



Psicologia: Reflexão e Crítica

ISSN: 0102-7972

prcrev@ufrgs.br

Universidade Federal do Rio Grande do Sul
Brasil

Fernandes, Helder M.; Branco Vasconcelos-Raposo, José Jacinto
Análise factorial confirmatória do TEOSQp
Psicologia: Reflexão e Crítica, vol. 23, núm. 1, 2010, pp. 92-101
Universidade Federal do Rio Grande do Sul
Porto Alegre, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=18815254012>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica
Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal
Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

Análise Factorial Confirmatória do TEOSQp

Confirmatory Factorial Analysis of TEOSQp

Helder M. Fernandes & José Jacinto Branco Vasconcelos-Raposo*

Universidade de Trás-os-Montes e Alto Douro

Resumo

O propósito do presente estudo foi avaliar a confiabilidade, a validade factorial e a invariância (por sexo) da versão portuguesa do TEOSQ (Fonseca & Biddle, 2001). Integraram a amostra 1010 estudantes com uma média de idade de 15,42 anos. A análise factorial e da invariância foi avaliada através da análise factorial confirmatória. Os resultados corroboram a proposta de uma estrutura de duas subescalas (tarefa e ego). Com base nos índices de modificação e justificação teórica, o TEOSQp foi reduzido a 12-itens, com melhores índices de adequação para o modelo oblíquo. Os resultados relativos à invariância por sexo não apresentaram apoio empírico total para a assumpção de equivalência multi-grupo, sugerindo que o TEOSQp não parece avaliar as orientações cognitivas do mesmo modo, para os indivíduos do sexo masculino (modelo ortogonal) e feminino (modelo oblíquo). Face aos resultados obtidos, foram discutidas as implicações conceptuais, empíricas, assim como os aspectos de carácter aplicado.

Palavras-chave: Task and Ego Orientation in Sport Questionnaire; propriedades psicométricas; desporto.

Abstract

The present research assessed the reliability, factorial validity and measurement invariance (by gender) of the Portuguese version of TEOSQ –Task and Ego Orientation in Sport Questionnaire (Fonseca & Biddle, 2001). Data were collected from 1010 physical education students with a mean age of 15.42 ($SD=1.91$). Factorial and invariance measurements were tested via confirmatory factorial analysis. Results supported internal consistency for the two proposed subscales (task and ego). Based on modification indices and theoretical justification the TEOSQp was reduced to 12 items with better goodness-of-fit indices for the oblique model. The results of gender invariance did not provide full empirical support to the multi-group equivalence assumption, being suggested that TEOSQp does not measure in the same way goal orientations for boys (orthogonal model) and girls (oblique model). In light of these results, conceptual, empirical and practical issues were discussed.

Keywords: Task and Ego Orientation in Sport Questionnaire; psychometrics properties; sport.

Este trabalho insere-se no âmbito da psicometria aplicada ao desporto, exercício e saúde. Presentemente, assistimos a um volume elevado de publicações, em língua portuguesa, na área da Psicologia em geral e, de uma forma particular, na área da Psicologia do exercício, que recorrem a instrumentos que não estão devidamente validados. De modo a contrariar esta tendência na prática da investigação científica nos países de língua portuguesa damos, com o presente trabalho, início a uma série de publicações que têm por objectivo disponibilizar informação e instrumentos psicológicos validados através dos processos de análise factorial confirmatória. Para o efeito, seleccionámos um dos instrumentos mais utilizados na literatura da psicologia do desporto, exercício e saúde: o TEOSQp (*Task and Ego Orientation in Sport Questionnaire*).

O presente trabalho vai ao encontro das recomendações de Goulart, Rose e Rezende (2007, p. 26) que sugerem a necessidade de dar continuidade ao processo de adaptação de instrumentos psicológicos, de forma a garantir uma adequada utilização dos mesmos. O aprofundamento dos estudos para a validação de instrumentos deverá, preferencialmente, recorrer à modelação de equações estruturais (*Structural Equation Modeling* – SEM), na medida em que esta se apresenta mais eficaz para lidar com múltiplas relações (Hair, Anderson, Tatham, & Black, 2005).

A análise factorial confirmatória (AFC) é uma técnica estatística relativamente recente e que rapidamente tem vindo a substituir a técnica mais tradicional da análise factorial exploratória (AFE). A AFC permite testar, de forma mais robusta, a estrutura factorial dos instrumentos utilizados para mensurar variáveis latentes na investigação (Long, 1983) em vários domínios, mas de uma forma particular na psicologia. A AFC é uma aplicação particular das SEM que permite ao investigador atribuir os itens de um instrumento a um determinado factor de

* Endereço para correspondência: Universidade de Trás-os-Montes e Alto Douro, Rua Dr. Manuel Cardona, 5000-558, Vila Real, Portugal. E-mail: jvraposo@utad.pt

acordo com a proposição teórica previamente estabelecida (Mueller, 1996). As estatísticas de adequação do modelo evidenciam o quão consistente são os itens e as correlações do factor atribuídas ao modelo teorizado, face aos dados em análise. Para além deste aspecto, a AFC permite, através dos indicadores de adequação, determinar se: (a) a atribuição dos itens a cada um dos factores é aceitável (ou não) tal como indicado; (b) se os factores em estudo se relacionam entre si (ou não); e ainda, (c) permite-nos saber a magnitude dessas correlações.

Através da AFC, podemos calcular a confiabilidade (Cronbach e teste-reteste) dos instrumentos a serem utilizados pelos pesquisadores, mas de uma forma mais robusta, na medida em que a medição do erro é feita de forma independente do cálculo da AFC. No que se refere ao teste-reteste a AFC, poderá ser repetida em momentos bem diferenciados no tempo e em que a sua estrutura factorial é re-submetida a um processo avaliativo. Um outro aspecto a ter em consideração, neste processo para aceitar um instrumento psicológico como adequadamente validado, é o estudo da invariância. Este é feito através de comparações entre grupos ao nível do comportamento da estrutura factorial proposta. Com o estudo da invariância procuramos confirmar que o instrumento em estudo tem um comportamento idêntico, mesmo quando aplicada a diferentes grupos.

Tal como nos é dado a apreciar na literatura científica em Psicologia, um número muito elevado de estudos publicados recorrem a instrumentos que ou nunca foram validados ou que o fizeram recorrendo apenas à análise factorial exploratória. Assim, importa justificar a preferência da AFC relativamente à AFE.

