AFC à fase de determinação da sua validade.

Em decorrência do anteriormente exposto (isto é, atendendo à importância de determinar com o máximo rigor possível a validade e fiabilidade da versão portuguesa do SPPA para avaliar as autopercepções dos jovens adolescentes portugueses e à inexistência de estudos que para o efeito tivessem recorrido à AFC), foi pois objectivo deste estudo proceder a um estudo mais profundo sobre as propriedades psicométricas da versão portuguesa do SPPA, envolvendo naturalmente o recurso à AFC.

METODOLOGIA

PERSPECTIVA GLOBAL SOBRE A ANÁLISE DOS DADOS

Conforme anteriormente referido, a escala da autoestima corresponde a um construto super-ordenador resultante dos outros construtos, não devendo, por isso, ser colocada a um mesmo nível de análise. Adicionalmente, considerando que, de acordo com a legislação portuguesa, os jovens com estas idades estão abrangidos pela escolaridade obrigatória, decidiu-se igualmente não considerar a dimensão referente à competência para o trabalho, na linha do efectuado por outros autores nacionais ^(23, 24). Nesse sentido, na inspecção à estrutura factorial da versão portuguesa do SPPA (a partir deste momento designada por SPPAp) apenas foram considerados 35 itens ¹, excluindo-se os correspondentes às escalas da competência para o trabalho e da autoestima.

Para além de se pretender avaliar a validade da estrutura factorial da SPPAp, considerou-se igualmente importante tentar explorar a possibilidade de diminuir o número original de cinco itens por factor, sem que no entanto essa redução afectasse negativamente as suas propriedades psicométricas. Na base da formulação deste objectivo situou-se o reconhecimento de que assim a aplicação do SPPAp se tornaria mais fácil e rápida e isso se constituiria como uma vantagem a considerar pelos investigadores.

Nessa medida, a presente investigação desenvolveu-se em dois estudos complementares embora distintos: o primeiro, exploratório, implicando o recurso à AFE, e o segundo, confirmatório, envolvendo a utilização da AFC.

1 — importará referir a este propósito que, apesar de neste estudo, pelas razões indicadas, apenas terem sido considerados 35 itens, se entendeu manter a sua numeração habitual, razão pela qual nos resultados apresentados existem itens com numeração superior a 35.

Relativamente ao primeiro, importará recordar que Pedhazur e Schmelkin ⁽²²⁾ alertaram para o facto de que “a análise factorial exploratória não é, ou não deve ser, um processo no qual todo o tipo de variáveis é introduzido numa ‘trituradora’ análise factorial, na esperança de que dela emerja algo com significado” (p.591). Adicionalmente, Mulaik ⁽²⁰⁾ ressaltou que “racionalmente, não existe forma óptima de extrair conhecimento da experiência sem efectuar determinadas suposições prévias” (p.265).

Assim sendo, decidiu-se condicionar o processo de extracção dos factores, estabelecendo previamente que eles deveriam ser sete; isto é, exactamente o número de escalas pressupostamente constituintes do SPPA. Relativamente à inclusão ou retenção dos itens nos factores, definiu-se que apenas seriam incluídos num dado factor os itens que apresentassem um valor de saturação igual ou superior a .40 nesse factor, correspondente à partilha entre eles de, pelo menos, 15% da variância ⁽²⁷⁾.

Com o estudo confirmatório procurou-se determinar o modelo de medida mais ajustado à matriz de covariância dos dados recolhidos, analisando em alternativa a estrutura factorial proposta para a versão original (constituída por cinco itens por factor) e uma outra definida a partir da análise dos resultados do estudo exploratório (constituída por três itens por factor). A este propósito, importará referir que, apesar de por vezes serem considerados apenas dois, é recomendável optar por um mínimo de três indicadores por factor, na linha do evidenciado por uma análise a 51 estudos que utilizaram a CFA para este efeito, publicados entre 1994 e 1998 em importantes revistas da especialidade ⁽⁷⁾. Adicionalmente, Ferrando e Lorenzo-Seva ⁽⁷⁾ alertaram para a existência de um problema generalizado neste domínio: é relativamente frequente que uma solução clara e replicável produzida com base em estudos desenvolvidos através do recurso à AFE apresente posteriormente um deficiente ajustamento quando testada através da AFC, independentemente de a matriz de dados utilizada provir, ou não, da mesma amostra com que foi realizada a AFE.