Ambos os métodos servem para organizar variáveis observáveis nas suas respectivas variáveis latentes. A AFE, na sua aplicação, apresenta-se mais rígida do que a AFC, uma vez que há pelo menos quatro pressupostos estatísticos exigidos, que, no caso da AFC, não são necessários.

Quando o pesquisador opta pela análise factorial exploratória, as suas opções quanto às hipóteses da estrutura factorial estão limitadas a: (a) decidir sobre quais as variáveis observáveis a serem incluídas na análise; (b) escolher o tipo de AFE e de rotação (ortogonal ou oblíqua) a utilizar; e (c) especificar ou restringir o número de factores a serem extraídos, tal como é desejável ou teoricamente expectável. Mas, mesmo com todos estes cuidados, continua a existir uma margem de erro alargada quanto às eventuais interpretações da estrutura identificada (ver Bollen, 1989; Hertzog, 1989; Mueller, 1996).

As vantagens da aplicação da AFC estão na sua maior flexibilidade, o que na prática se traduz nos seguintes aspectos: (a) pode-se testar uma estrutura factorial tal como prescrito pela teoria e sem as limitações que foram descritas para AFE; (b) pode-se avaliar em detalhe os efeitos dos múltiplos erros de medida; (c) pode-se testar directamente hipóteses associadas à estrutura factorial preconizada na teoria que serviu de base para o processo

de construção e desenvolvimento do instrumento que se submete a estudo. Talvez o aspecto mais importante a ser tomado em consideração, seja o facto de que, em última instância, compete ao pesquisador decidir sobre os procedimentos a adoptar, fazendo, assim, prevalecer a teoria.

Ao longo da última década assistimos a um acréscimo acentuado do interesse dos pesquisadores pela identificação das diferenças individuais ao nível das orientações para o sucesso (Li, Harmer, & Acock, 1996). No entanto, e ainda na opinião destes autores, estes estudos emergem centrados na comparação dos valores dos factores obtidos, sem que, no entanto, se tenham preocupado em validar a estrutura factorial dos instrumentos a que recorrem para realizar as suas pesquisas. De acordo com Harwood, Hardy e Swain (2000), os estudos realizados no contexto do desporto e educação física têm-se revestido do maior interesse para um melhor esclarecimento sobre os comportamentos associados ao sucesso.

Durante os últimos 20 anos, os teóricos da '*achievement motivation*'¹ têm procurado identificar e compreender os factores subjacentes à demonstração de competência na realização de uma tarefa num dado contexto (Conroy, Elliot, & Hofer, 2003). Um dos construtos centrais na literatura contemporânea desta área de investigação centra-se nos objectivos de realização². Apesar da principal perspectiva teórica em que esta investigação se tem baseado (Nicholls, 1984) ter sido elaborada no contexto educacional, a sua transferência para o conhecimento dos índices motivacionais e dos seus comportamentos, orientados para a realização em outros contextos, e de entre esses os desportivos, tem-se demonstrado eficaz (Duda, 1993). A sua sistemática aplicação tem-se evidenciado como um óptimo auxílio na delimitação dos contextos motivacionais e da influência dos seus intervenientes, nomeadamente aqueles que procuram cientificar as suas intervenções ao nível da performance humana.

Apesar da diversidade terminológica associada à pesquisa centrada na motivação para o sucesso ('*achievement motivation*'), as principais designações utilizadas têm-se centrado na perspectiva dicotómica de orientação para a tarefa e para o ego³. O princípio em que se cinge os objectivos de realização é o de que um indivíduo adopta o objectivo/orientação que melhor reflecte a sua crença cognitiva acerca do que é necessário para maximizar a sua prestação/realização num dado contexto social. Por outras palavras, verifica-se a definição de uma 'teoria pessoal' para o que é fulcral na realização de uma dada tarefa ou situação.

¹ Dado não existir para este termo uma tradução semanticamente correcta e detentora do mesmo significado, decidimos manter a denominação original.

² Também definidos conceptualmente como orientações cognitivas ou motivacionais.

³ Outras designações têm sido utilizadas, embora as concepções se assumam como semelhantes: aprendizagem e performance; mestria e habilidade; e mestria e competitividade.

O trabalho inicial de Nicholls (1984) centrou-se na definição dos processos pelos quais as crianças diferenciavam a sorte, empenho, dificuldade da tarefa e capacidade. Assim, e como postulado por este autor, a natureza do contexto e propriedades do envolvimento numa tarefa são determinantes cruciais na adopção de uma concepção de capacidade mais ou menos diferenciada. Desta forma, aquando da adopção de uma orientação para a tarefa, a realização de uma actividade está associada à mestria, ao desenvolvimento de capacidades e melhorias auto-referenciadas. O sucesso em situações de orientação para a tarefa traduz-se no desenvolvimento pessoal, na aprendizagem ou na mestria percebida na realização de habilidades. Relativamente à orientação para o ego, o sucesso está relacionado com a “vitória” e com a demonstração de superioridade, preferencialmente empenhando-se pouco na realização da tarefa (Duda, 1993).

Considerando os pressupostos teóricos evidenciados, Nicholls (1989, p. 95) propôs a existência de uma ortogonalidade entre os objectivos de realização, de modo a reflectir as “diferenças individuais na predisposição para os diferentes tipos de envolvimento” (“*individual differences in the proneness to different types of involvement*”). A definição de uma natureza independente destes construtos significa que os indivíduos podem variar nos seus níveis de orientação motivacional. No contexto da prática desportiva, esta ortogonalidade apresenta-se com um carácter mais acentuado do que em outros domínios da prestação humana. Apesar de esta ser a concepção mais consensual no contexto desportivo (Chi & Duda, 1995; Duda, 1993; Duda, Chi, Newton, Walling, & Catley, 1995), outros autores têm sugerido que estes construtos são bipolares ou oblíquos (Dweck, 1986, 1999; Dweck & Legget, 1988)⁴, pelo que os indivíduos podem realizar actividades considerando os dois objectivos de realização. Assim, podem realizar tarefas com o objectivo de desenvolver as suas capacidades (tarefa/mestria) e, igualmente, obter os reconhecimentos sociais e demonstrar superioridade (ego/competitividade). Porém, a grande questão que Dweck (1999) coloca é quando surgem conflitos internos nos indivíduos sobre qual a orientação a escolher. Embora diversos estudos indiquem que a orientação para a tarefa origina melhores benefícios (ex: Steinberg & Maurer, 1999), outros têm demonstrado que a adopção de ambas as orientações cognitivas, se traduz em maiores níveis de divertimento, prazer, persistência na tarefa e, conseqüentemente, melhores níveis de *performance* (ex: Standage & Treasure, 2002).

Considerando esta perspectiva teórica, um dos principais questionários aplicados no contexto desportivo tem sido o TEOSQ (*Task and Ego Orientation in Sport Questionnaire* – Duda & Nicholls, 1992), constituindo

uma das versões portuguesas mais utilizadas a de Fonseca e Biddle (2001) – o TEOSQp. Contudo, é do nosso conhecimento que pouca investigação tem sido publicada quanto à definição da estrutura factorial da versão portuguesa deste instrumento, nomeadamente no que se concerne à utilização de procedimentos estatísticos rigorosos (AFC), ou à análise mais detalhada da organização factorial tendo em conta os diversos modelos propostos.

Assim, e considerando que o contexto de concepção da perspectiva teórica de base dos objectivos de realização e da motivação para o sucesso (*‘achievement motivation’*) é o educacional, o propósito do presente estudo é verificar a validade da aplicação do TEOSQp em estudantes (no presente caso, alunos de Educação Física). Igualmente, e dado os principais estudos nesta área de investigação se terem preocupado com a análise da diferenciação por sexo, o objectivo secundário do estudo visa analisar a invariância factorial do instrumento, aquando da comparação entre o sexo masculino e feminino.

Método

Este estudo baseia-se no paradigma correlacional, uma vez que se pretende compreender o grau e a forma de associação entre as variáveis analisadas. É, ainda, um estudo do tipo transversal, dado as variáveis terem sido medidas num único espaço temporal.

Amostra

Uma amostra de 1010 alunos de Educação Física (499 rapazes e 511 raparigas) participou de forma voluntária e anónima. Tinham idades compreendidas entre os 13 e os 18 anos de idade ($M=15.42$; $DP=1.91$). Uma das preocupações neste ponto foi somente considerar alunos com mais de 13 anos de idade, dadas as premissas de Nicholls (1989) quanto às concepções de capacidades (diferenciada ou indiferenciada). Tendo em consideração a natureza do conteúdo dos itens utilizou-se como critério de inclusão na amostra a obrigatoriedade dos estudantes frequentarem de forma prática a unidade curricular de Educação Física.

Instrumento

O TEOSQp (Fonseca & Biddle, 2001) é um questionário constituído por 13 afirmações sobre o sucesso no contexto desportivo, respondido de acordo com uma escala tipo Likert de 5 pontos (1=discordo completamente a 5=concordo completamente). Esta versão resulta da tradução e adaptação portuguesas da versão original proposta por Duda e Nicholls (1992). A sua concepção originou uma estrutura de dois factores (tarefa e ego), tendo diversos estudos demonstrado índices de consistência interna adequados para as duas dimensões (Duda & Whitehead, 1998).

⁴ Para um maior conhecimento da controvérsia acerca da definição da relação entre os dois objectivos de realização, consultar Harwood et al. (2000, p. 240-241).

Procedimentos Estatísticos

Inicialmente, realizou-se a maioria das estatísticas descritivas referentes a variáveis avaliadas com o uso de escalas Likert, como a média (*M*) e desvio padrão (*DP*). A análise da simetria da distribuição das frequências (normalidade univariada) foi efectuada através da utilização dos coeficientes *skewness* (assimetria) e *kurtosis* (achatamento).

Posteriormente, e baseado na estrutura factorial definida anteriormente, procedeu-se à Análise Factorial Confirmatória (AFC), utilizando o método de estimação *maximum likelihood*. Este método respeitou um número mínimo de 10 observações por item, proposta por Biddle, Markland, Gilbourne, Chatzisarantis e Sparkes (2001). Após a especificação e estimação do modelo, a sua adequação foi avaliada por um conjunto de índices de ajustamento/adequação: χ^2 (*Qui-quadrado*), pelo que um índice adequado é indicado por um valor não significativo, não descurando o facto de que o valor da sua significância varia em função inversa do tamanho da amostra (quanto maior a amostra, menor o valor de significância). Tendo em conta este facto, Jöreskog e Sörbom (1989) sugeriram um rácio definido pelo *Qui-quadrado* e os graus de liberdade (*df*), que se representa por χ^2/df , em que Byrne (1989) definiu como valores aceitáveis os compreendidos entre 2,0 e 5,0. Outros índices usualmente utilizados são o GFI: *Goodness of Fit Index*, NNFI: *Non-normed Fit Index* e o CFI: *Comparative Fit Index*, pelo que os seus valores tendem a variar entre 0 e 1, sendo proposto por Bentler e Bonnet

(1980) que valores acima de 0,90 sugerem um modelo adequado aos dados analisados. Por fim, foi utilizado o índice RMSEA: *Root Mean Square Error of Approximation*, em que valores menores que 0,08 indicam uma adequação aceitável, como definido por Li, Harmer, Duncan e Duncan (1998) e o índice AIC: *Akaike Information Criterion*, que indica o grau de parcimónia/simplicidade do modelo testado.

Para a identificação da invariância factorial do instrumento, inicialmente definimos um modelo de adequação apropriado para cada sexo. Após a obtenção dos factores, estes foram submetidos simultaneamente a uma análise multi-grupos (com correcção *Emulisrel6*) que visou efectuar um conjunto progressivo de restrições (*cargas* factoriais, variâncias e covariâncias), de forma a analisarmos a equivalência do instrumento para diferentes subgrupos (rapazes vs raparigas). O valor da diferença do *Qui-quadrado* ($\Delta\chi^2$) e respectivos graus de liberdade (*df*) foi utilizado para analisar possíveis diferenças significativas entre os diferentes modelos formulados. Para uma análise mais extensiva e detalhada dos procedimentos de análise multi-grupos, podemos consultar Byrne (2001) e Kline (2005).

Todos os procedimentos estatísticos foram efectuados usando o SPSS 16.0 e o AMOS 16.0.

Resultados

A Tabela 1 apresenta a análise descritiva inicial realizada em todos os itens do questionário.