Ainda assim, considerando o impacte que uma maior parcimónia no número de itens por factor poderia assumir em termos do número final de itens constituintes deste instrumento, bem como das potenciais vantagens daí decorrentes ao nível da sua aplicação, optou-se por observar a metodologia anteriormente indicada, bem como testar a referida estrutura com apenas três itens por factor. De resto, esta opção (i.e., submeter à AFC uma solução com menos itens do que a solução previamente identificada a partir da AFE) converge igualmente com o adoptado por muitos investigadores desta área do conhecimento ⁽⁷⁾.

Para verificar se um modelo de medida apresenta ou não um bom grau de correspondência com um conjunto de dados, existem actualmente muitos índices (para mais detalhes sobre índices de bondade de ajustamento de um modelo de medida, ver ^(1, 4, 17) ou ⁽¹⁹⁾), razão pela qual se decidiu optar apenas pelos que parecem reunir o maior consenso entre os investigadores neste domínio e são por isso normalmente utilizados para determinar a validade dos instrumentos de avaliação psicológica.

Um dos índices mais utilizados para testar a hipótese de que o modelo de medida proposto é consistente com a matriz de covariância dos dados examinados é o χ^2 (quanto mais baixo o valor, maior a consistência entre eles). Porém, considerando que este índice é bastante sensível à dimensão da amostra, foram igualmente considerados outros índices, também utilizados frequentemente pelos investigadores neste âmbito: o rácio entre o χ^2 e os graus de liberdade, o *Comparative of Fit Index* (CFI), o *Non-Normed Fit Index* (NNFI), também conhecido por *Tucker Lewis Index* (TLI), a *Standardized Root Mean Square Residual* (SRMR) e a *Root Mean Square of Error of Approximation* (RMSEA).

AMOSTRA

estudo exploratório

Participaram neste estudo 364 alunos de ambos os sexos de uma escola secundária situada no Vale do Sousa, região do Norte de Portugal, com idades compreendidas entre os 12 e os 18 anos (média de 14.96 ± 0.95 anos). O preenchimento do SPPAp foi efectuado durante uma aula cedida para o efeito por um dos seus docentes, previamente contactado nesse sentido; de sublinhar ainda que, após ter sido explicado detalhadamente o formato de resposta, não se registaram grandes dificuldades por parte dos alunos no referido preenchimento.

estudo confirmatório

Participaram neste estudo 160 alunos de ambos os sexos da mesma escola secundária, com idades compreendidas entre os 12 e os 18 anos (média de 14.76 ± 1.09 anos). O preenchimento do SPPAp foi efectuado nos mesmos moldes descritos no estudo anterior, não se tendo igualmente verificado dificuldades assinaláveis por parte dos alunos.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

estudo exploratório

A análise descritiva dos resultados (ver Quadro 1) revelou que os jovens utilizaram, para cada um dos 35 itens, as quatro possibilidades de resposta existentes, com os valores médios a variarem entre 1.90 e 2.63; foi ainda evidente que os valores atribuídos aos diferentes itens revelaram uma distribuição normal univariada, não tendo sido identificados quaisquer fenómenos de assimetria ou achatamento.

ITEM	MÍN.-MÁX.	MÉDIA	D.P.	ASSIMETRIA	ACHATAMENTO
01 ... questionam-se se são inteligentes	1-4	2.45	1.05	0.08	-1.19
02 ... fácil fazer amigos	1-4	2.63	0.91	-0.34	-0.66
03 ... não são bons quando se trata de desporto	1-4	2.20	1.06	0.39	-1.08
04 ... estão contentes com o seu aspecto físico	1-4	2.32	1.07	0.15	-1.26
05 ... preocupa-os que a pessoa de quem gostam não lhes corresponda	1-4	2.57	1.01	-0.84	-1.09
06 ... não fazem o que crêem que é correcto	1-4	2.21	1.07	0.37	-1.11
07 ... difícil fazer amigos íntimos	1-4	1.98	1.03	0.68	-0.78
09 ... conseguem fazer os deveres rapidamente	1-4	2.57	0.98	-0.02	-1.01
10 ... não têm muitos amigos	1-4	1.90	1.04	0.83	-0.57
11 ... receio de não conseguirem fazer actividade desportiva	1-4	2.38	1.07	0.15	-1.23
12 ... o seu corpo agrada-lhes como é	1-4	2.18	1.09	0.36	-1.16
13 ... saem com as pessoas pelas quais se sentem atraídos	1-4	2.42	1.02	0.09	-1.11
14 ... não fazem coisas que lhes causem problemas	1-4	2.50	1.04	-0.06	-1.17
15... não têm um verdadeiro amigo íntimo (para partilhar segredos)	1-4	1.92	1.07	0.75	-0.83
17... não cumprem bem as suas tarefas	1-4	2.20	1.03	0.41	-0.99
18... são pouco queridos pelos outros	1-4	2.36	0.92	0.35	-0.67
19... no desporto não conseguem ser tão bons como os outros	1-4	2.60	1.00	0.00	-1.10
20... a sua aparência física agrada-lhes tal como é	1-4	2.26	1.01	0.31	-1.00
21... não estão seguros se os outros se sentirão atraídos por eles	1-4	2.49	1.04	0.12	-1.17
22... o seu comportamento não lhes agrada	1-4	2.04	1.03	0.54	-0.60
23... têm um amigo íntimo com o qual partilham coisas	1-4	2.14	1.03	0.34	-1.13
25... encontram as respostas quase sempre	1-4	2.38	1.04	0.19	-1.12
26... não são muito populares	1-4	2.41	1.03	0.20	-1.10
27... aprendem novos jogos ao ar livre com grande facilidade	1-4	2.50	1.02	0.03	-1.12
28... crêem que não são atraentes fisicamente	1-4	2.49	1.08	0.02	-1.27
29... questionam-se se serão divertidos e interessantes (sexo oposto)	1-4	2.27	1.07	0.32	-1.14
30... quase nunca fazem coisas que sabem que não devem fazer	1-4	2.41	1.06	0.17	-1.13
31... são capazes de fazer amigos íntimos nos quais podem confiar	1-4	2.38	0.98	0.18	-0.98

ITEM	MÍN.-MÁX.	MÉDIA	D.P.	ASSIMETRIA	ACHATAMENTO
33... questionam-se se são inteligentes	1-4	2.42	1.04	0.11	-1.16
34... gostavam que mais pessoas da sua idade os aceitassem	1-4	2.23	1.01	0.36	-0.96
35... crêem que são muito desportistas	1-4	2.53	1.02	0.08	-1.11
36... gostavam que a sua aparência fosse diferente	1-4	2.35	1.00	0.19	-1.01
37... normalmente saem com a pessoa com a qual querem sair	1-4	2.30	0.97	0.23	-0.93
38 ... não fazem o que se espera deles	1-4	2.26	1.01	0.34	-0.96
39... têm um amigo íntimo com o qual partilham pensamentos/sentimentos	1-4	2.42	1.03	0.03	-1.14

As rotações *varimax* e *oblimin* da AFE produziram resultados bastante similares, razão pela qual se apresentam apenas os referentes à rotação *varimax* (ver Quadro 2) a qual, de um modo geral, permite a extracção de uma solução factorial mais clara ⁽²¹⁾.