Tabela 1
Análise Descritiva dos Itens do TEOSQp

	M ± DP	Skewness	Kurtosis
1. sou o único que consegue executar as técnicas	2,14 ± 1,24	- 0,481	- 0,211
2. aprendo uma nova técnica e isso me faz querer praticar mais	4,14 ± 0,96	- 0,024	0,108
3. consigo fazer melhor do que os meus amigos	2,37 ± 1,23	0,875	- 0,516
4. os outros não conseguem fazer tão bem como eu	1,98 ± 1,14	- 0,898	0,441
5. aprendo algo que dá prazer em fazer	4,25 ± 0,99	0,596	1,473
6. os outros cometem erros e eu não	1,89 ± 1,14	1,103	0,529
7. aprendo uma nova técnica esforçando-me bastante	4,18 ± 0,96	- 1,372	0,292
8. trabalho realmente bastante	3,93 ± 1,01	1,176	- 0,426
9. ganho a maioria das provas	3,10 ± 1,27	- 0,978	- 0,970
10. algo que aprendo me faz querer continuar e praticar mais	4,10 ± 1,00	- 0,604	0,385
11. sou o melhor	2,32 ± 1,36	- 0,012	- 0,766
12. sinto que uma técnica que aprendo está bem	3,81 ± 1,06	- 0,979	- 0,695
13. faço o meu melhor	4,54 ± 0,82	0,679	1,834

No geral, os alunos valorizam mais os itens relacionados com a orientação para a tarefa. Por sua vez, os valores da normalidade univariada tenderam a situar-se num intervalo associado a uma distribuição aproximadamente normal (Kline, 2005). Após calcular os valores de con-

sistência interna (alpha de Cronbach), verificaram-se os seguintes resultados considerados satisfatórios (Nunnally, 1978): amostra global (tarefa – 0,804; ego – 0,801); rapazes (tarefa – 0,787; ego – 0,801); e raparigas (tarefa – 0,818; ego – 0,798). Denotou-se para a amostra global

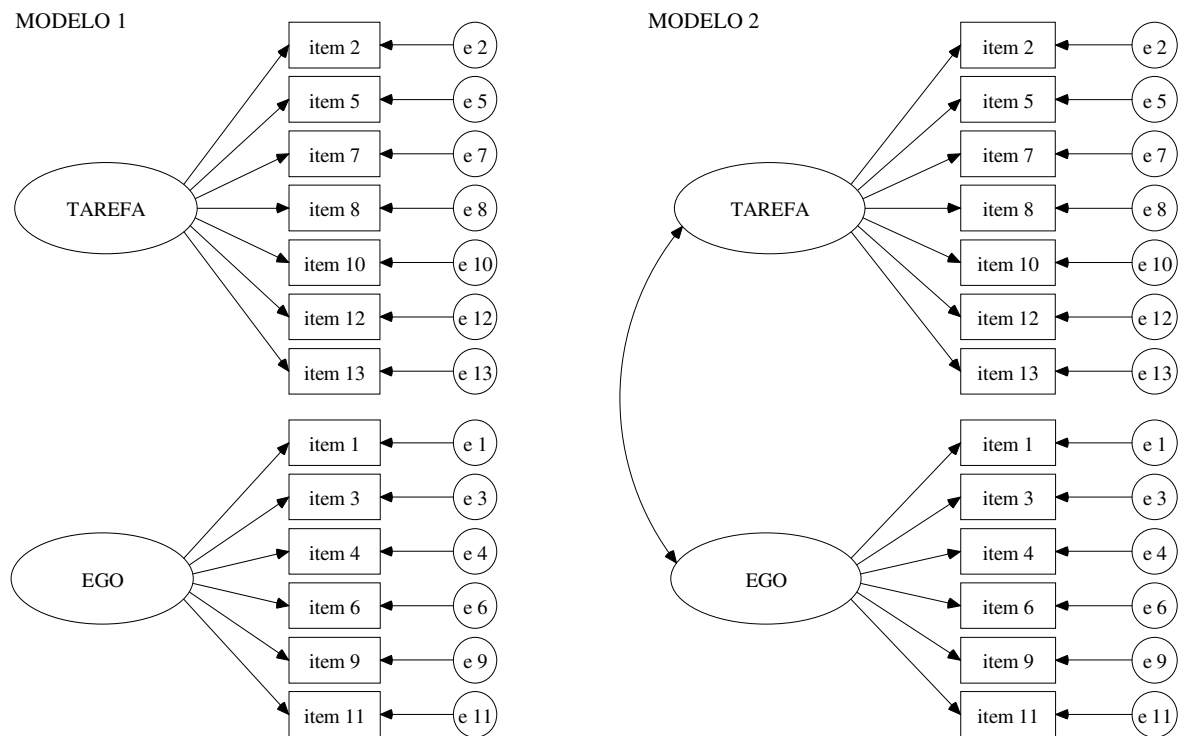


Figura 1. Modelos de medição testados no presente estudo

Tabela 2
Índices de Adequação (AFC)

	χ^2	df	χ^2/df	GFI	NNFI	CFI	RMSEA (IC 90%)	AIC
M_1 : ortogonal	464,71***	65	7,15	0,931	0,868	0,890	0,078 (0,071;0,085)	516,71
M_2 : oblíquo	453,56***	64	7,09	0,932	0,870	0,893	0,078 (0,071;0,084)	507,56
Revisão A M_1	366,82***	64	5,73	0,946	0,899	0,917	0,068 (0,062;0,075)	420,82
Revisão A M_2	362,14***	63	5,75	0,946	0,898	0,918	0,069 (0,062;0,076)	418,14
Revisão B M_1	265,93***	54	4,92	0,958	0,920	0,935	0,062 (0,055;0,070)	313,93
Revisão B M_2	262,03***	53	4,94	0,959	0,920	0,936	0,062 (0,055;0,070)	312,03

Nota. *** $p < 0,001$.

uma correlação significativa entre as orientações cognitivas ($r=0,133$; $p<0,001$), mantendo-se nas raparigas ($r=0,174$; $p<0,001$) e não se verificando nos rapazes ($r=0,084$; $p>0,05$).

Considerando estes dados, e dada a controvérsia quanto à associação entre os objectivos de realização (Harwood et al., 2000), aplicaram-se os procedimentos da AFC aos seguintes modelos: (M_1 : ortogonal; M_2 : oblíquo).

A Tabela 2 evidencia os resultados obtidos a partir das AFC efectuadas e respectivas revisões consideradas com base nas sugestões de modificação.