QUADRO 2 — Análise Factorial Exploratória (rotação varimax) ao SPPAp.

	F.1	F.2	F.3	F.4	F.5	F.6	F.7
SPPAp.12	.77						
SPPAp.20	.75						
SPPAp.04	.61						
SPPAp.25	.46						.41
SPPAp.14	.41						
SPPAp.07		.74					
SPPAp.15		.68					
SPPAp.10		.65					
SPPAp.11		.51					
SPPAp.17		.45				.43	
SPPAp.28			.71				
SPPAp.21			.66				
SPPAp.29			.60				
SPPAp.03		.44	.49				

	F.1	F.2	F.3	F.4	F.5	F.6	F.7
SPPAp.30	.44		.44				
SPPAp.05							
SPPAp.26							
SPPAp.34				.70			
SPPAp.22				.69			
SPPAp.36				.51			
SPPAp.38				.50			
SPPAp.27					.67		
SPPAp.35					.56		
SPPAp.23					.53		
SPPAp.31					.49		
SPPAp.33					.47		
SPPAp.02					.43		
SPPAp.01						.63	
SPPAp.13						.60	
SPPAp.09						.47	
SPPAp.06							
SPPAp.19			.41				.63
SPPAp.39					.49		.60
SPPAp.18							.48
SPPAp.37							
Valor próprio	8.84	2.81	1.72	1.64	1.43	1.25	1.16
Variância explicada	25.3%	8.0%	4.9%	4.7%	4.1%	3.6%	3.3%

A inspeção à solução produzida pela AFE revelou, por um lado, a existência de alguns casos de saturação cruzada (i.e., os itens 3, 17, 25, 30 e 39 saturaram em dois factores) e, por outro, que alguns itens (i.e., itens 5, 6 e 26) não atingiram o valor de saturação de .40 estabelecido como mínimo para a sua inclusão num factor. No que concerne à proporção da variância explicada, verificou-se que a solução identificada explicava um pouco mais de 50% da variância das respostas aos itens.

Ao comparar-se a solução produzida pela AFE com a solução da versão original, para além de algumas semelhanças, verificou-se igualmente a existência de várias diferenças, tanto

ao nível do número de itens por factor (por exemplo, na solução ora identificada, o factor 5 é constituído por sete itens enquanto na solução original todos os factores integram apenas cinco itens) como da sua distribuição (em nenhum dos casos os cinco itens constituintes de um factor na versão original se agruparam num mesmo factor na solução aqui identificada).

De destacar, a este propósito, que também Peixoto e colaboradores^(23, 24) reportaram ter encontrado uma diferente distribuição dos vários itens pelas diversas escalas, tendo inclusivamente formulado itens alternativos no sentido de fornecer maior consistência à sua versão final.

estudo confirmatório

Com base nos resultados encontrados no estudo exploratório, e procurando alcançar os objectivos anteriormente formulados, decidiu-se utilizar a AFC para comparar o grau de ajustamento de dois modelos de medida idênticos relativamente ao número de factores que os constituem (i.e., ambos com os mesmos sete factores da versão original) mas não ao número de itens que integram cada um daqueles factores (i.e., enquanto um mantém cinco itens por factor o outro contempla apenas três itens por factor).

Mais especificamente, um dos modelos, designado como modelo original (ver Figura 1), é idêntico ao modelo da versão original do SPPA (mantendo os mesmos cinco itens para cada um dos mesmos sete factores: Competência Escolar: itens 1, 9, 17, 25 e 33; Aceitação Social: itens 2, 10, 18, 26 e 34; Competência Atlética: itens 3, 11, 19, 27 e 35; Aparência Física: itens 4, 12, 20, 28 e 36; Atracção Romântica: itens 5, 13, 21, 29 e 37; Comportamento: itens 6, 14, 22, 30 e 38; e Amizades Íntimas: itens 7, 15, 23, 31 e 39) enquanto o outro, designado como modelo alternativo (ver Figura 2), foi definido tendo em vista que cada um dos sete factores, idênticos à versão original, fosse constituído por apenas três itens, os quais foram seleccionados essencialmente com base na consulta dos resultados encontrados no estudo exploratório: Competência Escolar (itens 1, 9 e 17); Aceitação Social (itens 2, 10 e 18); Competência Atlética (itens 3, 11 e 19); Aparência Física (itens 4, 12 e 20); Atracção Romântica (itens 5, 21 e 29); Comportamento (itens 6, 14 e 30); e Amizades Íntimas (itens 23, 31 e 39).