Como se pode verificar, obtiveram-se resultados insatisfatórios e similares para ambos os modelos. Do mesmo modo, os testes de modificação sugeriram a satura-

ção (*cross-loading*) do item 9 no factor orientação para a tarefa (revisão A) ou a sua eliminação do modelo (revisão B). Os resultados obtidos a partir das revisões efectuadas a ambos os modelos evidenciaram uma notória superioridade para o procedimento de eliminação do item 9 (revisão B), tendo os índices de ajustamento obtidos evidenciado valores aceitáveis. Relativamente aos modelos B revistos, quer o teste da diferença do *Qui-quadrado* ($\Delta\chi^2_{(1)}=3,90$; $p<0,05$), quer o valor do critério AIC advogam em favor do modelo oblíquo, sem a saturação factorial do item 9, sendo este o modelo mais parcimonioso e o que melhor se ajusta aos dados.

A Tabela 3 apresenta os coeficientes estandardizados e não estandardizados das *cargas* factoriais da revisão do

Tabela 3

Estimativas dos Coeficientes Estandarizados e Não Estandarizados para o Modelo Reviso B M₂

	CNE	EEM	CE
1. sou o único que consegue executar as técnicas (<i>Ego</i>)	0,881	0,050	0,647
2. aprendo uma nova técnica e isso me faz querer praticar mais (<i>Tarefa</i>)	0,838	0,050	0,614
3. consigo fazer melhor do que os meus amigos (<i>Ego</i>)	1,000*	—	0,741
4. os outros não conseguem fazer tão bem como eu (<i>Ego</i>)	0,848	0,046	0,675
5. aprendo algo que dá prazer em fazer (<i>Tarefa</i>)	0,748	0,051	0,531
6. os outros cometem erros e eu não (<i>Ego</i>)	0,786	0,045	0,628
7. aprendo uma nova técnica esforçando-me bastante (<i>Tarefa</i>)	0,945	0,051	0,694
8. trabalho realmente bastante (<i>Tarefa</i>)	0,968	0,053	0,672
10. algo que aprendo me faz querer continuar e praticar mais (<i>Tarefa</i>)	1,000*	—	0,703
11. sou o melhor (<i>Ego</i>)	0,947	0,054	0,634
12. sinto que uma técnica que aprendo está bem (<i>Tarefa</i>)	0,852	0,055	0,562
13. faço o meu melhor (<i>Tarefa</i>)	0,557	0,042	0,477

Nota. CNE: coeficiente não estandarizado; EEM: Erro estandarizado de medição; CE: coeficiente estandarizado. * Este parâmetro não foi testado ao nível da significância; todos os CNE são significativos a um nível de $p < 0,001$.

modelo B M₂, pelo que os elevados valores obtidos suportam a assumpção da validade convergente dos itens nas respectivas escalas.

Convém denotar que, mesmo após a eliminação do item 9, manteve-se a relação significativa entre factores ($r=0,077$; $p < 0,05$), embora com uma diminuição do coeficiente de associação. Também se manteve a relação significativa para as raparigas ($r=0,100$; $p < 0,05$), não se

verificando, contudo, uma associação significativa para os rapazes ($r=0,032$; $p > 0,05$).

Tendo em conta o propósito de definir a invariância factorial do modelo de medida referente ao TEOSQp, aplicaram-se os procedimentos da AFC a cada subgrupo (rapazes e raparigas) separadamente, tendo por base a revisão dos modelos B. A tabela 4 apresenta os resultados obtidos.

Tabela 4

Índices de Adequação da AFC por Sexo (Teste Preliminar da Análise de Invariância Factorial)

	χ^2	df	χ^2/df	GFI	NNFI	CFI	RMSEA (IC 90%)	AIC
Rapazes								
Revisão B M ₁	186,33***	54	3,45	0,941	0,893	0,913	0,070 (0,059;0,081)	234,33
Revisão B M ₂	186,27***	53	3,51	0,941	0,891	0,912	0,071 (0,060;0,082)	236,27
Raparigas								
Revisão B M ₁	142,22***	54	2,63	0,957	0,938	0,949	0,057 (0,045;0,068)	190,22
Revisão B M ₂	136,02***	53	2,57	0,958	0,940	0,952	0,055 (0,044;0,067)	186,02

Nota. *** $p < 0,001$.

Como se verifica, a análise dos modelos no sexo masculino revelou alguma similitude entre o modelo ortogonal e bipolar, não se verificando diferenças significativas entre estes ($\Delta\chi^2_{(1)}=0,06$; $p > 0,05$). Deste modo, e tendo por base o princípio da parcimónia (critério AIC) e o facto de este ter sido o modelo preferencial ao longo da vasta pesquisa efectuada até ao momento (Chi & Duda, 1995; Duda, 1993; Duda et al., 1995), optámos pela adopção do modelo ortogonal para os rapazes.

Quanto às raparigas, a aplicação dos modelos B demonstrou índices adequados de ajustamento, embora o teste das diferenças do χ^2 ($\Delta\chi^2_{(1)}=6,20$; $p < 0,05$) e do critério AIC revele que o modelo oblíquo é o mais apropriado para este subgrupo.

Tendo-se alcançado modelos adequados para ambos os sexos, efectuou-se uma análise do modelo partindo da conjugação dos modelos anteriores, pelo que os resultados demonstraram uma boa adequação [$\chi^2=322,35$; $\chi^2/df=3,01$; $GFI=0,950$; $NNFI=0,918$; $CFI=0,934$; $RMSEA=0,045$ (0,039;0,050); e, $AIC=420,35$].

Após este passo, procedemos à análise multi-grupos (com correcção *Emulisrel6*) dos seguintes modelos construtivos: C₁ – constrição das cargas factoriais e C₂ – constrição das variâncias estruturais. Na tabela 5 são apresentados os índices obtidos para cada modelo e o valor da diferença do *Qui-quadrado* ($\Delta\chi^2$) e os respectivos graus de liberdade (df).

Tabela 5
Índices de Adequação dos Testes de Invariância entre Rapazes e Raparigas

Descrição do modelo	χ^2	df	$\Delta\chi^2$	Δ_{df}	p
C Modelo base para rapazes e raparigas	322,35	107	—	—	—
C ₁ Constrição das cargas factoriais	344,79	117	22,44	10	p<0,05
C ₂ Constrição das variâncias estruturais	353,44	120	31,09	13	p<0,01
C _{1,1} Revisão do modelo C ₁	336,18	114	13,83	7	ns
C _{1,2} Revisão do modelo C ₂	336,55	116	14,20	9	ns

Nota. ns = p>0.05.

O segundo objectivo do presente estudo tem por base verificar se, para além da estrutura factorial ser diferente para a variável sexo, i.e., unicamente se pode assumir a *análise parcial da invariância factorial* (Kline, 2005), pelo que o teste das diferenças de χ^2 demonstrou a rejeição da invariância factorial para o modelo C₁ ($\Delta\chi^2_{(10)}=22,44$; p<0,05) e C₂ ($\Delta\chi^2_{(13)}=31,09$; p<0,01).

Como tal, de seguida procedeu-se a um conjunto incremental de constrições, de modo a identificar os parâmetros de mensuração/estruturais que não demonstraram equivalência entre rapazes e raparigas (modelos

C_{1,1} e C_{2,1}). Esta operação originou um modelo final reajustado que evidenciou invariância em relação ao modelo base ($\Delta\chi^2_{(9)}=14,20$; p>0,05) e uma óptima adequação aos dados [$\chi^2=322,35$; $\chi^2/df=3,01$; $GFI=0,950$; $NNFI=0,918$; $CFI=0,934$; $RMSEA=0,045$ (0,039;0,050); e, $AIC=420,35$]. Contudo, destacam-se como não invariantes/equivalentes para o sexo as saturações factoriais dos itens 4, 8 e 11 nas respectivas orientações motivacionais.

Na Tabela 6, são apresentados os coeficientes não estandardizados e estandardizados dos itens não equivalentes entre rapazes e raparigas.

Tabela 6
Estimativas dos Coeficientes Estandarizados e Não Estandarizados para os Itens Não Invariantes

Parâmetro			Rapazes			Raparigas		
			<i>CNE</i>	<i>EEM</i>	<i>CE</i>	<i>CNE</i>	<i>EEM</i>	<i>CE</i>
Item 4	⇒	Orientação para o ego	0,909	0,064	0,684	0,763	0,054	0,654
Item 8	⇒	Orientação para a tarefa	0,864	0,068	0,606	1,065	0,067	0,730
Item 11	⇒	Orientação para o ego	1,001	0,075	0,643	0,865	0,066	0,608

Nota. CNE: coeficiente não estandardizado; EEM: Erro estandardizado de medição; CE: coeficiente estandardizado; todos os CNE são significativos a um nível de p<0,001.

Da análise desta tabela, denota-se que o coeficiente de regressão por parte dos rapazes é superior nos itens pertencentes à orientação para o ego (itens 4 e 11), enquanto o coeficiente do item 8, que integra a orientação para a tarefa, evidencia um valor maior por parte das raparigas.

Discussão dos Resultados

Durante o processo de desenvolvimento e validação de um questionário, e após determinar as suas características psicométricas (quase sempre recorrendo a análises factoriais exploratórias), convém confirmar esses resultados ou testar os modelos previstos teoricamente, recorrendo para isso a um tipo de análise confirmatória (usualmente a AFC). Tal é importante porque: (a) a AFC é, geralmente, centrada na teoria subjacente à escala a validar, o que permite uma análise mais adequada; e, (b)

ao efectuar o procedimento da AFC, permite determinar uma estrutura factorial que se mantenha, tendencialmente, consistente com outras amostras estudadas.

Os resultados obtidos, aquando da análise do TEOSQp à totalidade da amostra, demonstram que o item 9 (“... ganho a maioria das provas”) revela problemas de natureza conceptual quanto à sua compreensão. A sua qualidade semântica parece não permitir aos alunos delimitar a orientação cognitiva subjacente à sua interpretação. Deste modo, o facto de ganhar as provas tanto pode ser um indicador de melhoria auto-referenciada e demonstração de competência (orientação para a tarefa), ou demonstração de superioridade perante o adversário, em situação de sucesso desportivo (orientação para o ego), pelo que a opção de eliminação do item procurou respeitar as premissas teóricas inerentes à estrutura bidimensional da medida de avaliação (Treasure et al., 2001). Futuras modificações, neste item, são necessárias para a

sua correcta inclusão no modelo, quer ao nível da sua formulação semântica, quer no referente à sua compreensão explícita por parte de raparigas e rapazes. Quanto à eliminação deste item, convém, contudo, manter presente uma atitude crítica e relativista, pois a sua eliminação não deverá ser generalizada, uma vez que o mesmo poderá revestir-se da maior relevância, ou não, em função do tipo de praticantes e do contexto desportivo em estudo.

O presente modelo do TEOSQp, validado para a presente amostra, assume que a relação entre os dois factores (tarefa e ego) é oblíqua (embora o nível de associação seja baixo), tal como definido por Dweck (1986, 1999) e Dweck e Legget (1988), mas contrário a outros estudos (ex: Chi & Duda, 1995). No entanto, no modelo desenvolvido por Vlachopoulos, Biddle e Fox (1997) e em outros estudos (ex. Guivernau & Duda, 1994) também se verificou uma relação positiva e significativa entre estes dois factores. De igual modo, os presentes resultados vão de encontro aos obtidos na validação das versões norte-americana (Li et al., 1996, pp. 231-233) e espanhola (Guivernau & Duda, 1994, p. 41), em que se denota que o modelo mais parcimonioso é o de natureza oblíqua. No entanto, nestes casos enunciados, os autores optaram por advogar, unicamente, pela natureza bidimensional do instrumento de avaliação psicológica em relação à estrutura unidimensional.

Neste âmbito, a associação entre estes dois factores do TEOSQ tem sido fonte de acesa controvérsia entre pesquisadores. No entanto, para o contexto educacional os presentes resultados indicam que é possível aos alunos realizarem actividades visando os dois objectivos de realização, isto é, podem querer desenvolver a sua competência na realização da tarefa, assim como demonstrar superioridade perante os colegas (Dweck, 1986, 1999). Assim, pese embora a reduzida magnitude do coeficiente de correlação ($r=0,077$; $p<0,05$), estes resultados indicam que a melhor adequação aos dados recolhidos faz-se através da existência de uma relação oblíqua entre os objectivos de realização, o que suporta a possibilidade de compatibilidade destes dois estados psicológicos, em certas situações particulares. Em certos contextos e momentos, a natureza do processamento cognitivo (focos atencionais e preocupações dos indivíduos), bem como as “lentes” interpretativas (orientação para o ego e/ou tarefa) com as quais as informações do desempenho são analisadas podem partilhar de semelhanças qualitativas.

Contudo, salientamos que a verdadeira questão subjacente a este facto tende a ser o modo como o professor define o sucesso na realização duma tarefa desportiva (tipos de envolvimento), sendo este facto salientado por Nicholls (1989, p. 16-17) que afirma que:

... a qualidade do envolvimento da criança pode indiciar uma mudança do focus dos requisitos para a realização da tarefa ... para uma orientação para o ego, em que a sua participação é auto-avaliada em função da prestação dos outros.