Da análise comparativa dos valores dos indicadores correspondentes à bondade do ajustamento global dos dois modelos de medida submetidos à AFC (ver quadro 3) resultou claramente a superioridade do modelo alternativo.

QUADRO 3 — Índices de bondade do ajustamento global para cada um dos modelos inspeccionados.

MODELO	χ^2	gl	χ^2 /gl	CFI	TLI	RMSEA	SRMR
original	1801.54 p<.001	539	3.34	.02	.03	.18	.19
alternativo	186.29 p=.16	168	1.11	.97	.96	.03	.06

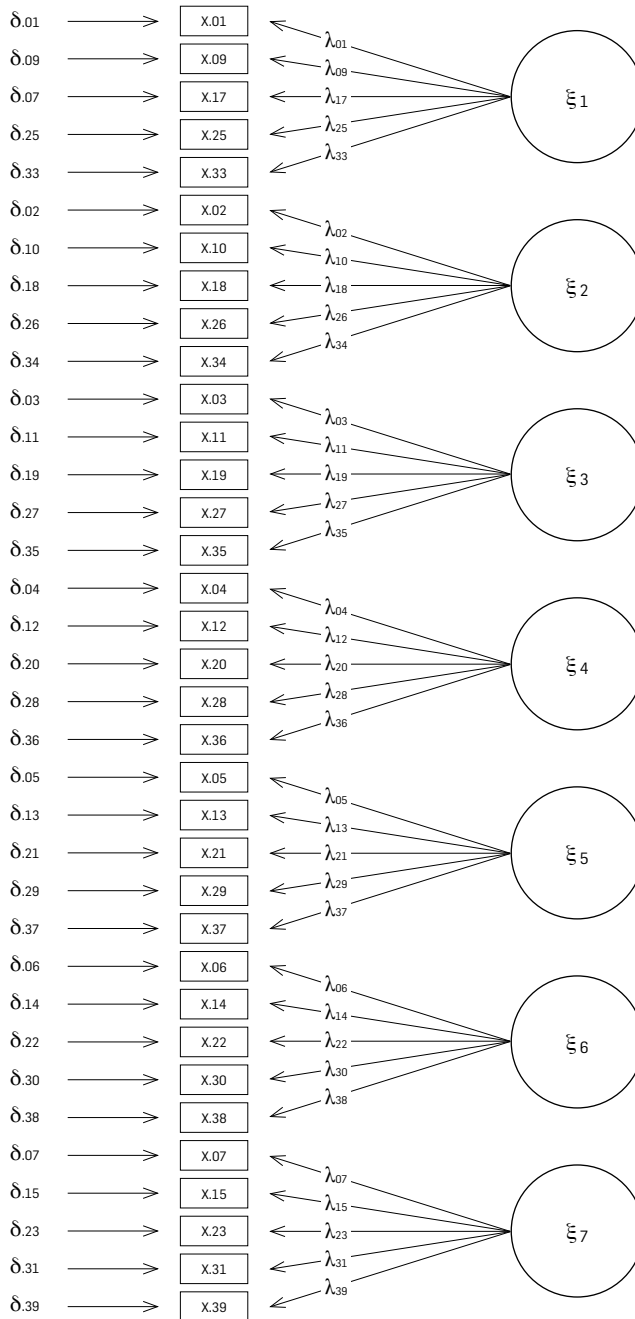


FIGURA 1 – Modelo de medida original do SPPAp

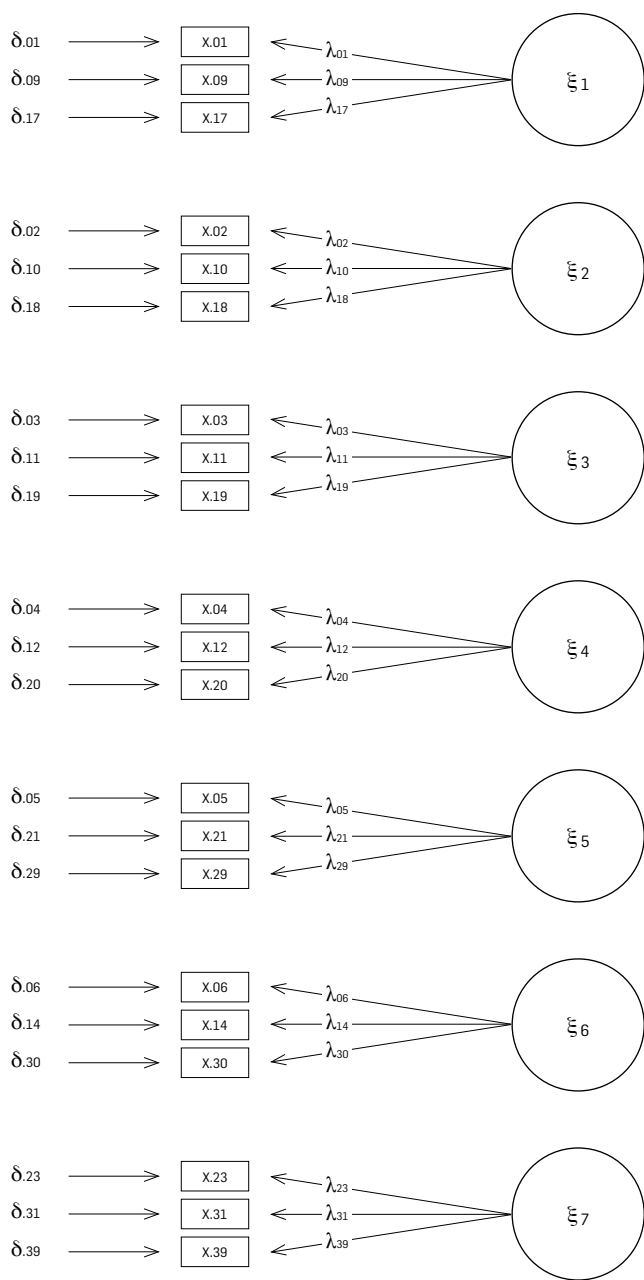


FIGURA 2 — Modelo de medida alternativo do SPPAp

De facto, enquanto o modelo alternativo apresentou valores perfeitamente aceitáveis em todos os indicadores, reflectindo assim um bom ajustamento aos dados examinados, o mesmo não se verificou com o modelo original, cujos valores reflectiram inclusivamente um completo desajustamento em relação ao mesmo conjunto de dados.

Apesar de não se verificar um consenso absoluto sobre os valores a partir dos quais se deve considerar que um modelo de medida se ajusta de forma aceitável a um determinado conjunto de dados, a maior parte dos especialistas concorda que o valor de corte a observar para os indicadores da bondade de ajustamento global seleccionados para este estudo (i.e., CFI e TLI), deve estabelecer-se em .90 (valores iguais ou superiores reflectem que o modelo em causa se ajusta de forma aceitável à matriz de covariância inspeccionada, valores inferiores significam o contrário; para mais detalhes, ver ⁽⁵⁾) ou em .95, numa formulação mais exigente ⁽¹³⁾.