Quanto à delimitação da invariância factorial, esta tende a ser considerada uma condição primária e necessária para a comparação de diferentes grupos. Caso contrário, a generalização e comparações são comprometidas sempre que se utilizam os instrumentos que não foram sujeitos a este tipo de avaliação. Como verificado na maioria dos estudos que aplicaram o TEOSQ, as principais comparações centram-se na variável sexo. Os resultados do presente estudo, evidenciam que no contexto educacional, as raparigas e os rapazes diferem no modo como percebem e definem o sucesso, de acordo com as suas ‘teorias pessoais’.

Tal como se verificou no estudo de Chi e Duda (1995, p. 95) para diferentes amostras, “... os resultados sugerem que o TEOSQ não mede os mesmos conceitos na medida em que os itens do TEOSQ são interpretados de forma diferente ...”.

No presente estudo, os dados sugerem, de forma elucidativa, que para os rapazes assume-se a ortogonalidade dos construtos, pelo contrário, as raparigas definem uma relação significativa entre a orientação para a tarefa e para o ego. Igualmente, os itens 4, 8 e 11 tendem a ser valorizados diferenciadamente, denotando-se uma superioridade no coeficiente de regressão dos itens pertencentes à orientação para o ego, por parte do sexo masculino, ao invés do item que integra a orientação para a tarefa.

Os dados sugerem existir variações de ordem sociocultural no que se refere à valorização diferenciada que as orientações cognitivas desempenham na interpretação do sucesso desportivo e conformidade com as inerentes expectativas sociais. Quando as amostras de ambos os sexos são analisadas de forma independente, o grupo masculino parece ser mais sensível à comparação social e mais orientado para a vitória do que o sexo feminino (Duda, 1993; Duda & Nicholls, 1992; Standage & Treasure, 2002; Vlachopoulos et al., 1997). No presente estudo, estes pressupostos são suportados por uma maior e significativa ($t_{(1008)}=3,28$; $p<0,01$) valorização da orientação para o ego por parte do sexo masculino ($2,23\pm0,94$) relativamente ao sexo feminino ($2,05\pm0,86$).

Deste modo, parece existir uma mediação sociocultural entre as concepções e os comportamentos de desempenho desportivo, em que para os rapazes a comparação auto-referenciada pode surgir como isolada ou conjugada com a comparação normativa, ao invés, as raparigas em que se evidenciam uma relação significativa entre a comparação normativa, aquando da realização de uma tarefa desportiva no contexto da Educação Física, e a orientação cognitiva para a tarefa.

Igualmente, sugere-se que a citada natureza diferenciada de valorização dos objectivos de realização entre rapazes e raparigas pode explicar parte das diferenças existentes no que concerne à interacção entre o contexto situacional de aprendizagem e desenvolvimento de uma tarefa e o respectivo envolvimento do indivíduo nesse mesmo comportamento. Parece-nos evidente a necessi-

dade de no, futuro, a pesquisa nesta área do saber aprofundar este pressuposto, tendo em conta a variável sexo e consagrando, à partida, a análise diferenciada da relação (ortogonal *vs* oblíqua/bipolar) entre objectivos de realização.

Apesar de algumas limitações do estudo (tipo de amostragem não probabilística e carácter transversal da pesquisa), a presente investigação proporciona um melhor conhecimento de como os jovens definem o sucesso num envolvimento situacional, sendo neste caso analisado o contexto da Educação Física. Por outro lado, é recomendável que seja feita uma dissociação entre o contexto escolar e o desporto competitivo federado, na medida em que parecem existir algumas diferenças subjacentes à forma como os intervenientes (alunos/atletas e professor/treinador) interpretam ou definem o tipo de envolvimento nestes contextos. Harwood et al. (2000) chegam mesmo a sugerir que, no contexto desportivo competitivo, não se pode verificar um envolvimento para a tarefa, pelo que, obviamente, tal posição não é consensual (Treasure et al., 2001).

Em suma, o presente estudo, ao consagrar simultaneamente aspectos de ordem teórica e empírica, conclui: (a) ser necessário proceder a uma revisão semântica do item 9, de modo a que expresse a respectiva orientação cognitiva subjacente; (b) que a estrutura factorial bidimensional que consagra uma relação oblíqua entre as dimensões é aquela que revela melhor adequação aos dados (após a eliminação do item citado anteriormente); e (c) que parecem existir pequenas diferenças ao nível da equivalência factorial do instrumento quando analisada a variável sexo, sugerindo-se uma distinção no modo como os objectivos de realização estão relacionados e são valorizados por parte dos rapazes e raparigas.

Assim, assume-se ser necessário um aprofundamento destas questões em futuras pesquisas, de modo a analisar-se a relevância e difusão destas conclusões, alertando-se, desde já, os investigadores interessados nesta temática para que analisem diferenciadamente a correspondência entre objectivos de realização (ortogonal *vs* oblíqua/bipolar) tendo em conta a variável sexo.

Do mesmo modo, sugere-se a necessidade de existirem mais investigações centradas na validação do TEOSQp, preferencialmente considerando diferentes níveis competitivos e analisando, simultaneamente, o contexto desportivo federado e a Educação Física. Igualmente, deve-se considerar que, aquando do desenvolvimento e tradução de um questionário, os investigadores continuam a determinar as suas propriedades psicométricas e respectivas estruturas factoriais (Fernandes, 2005; Fernandes & Vasconcelos-Raposo, 2005), o que não parece acontecer, principalmente no contexto desportivo. Tal é indesejável, devendo diversas variáveis de envolvimento (sexo, idade e prática desportiva) ser consideradas no estudo da invariância do modelo de medida definido. Outra situação é a da delimitação temporal, isto

é, a conceptualização encontrada neste momento e neste contexto, e que se apresenta válida e confiável, poderá já não ser daqui a uns anos e num outro contexto socio-cultural (Cox, Martens, & Russell, 2003).

Por estas razões, julgamos ser prioritário desenvolver-se esforços no sentido de se evidenciarem diligências no sentido da validação de instrumentos para os países de língua portuguesa. Este objectivo pode ser conseguido através da aproximação de pesquisadores com interesses comuns e conhecimentos que se complementem, existentes nos diferentes países e continentes.