Nessa medida, enquanto para o modelo original os valores encontrados foram marcadamente inferiores ao desejável, o mesmo não se passou com o modelo alternativo, porquanto foi evidente que tanto o CFI como o TLI cumpriram perfeitamente com os critérios referidos.

Relativamente ao χ^2 — indicador primeiro sobre o ajustamento global dos modelos examinados — e ao rácio entre o χ^2 e os graus de liberdade — que se constitui como um indicador *ad hoc* do ajustamento do modelo de medida — os valores encontrados foram uma vez mais satisfatórios no caso do modelo alternativo mas não no do modelo original.

Na verdade, o valor do χ^2 para o modelo alternativo foi insignificante estatisticamente — o que é desejável — o mesmo não se passando para o modelo original. Também quanto ao rácio entre o χ^2 e os graus de liberdade, e apesar de não existir igualmente consenso no que concerne ao valor que corresponde a um bom ajustamento do modelo — enquanto uns defendem que deva ser inferior a 2, outros aceitam que seja tão elevado como 5 ⁽²⁾, tendo Joreskog ⁽¹⁴⁾ sugerido que valores inferiores a 3 representam uma correspondência aceitável entre o modelo submetido a apreciação e os dados — os resultados encontrados apontam no sentido da aceitação do modelo alternativo e da rejeição do modelo original.

Finalmente, também os valores da RMSEA e da SRMR dos dois modelos convergiram no mesmo sentido dos outros indicadores, já que, enquanto os relativos ao modelo alternativo se situaram perfeitamente dentro dos valores habitualmente referidos na literatura da especialidade como correspondendo a um modelo de medida aceitável, no caso do modelo original passou-se o contrário — de uma forma geral, aceita-se que valores até .08 representem erros razoáveis de aproximação apenas sendo de rejeitar valores superiores a .10 ^(3, 4, 16).

CONCLUSÕES

Em suma, de uma forma geral, as análises desenvolvidas ao longo desta investigação revelaram que a versão alternativa proposta (constituída por vinte e um itens distribuídos por sete factores) se destacou positivamente, ajustando-se claramente aos dados empíricos examinados, razão pela qual se recomenda a sua utilização para a avaliação do modo como os adolescentes nacionais se percebem a si próprios.

Apesar disso, não pode deixar de realçar-se que é necessário realizar mais trabalho neste domínio, por exemplo, com amostras com diferentes características entre si (e.g., género, idade), para que a sua validade e fiabilidade estejam claramente estabelecidas.

Com efeito, é importante aferir até que ponto a estrutura factorial ora identificada se adequa igualmente a dados de amostras relativamente distintas da aqui investigada, porquanto, se tal não se verificar, o pressuposto em que assenta toda e qualquer utilização deste instrumento para comparar o modo como adolescentes com diferentes características se percebem a si mesmos estará naturalmente colocado em causa, inviabilizando assim a referida comparação e consequentes conclusões.

1. Bentler, PM (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107(2): 238-246.
2. Bollen, KA (1989). *Structural equations with latent variables*. New York: John Wiley & Sons, Inc.
3. Browne, MW, Cudeck, R (1993). Alternative ways of assessing model fit. In: Bollen KA, Long JS (eds.). *Testing structural equation models*. Newbury Park, CA: Sage Publications, 136-162.
4. Byrne, BM (1998). *Structural equation modeling with LISREL, PRELIS, and SIMPLIS: Basic concepts, applications and programming*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
5. Faria L, Fontaine AM (1995a). Adaptação do Self-Perception Profile for Children (SPPC) de Harter a crianças e pré-adolescentes. *Psicologia*, 10: 129-142.
6. Faria L, Fontaine AM (1995b). Reflexões sobre a adaptação de um instrumento de auto-conceito a crianças e pré-adolescentes: Self-Perception Profile for Children (SPPC) de Harter. In: Almeida LS, Ribeiro IS (eds.), *Avaliação Psicológica — Formas e Contextos* (vol.III). Braga: Universidade do Minho & APPORT, 323-330.
7. Ferrando PJ, Lorenzo-Seva U (2000). Unrestricted versus restricted factor analysis of multidimensional test items: some aspects of the problem and some suggestions. *Psicológica*, 21: 301-323.
8. Fox KR (1990). *The Physical Self-Perception Profile manual*. DeKalb, IL: Office for Health Promotion, Northern Illinois University.
9. Fox KR (1998). Advances in the measurement of the physical self. In: Duda JL (ed.). *Advances in sport and exercise psychology measurement*. Morgantown, WV: Fitness Information Technology, 295-310.
10. Fox KR, Corbin CB (1989). The physical self-perception profile: Development and preliminary validation. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 11 (4): 408-430.
11. Harter S (1988). *The Self-Perception Profile for Adolescents*. Trabalho não publicado. Universidade de Denver, Colorado, Estados Unidos da América.
12. Harter S (1999). *The Construction of the Self: A Developmental Perspective*. Guilford Press.
13. Hu L, Bentler PM (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6 (1): 1-55.
14. Joreskok KJ (1969). A general approach to confirmatory maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, 34: 183-202.
15. Klint K., Weiss MR (1987). Perceived Competence and Motives for Participating in Youth Sports: A Test of Harter's Competence Motivation Theory. *Journal of Sport Psychology*, 9: 55-65.
16. MacCallum RC, Browne MW, Sugawara HM (1996). Power analysis and determination of sample size for covariance structure modeling. *Psychological Methods*, 1: 130-149.
17. Marsh HW, Balla JR, McDonald RP (1988). Goodness-of-fit indexes in confirmatory factor analysis: The effect of sample size. *Psychological Bulletin*, 103 (3): 391-410.
18. Marsh HW, Richards GE, Johnson S, Roche L, Tremayne P (1994). Physical Self-Description Questionnaire: Psychometric properties and a multitrait-multimethod analysis of relations to existing instruments. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 16(3): 270-305.
19. McDonald RP, Marsh HW (1990). Choosing a multivariate model: Noncentrality and goodness-of-fit. *Psychological Bulletin*, 107: 247-255.
20. Mulaik SA (1987). A brief history of the philosophical foundations of exploratory factor analysis. *Multivariate Behavioral Research*, 22: 267-305.
21. Pasquali L (1994). *Curso de Análise Fatorial e Análise da Variância*. Colégio Universitário de Altos Estudos, Universidade do Porto.
22. Pedhazur EJ, Schmelkin LP (1991). *Measurement, design, and analysis: An integrated approach*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
23. Peixoto F, Alves-Martins MA, Mata L, Monteiro V (1996). Adaptação da Escala de Auto-Conceito para Adolescentes de Susan Harter para a população portuguesa. In: Almeida, LS, Araújo S, Gonçalves MM, Machado C, Simões MR (eds.), *Avaliação Psicológica:*

Formas e Contextos (vol.IV). Braga: Universidade do Minho & APPORT, 531-537.

24. Peixoto F, Alves-Martins MA, Mata L, Monteiro V (1997). Escala de Auto-Conceito para Adolescentes de Susan Harter. In: Gonçalves MM, Ribeiro I, Araújo S, Machado C, Almeida LS, Simões MR (eds.), *Avaliação Psicológica: Formas e Contextos* (vol.V). Braga: Universidade do Minho & APPORT, 277-284.

25. Sonstroem RJ (1997). The physical self-system: A mediator of exercise and self-esteem. In: Fox KR (ed), *The physical self: From motivation to well-being*. Champaign, IL: Human Kinetics, 3-26.

26. Stevens J (1996). *Applied multivariate statistics for the social sciences (3rd edition)*. Mahwah, NJ : Lawrence Erlbaum Associates.

27. Tabachnick BG, Fidell LS (1997). *Using multivariate statistics (3rd edition)*. New York: Harper Collins.