Referências

- Bentler, P., & Bonnet, D. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88, 588-606.
- Biddle, S., Markland, D., Gilbourne, D., Chatzisarantis, N., & Sparkes, A. (2001). Research methods in sport and exercise psychology: Quantitative and qualitative issues. *Journal of Sports Sciences*, 19, 777-809.
- Bollen, K. (1989). *Structural equations with latent variables*. New York: John Wiley & Sons.
- Byrne, B. M. (1989). *A primer of LISREL: Basic applications programming for confirmatory factor analytic models*. New York: Springer-Verlag.
- Byrne, B. M. (2001). *Structural equation modelling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming*. Trenton, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Chi, L., & Duda, J. (1995). Multi-sample confirmatory factor analysis of the task and ego orientation in sport questionnaire. *Research Quarterly for Exercise and Sport*, 66(2), 91-98.
- Conroy, D., Elliot, A., & Hofer, S. (2003). A 2 X 2 achievement goals questionnaire for sport: Evidence for factorial invariance, temporal stability, and external validity. *Journal of Sport & Exercise Psychology*, 25, 456-476.
- Cox, R., Martens, M., & Russell, W. (2003). Measuring anxiety in Athletics: The Revised Competitive State Anxiety Inventory-2. *Journal of Sport & Exercise Psychology*, 25, 519-533.
- Duda, J. (1993). Goals: A social-cognitive approach to the study of achievement study in sport. In R. Singer, M. Murphy, & L. Tennant (Eds.), *Handbook of research in sport psychology* (pp. 421-436). New York: Macmillan.
- Duda, J., Chi, L., Newton, M., Walling, M., & Catley, D. (1995). Task and ego orientation and intrinsic motivation in sport. *International Journal of Sport Psychology*, 26(1), 40-63.
- Duda, J., & Nicholls, J. (1992). Dimensions of achievement motivation in schoolwork and sport. *Journal of Educational Psychology*, 84, 290-299.
- Duda, J., & Whitehead, J. (1998). Measurement of goal perspectives in the physical domain. In J. Duda (Ed.), *Advances in sport and exercise psychology measures* (pp. 21-48). Morgantown, WV: Fitness Information Technology.
- Dweck, C. (1986). Motivational processes affecting learning. *American Psychologist*, 41, 1040-1048.
- Dweck, C. S. (1999). *Self-theories: Their role in motivation, personality, and development*. Philadelphia, PA: Taylor & Francis.

- Dweck, C., & Leggett, E. (1988). A social-cognitive approach to motivation and personality. *Psychological Review*, 95, 256-273.
- Fernandes, H. (2005). Análise factorial confirmatória do IMAAD numa população adulta. *Psychologica*, 38, 307-320.
- Fernandes, H., & Vasconcelos-Raposo, J. (2005). Continuum de autodeterminação: Validade para a sua aplicação no contexto desportivo. *Estudos de Psicologia* (Natal), 10(3), 385-395.
- Fonseca, A. M., & Biddle, S. (2001). Estudo inicial para a adaptação do TEOSQ à realidade portuguesa: Questionário sobre a orientação para a tarefa e para o ego no Desporto (TEOSQp). In A. M. Fonseca (Ed.), *A FCDEF-UP e a Psicologia do Desporto: Estudos sobre motivação*. Porto, Portugal: Editora da Universidade do Porto.
- Goulart, C., Rose, D., Jr., & Rezende, A. (2007). Tradução e validação do instrumento orientações às metas, aplicado a jovens esportistas brasileiros. *Revista de Educação Física*, 139, 20-28.
- Guivernau, M., & Duda, J. L. (1994). Psychometric properties of a Spanish version of the Task and Ego Orientation in Sport Questionnaire (TEOSQ) and Beliefs about the Causes of Success Inventory. *Revista de Psicologia del Deporte*, 5, 31-51.
- Hair, J., Anderson, R., Tatham, R., & Black, W. (2005). *Análise multivariada de dados*. Porto Alegre, RS: Bookman.
- Harwood, C., Hardy, L., & Swain, A. (2000). Achievement goals in sport: A critique of conceptual and measurement issues. *Journal of Sport & Exercise Psychology*, 22, 235-255.
- Hertzog, C. (1989). Using confirmatory factor analysis for scale development and validation. In M. P. Lawton & A. R. Hertzog (Eds.), *Social research methods for gerontology* (pp. 281-306). New York: Bagwood-Mifflin.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1989). *LISREL 7: User's reference guide*. Mooresville, IN: Scientific Software.
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modelling*. New York: The Guilford Press.
- Li, F., Harmer, P., & Acock, A. (1996). The task and ego orientation in sport questionnaire: Construct equivalent and mean differences across gender. *Research Quarterly for Exercise and Sport*, 68(2), 228-238.
- Li, F., Harmer, P., Duncan, T., & Duncan, S. (1998). Confirmatory factor analysis of the task and ego orientation in sport questionnaire with cross-validation. *Research Quarterly for Exercise and Sport*, 69(3), 276-283.
- Long, J. (1983). *Confirmatory factor analysis. A preface to LISREL*. Beverly Hills, CA: John Wiley & Sons.
- Mueller, R. (1996). Confirmatory factor analysis. In *Basic principles of structural equation modeling: An introduction to LISREL and EQS* (pp. 62-128). New York: Springer-Verlag.
- Nicholls, J. G. (1984). Achievement motivation: Conceptions of ability, subjective experience, task choice and performance. *Psychological Review*, 91, 328-346.
- Nicholls, J. G. (1989). *The competitive ethos and democratic education*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Nunnally, J. (1978). *Psychometric theory*. New York: McGraw-Hill.
- Standage, M., & Treasure, D. C. (2002). Relationship among achievement goal orientations and multidimensional situational motivation in physical education. *British Journal of Educational Psychology*, 72, 87-103.
- Steinberg, G. M., & Maurer, M. (1999). Multiple goal strategy: Theoretical implications and practical approaches for motor skill instruction. *Journal of Physical Education, Recreation and Dance*, 70(2), 61-65.
- Treasure, D., Duda, J., Hall, H., Roberts, G., Ames, C., & Maehr, M. (2001). Clarifying misconceptions and misrepresentations in achievement goal research in sport: A response to Harwood, Hardy and Swain. *Journal of Sport & Exercise Psychology*, 23, 317-329.
- Vlachopoulos, S., Biddle, S., & Fox, K. (1997). Determinants of emotion in children's physical activity: A test of goal perspectives and attribution theories. *Pediatric Exercise Science*, 9, 65-79.